N. Družinin

STATISTIKA TEOORIA

PROF. N. DRUŽININ

STATISTIKA TEOORIA

SOOVITATUD ÕPPEVAHENDINA
NÕUKOGUDE KAUBANDUSTEHNIKUMIDELE
NSV LIIDU KAUBANDUSMINISTEERIUMI
ÕPPEASUTUSTE VALITSUSE POOLT

EESTI RIIKLIK KIRJASTUS
TALLINN 1958

Originaali tiitel:

Н. К. Дружинин

ТЕОРИЯ СТАТИСТИКИ

Госторгиздат

Москва 1954

Tõlkinud J. Masing

SISSEJUHATUS

1. Statistika tähtsus ühiskondliku elu nähtuste uurimisel

Meie ajalehtedes avaldatakse iga kvartal NSV Liidu Ministrite Nõukogu juures asuva Statistika Keskvalitsuse teadaandeid rahvamajanduse arendamise riikliku plaani täitmise kokkuvõtetest. Nendes tedaannetes tuuakse ära mitmesugused arvulised andmed ja näitajad, mida nimetatakse statistilisteks: tööstuse ja selle tähtsamate harude kogutoodangu plaani täitmine, põllumajandustoodangu kasvu iseloomustavad näitajad, kaubakäibe tõus, kolhoosituvgudele toodavate toiduainete hindade alanemine, rubla ostujõu suurenemine jne.

Küsitakse, miks nimetatakse neid andmeid ja näitajaid statistilisteks ja mida nad endast kujutavad?

Sõna *statistika* tuleneb ladinakeelsest sõnast *status*, mida kasutatakse riigi üldmõiste väljendamiseks. Terminit *statistika* hakati XVIII sajandil kasutama ülikoolides loetava õppeaine nimetusena, mis käsitles riiklikku korraldust, riigi «tähelepanuväärsusi». Sellest ajast alates hakati arvuliste näitajate kogumit, mis iseloomustas ühiskondliku elu üht või teist külge (majandust, elanikkonna liikumist ja koosseisu jne.), hiljem aga üldse igasuguseid massilisi arvulisi andmeid nimetama statistilisteks.

Rääkides statistilistest andmetest kui arvulise iseloomuga faktide kogumist, ei tule arvata, et niisuguseid fakte registreeritakse ainult mingite objektide kogumi, näiteks kolhooside kogumi või jaemüügiettevõtete kogumi uurimise puhul. Faktide kogumit võib saada ka ühe objekti mingite näitajate uurimise tulemusena; näiteks antud kolhooside rühmast ühe tüüpilise kolhoosi või mingi tüüpilise jaemüügiettevõtte majanduse uurimise tulemused kogu aasta töö kestel.

Tuleb eristada statistilisi andmeid kui arvuliste näitajate kogumit, näiteks eespoolnimetatud Statistika Keskvalitsuse poolt avaldatavaid teadaandeid, neist võtetest ja viisidest, mille abil neid andmeid kogutakse ja töödeldakse, kuigi mõlemaid nimetatakse tavaliselt *statistikaks.* Statistika kursuse sisuks ongi statistiliste andmete kogumise ja töötlemise viisid, mitte aga lihtsalt mitmesuguste statistiliste andmete kokkuvõtt.

Kui juba ajaloo väga varastel perioodidel tekkis vajadus koguda statistilisi andmeid, mis võisid iseloomustada riigi ühiskondlikku elu ja elanikkonna varanduslikku olukorda, siis tänapäeva riik ei tule toime ilma kindla programmi järgi spetsiaalsete statistiliste asutuste poolt süstemaatiliselt kogutavate statistiliste andmeteta, mis puudutavad maa kogu territooriumi ulatuses tema majanduse, kultuurielu, elanikkonna liikumise jm. põhilise tähtsusega küsimusi.

Erakordselt suur on statistika tähtsus ühiskondlike nähtuste teaduslikul uurimisel. Igasugune tegelikkuse tõeliselt teaduslik tunnetamine peab tuginema faktide uurimisele. Sotsiaal-majanduslike nähtuste alal on niisugune faktide uurimine seotud statistika rakendamisega. Mitte ühtegi konkreetset küsimust, mis puudutab ühiskondlik-majanduslikke suhteid, ei ole võimalik uurida ilma vastavate statistiliste andmeteta. Tundes poliitökonoomia seadusi, ei saa me avastada ja näidata nende toimet konkreetsel maal kindla perioodi kestel, kui meil puuduvad teatmed faktide kohta statistiliste andmetena. Teame näiteks, et kapitalistliku akumulatsiooni üldine seadus seisneb järjest suurenevas varanduste kuhjumises väikese grupi kapitalistide kätesse, kusjuures töörahva hulkade vaesumine järjest suureneb. Kuid see on ainult nimetatud seaduse üldine väljendus. Selleks aga, et näidata, kuidas väljendub see seadus konkreetselt ühe või teise kapitalistliku maa tingimustes teatud perioodil, on vaja statistilisi andmeid, mis võiksid iseloomustada elanikkonna mitmesuguste klasside sissetulekuid antud maal. Meie sotsialistliku majanduse seaduspärasuste konkreetset avaldumist võime samuti väljendada ainult vastavate statistiliste näitajate abil.

Marksismi-leninismi klassikute teostes võime näha statistika niisugust kasutamist ühiskondlik-majanduslike suhete teatud alasse kuuluvate faktide uurimisvahendina. Avaldades oma teoses «Kapital» kapitalistlikku ühiskonda valitsevad seadused, toob K. Marx väga palju statistilisi andmeid nende seaduste konkreetse avaldumise iseloomustamiseks. Erakordselt laialdaselt kasutas V. I. Lenin oma töödes statistilisi andmeid mitmesuguste küsimuste uurimisel. Kõik V. I. Lenini majandusalased tööd, mis on pühendatud Venemaa majandusliku tegevuse analüüsile möödunud sajandi lõpuperioodi kohta, on alates kõige varasematest töödest ja lõpetades kapitaalse teosega «Kapitalismi arenemine Venemaal» rajatud niinimetatud semstvostatistika ja nende kõrval ka teiste vene statistika andmete läbitöötamisele. V. I. Lenini niisugused tähtsaimad tööd, nagu «Uued andmed kapitalismi ja põlluharimise arengu seadustest» ja «Imperialism kui kapitalismi kõrgeim staadium» sisaldavad maailma ja üksikute kapitalistlike maade majandust iseloomustavate statistiliste andmete sügavat analüüsi.

Nii on statistikal rakendusteaduse iseloom. Ta on vahendiks, mille abil ühiskonnateadused, eelkõige aga majandusteadus, lahendavad konkreetseid probleeme. Statistika kui teadusliku distsipliini sisusse kuuluvad küsimused, mis puudutavad statistiliste andmete kogumise põhimõtteid ja võtteid ning nende andmete üldistamise ja töötlemise viise. Statistikat võib nimetada **õpetuseks ühiskondlike nähtuste uurimise meetoditest nende nähtuste arvulises väljenduses.**

Käesolevas raamatus käsitletakse statistikat kui *metodoloogilist* teadust, kui õpetust ühiskonnateaduste konkreetsete probleemide uurimise meetoditest (võtetest ja viisidest). Esineb siiski ka teisi vaatekohti statistika teaduse sisu suhtes. Üheks levinud vaatekohaks osutub niisugune, mille kohaselt statistika kujutab endast *iseseisvat* teadust, mis uurib ühiskondliku elu nähtusi nende konkreetses ajaloolises olukorras. Nimetatud vaatekoha pooldajate arvamuse järgi seisneb statistika erinevus, võrreldes teiste ühiskonnateadustega, selles, et teised ühiskonnateadused avastavad ühiskondlike nähtuste üldised seadused, statistika tegeleb aga ühiskondliku elu konkreetsete nähtuste arvulise väljendamisega.

Ühiskondliku elu nähtuste uurimise vahendina on statistika endastmõistetavalt allutatud sotsiaal-majandusliku analüüsi ülesannetele. V. I. Lenin kirjutas: «Statistika peab illustreerima igakülgse analüüsi abil kindlakstehtud ühiskondlik-majanduslikke suhteid, mitte aga muutuma omaette eesmärgiks...» [1] Ei tohi eraldada meetodit ainest, mille uurimiseks seda rakendatakse, samuti uuritavate nähtuste kvantitatiivset külge nende kvalitatiivsest küljest. Statistik, kes kogub ja töötleb mingi majandusliku küsimusega seotud statistilisi andmeid, peab olema eelkõige majandusteadlane. See tähendab, et ainult sel juhul, kui statistikul on uurimise majanduslikest ülesannetest selged kujutlused, oskab ta õigesti koostada ka statistiliste andmete kogumise, töötlemise ja analüüsimise kogu programmi. Ei ole näiteks võimalik töötada välja mingilgi määral rahuldavat programmi kolhooside töö uurimiseks ja kogutud statistiliste andmete järgnevaks töötlemiseks, kui ei omata kujutlust kolhoositootmise ökonoomikast ja organisatsioonist ning selle uurimise eesmärkidest. Niisugusel juhul saadakse mõtestatud töö asemel lihtsalt mitte midagi ütlevate arvude kogum.

Statistiliste meetodite kasutamine ühiskonnateadustes sõltub faktide kogumi analüüsimise ülesannetest. Kui ökonomist uurib mingit majandusliku elu nähtust, püüab ta selle nähtuse iseloomustamiseks koguda küllaldase hulga arvulisi andmeid. Kui ta tahab näiteks teha kindlaks hindade taset kolhoosituruI möödunud turupäeval, siis ei piirdu ta ainult andmetega, mis on saadud ühest või teisest ostust-müügist, vaid püüab saada teateid, kui mitte kõigist toimunud ostudest-müükidest, siis vähemalt küllaldaselt suurest hulgast nendest. Täpselt samuti püüab ökonomist, uurides mingisuguse kollektiivi töö tulemusi, saada andmeid, mis iseloomustavad mitte ühe või kahe töötaja tööd, vaid paljude tööd kollektiivis. Miks on see aga vajalik? Sellepärast, et hinnad, millega toiduaineid ühel või teisel juhul müüdi või osteti, ei tarvitse osutuda iseloomulikeks ostu-müügi tehingute põhi-

[1] V. I. Lenin, Teosed, 3. kd., lk. 424.

massile. On võimalik, et nimetatud ühel-kahel juhul teostati ostud-müügid suhteliselt madalate hindadega. Kuid on ka võimalik, et müüjad müüsid toiduaineid neil juhtudel suhteliselt kõrgete hindadega. Järelikult ei peegelda nende juhtumite andmed õigesti ostu-müügi tehingute põhimassi hindade taset. Õiget ettekujutust sellest hindade tasemest võib saada ainult võimalikult suure hulga andmete alusel. Samuti ei tarvitse ühe või kahe töölise plaaniülesande täitmise andmed iseloomustada tööliste enamuse töötulemusi. Ka siin saab õige kujutluse kollektiivi liikmete rõhuva enamuse saavutustest ainult võimalikult suure hulga andmete alusel.

Niisugusele massiliste arvuliste andmete uurimisele rajanebki statistiliste meetodite rakendamine. Ökonomistil, kes uurib majandusliku elu mingisugust nähtust, ei ole võimalik nagu füüsikul või keemikul teostada katset, millele seatud tingimustega võiks kõrvaldada kõigi väliste põhjuste mõju ja võimalduks selgitada ainult uuritava teguri toimet puhtal kujul. Ökonomistil on tegemist paljude inimeste tegevuse väga keerukate tingimustega, tingimustega, milles põimuvad üksteisest läbi mitmesuguste põhjuste toimed. Igal üksikul juhul võib uuritava teguri mõju osutuda varjatuks teiste põhjuste mõjust. Ainult faktide kogumi üldistatud iseloomustamine, mille puhul niisuguste erandlike juhtude mõju «kustub», võib siin kaasa aidata uuritava teguri mõju väljaselgitamisele. Niisuguseid faktide üldistavaid arvulisi karakteristikaid saab ökonomist statistika abil.

On aga selge, et statistiliste meetodite rakendamine, mis võimaldab saada faktide kogumi kohta üldistavaid arvulisi iseloomustusi, ei kõrvalda ühiskondlike nähtuste analüüsimisel ka üksikute faktide uurimise vajadust. Ei tule arvata, et ökonomist peab tegelema ainult üldistatud statistiliste näitajatega. Üldistatud statistiliste näitajate kõrval ei tule jätta silmapaari vahele halva töö juhtumeid, mis tuleb kõrvaldada, või töö eesrindlaste saavutusi, kelle jaoks mitmesugustele keskmistele normidele rajanevad tootmisülesanded ei osutu enam mobiliseerivateks. Sellepärast peab ökonomist oskama ühendada andmete statistilist analüüsi üksikute iseloomulike faktide uurimisega. Ainult niisugusel tingimusel osutub tema töö tõeliselt viljakaks.

2. Lühiandmeid statistika ajaloost

Statistika tekkimist põhjustasid ühiskondlikud nähtused, riigijuhtimise praktilised vajadused. Väga pika perioodi kestel, veel enne, kui hakati tegelema küsimustega, mis otseselt puudutasid statistika teooriat, teostati mitmesuguste statistiliste andmete kogumist riigijuhtimise vajaduste rahuldamiseks.

Kõige varasemaks statistiliste andmete liigiks, mida koguti muistse maailma riikides, olid arvatavasti andmed elanike arvu kohta. Riigil oli vaja teada nende inimeste arvu, kes olid kõlblikud sõduriteks ja kes olid võimelised maksusid maksma. On andmeid, et rohkem kui 2000 aastat enne meie ajaarvamist teostati Hiinas rahvaloendusi. Muistses Kreekas ja muistses Roomas peeti samuti arvestust elanike arvu kohta.

Kohalikel rahvaloendustel Venemaal on oma ajalugu ammustest aegadest. Kroonikad mainivad niisuguste loenduste läbiviimisi juba XII sajandil, eesmärgiga arvele võtta maksustatavat elanikkonda.

Väga varakult algas ka niisuguste andmete kogumine, mis iseloomustavad elanikkonna ühe või teise grupi varanduslikku seisundit. Need andmed olid riigile vajalikud samuti maksustamise objektide kindlakstegemiseks. Neid koguti nii muistses Hiinas kui ka muistses Roomas. Niinimetatud tsensused, mis viidi läbi Roomas, registreerisid nii elanike arvu kui ka kodanike varanduslikku seisundit.

Venemaal on tuntud «pistsovoje delo» ehk «sošnoe pismo», s. o. künnimaa ja teiste kõlvikute üleskirjutused, mida teostati maksustamise eesmärgil XV, XVI ja XVII sajandil. Need muistsed vene maavalduste kohta peetavad katastrid, s. o. maatükkide hindamised nende maksustamise eesmärgil, kujutavad tervet epohhi varase vene statistika praktikas. Arhiivides on säilinud sellest ajast palju «kirjutajaraamatuid», mille koostamisele muistsed kirjutajad kulutasid palju tööd.

Vene statistilise praktika ajaloos on samuti märkimisväärsed nn. «revisjonid». Niisuguseid «revisjone» teostati «hingemaksuga» maksustatava elanikkonna arvelevõtmiseks. Ligikaudu poolteise sajandi jooksul viidi läbi kümme «revisjoni»: esimene neist korraldati Peeter Suure käsul 1718. aastal, viimane, s. o. kümnes, aga 1856. a. manifesti alusel.

On selge, et kõiki neid varaseid loendusi ja üleskirjutusi ei saa kõrvutada tänapäeval teostatavate statistiliste uurimustega. Neid teostati riigikassa huvides; nendele polnud hoopiski seatud puhtstatistilisi ülesandeid, nende läbiviimisel endastmõistetavalt ei kasutatud tänapäeva statistika reegleid; nende andmed — nagu näiteks «pistsovõje knigi» andmed, ei kuulunud isegi mitte mingil määral üldistamisele, isegi mitte kokkuvõtmisele andmete liitmise teel.

Puhtalt statistikaga kui teadusega seotud küsimuste — vaatlusprogrammide koostamise, statistiliste andmete kogumise ja nende töötlemise põhimõtete ja võtete küsimuste — väljatöötamisega alustati alles XVII sajandi teisel poolel ja XVIII sajandi algul.

Statistiliste uurimuste laialdaste programmide väljatöötamine oli vene statistikas esialgselt seotud riigi majandus-geograafilise uurimise nende ideedega, mis tekkisid XVIII sajandi vene teaduse eesrindlike esindajate mõtetes. Sel ajal oli märgata feodaal-pärisorjusliku korra tingimustes uute kapitalistlike suhete tekkimise protsessi, millega seoses kiirenes ka töö ühiskondliku jaotumise protsess, kaubakäibe suurenemine ja riigi rajoonide majandusliku spetsialiseerumise sügavnemine. Koos sellega laienes kiirelt ka riigi territoorium. Niiviisi kerkisid riigi majandus-geograafilise uurimise küsimused üles elu enda vajadustest.

Selle majandus-geograafilise suuna tähtsamateks esindajateks on Peeter Suure väljapaistev mõttekaaslane ja kaastööline V. N. Tatištšev (1686—1750) ja geniaalne vene teadlane M. V. Lomonossov (1711—1765). V. N. Tatištšev soovitas riigi majandus-geograafilise olukorra selgitamiseks vajalike statistiliste andmete kogumist teostada Teaduste Akadeemia poolt laialisaadetavate spetsiaalsete ankeetide abil. M. V. Lomonossov kavatses, nagu teada, koostada Venemaa atlase, mitmesuguseid majandusliku sisuga kaarte ja majandusalase sõnastiku. Ta soovitas samuti selleks vajalikke statistilisi andmeid koguda Teaduste Akadeemia kaudu selleks spetsiaalselt väljatöötatud programmi järgi.

Pärast Tatištševit ja Lomonossovit arendati XVIII ja XIX sajandi esimesel poolel paljude teadlaste töödes neid ideid riigi majandusgeograafilise olukorra selgitamise vajadusest ja selle töö praktiliseks teostamiseks vajalike statistiliste uurimuste programmi koostamisest. Neist töödest tuleb märkida näiteks Arsenjevi (1789—1856) töid, kuhu on koondatud põhilised statistilised andmed tolleaegse Venemaa kohta.

Maa tootlike jõudude edasine arenemine tingis riigi kasvavaid vajadusi statistiliste arvestuste järele, mis omakorda põhjustas XIX sajandi alguses suurendatud huvi statistika teaduse vastu. Statistika õpetamine koolides saab sel ajal Venemaal valitsuse erilise hoolitsuse osaliseks. 1804. aastal luuakse Teaduste Akadeemia juurde statistika kateeder ja seatakse sisse statistika õpetamine ülikoolides ja gümnaasiumides.

XIX sajandi esimesel poolel ilmuvad tööd, mis on pühendatud spetsiaalselt statistika teoreetilistele küsimustele. 1838. a. avaldati V. Porošini dissertatsioon «Statistika põhialuste kriitilised uurimused», milles kritiseeritakse saksa kirjeldavat suunda statistikas, ja statistika tunnistati eriliseks «moraalseks»[1] teaduseks. Kuid kõige väljapaistvamaks tolleaja statistik-teoreetikuks oli D. P. Žuravski (1810—1856). Žuravski originaalseimad teosed, milledest on tähtsamaks 1846. aastal ilmunud teoreetiline monograafia «Statistiliste andmete allikaist ja kasutamisest», pole ka praegu kaotanud oma teoreetilist huvi. Žuravski ennetas paljus teadusliku mõtte edasist arengut statistika metodoloogia valdkonnas.

XIX sajandi alguses organiseeritakse Venemaal ka esimene statistiline asutus statistika osakonna näol algul politseiministeeriumi juures, hiljem aga siseministeeriumi juures. See statistika osakond eksisteeris kuni 50-ndate aastate alguseni ja tema tööd

---

[1] Nii nimetati tol ajal ühiskonnateadusi. (Toimetaja.)

juhtis alguses akadeemik K. Herman, hiljem aga eespoolnimetatud tuntud statistik K. I. Arsenjev.

Siseministeeriumi juures olev statistika osakond muudeti XIX sajandi 50-ndatel aastatel ümber statistika komiteeks, mida 1857. a. alates hakati nimetama Statistika Keskkomiteeks.

Statistika Keskkomitee ning kohalikud kubermangude ja oblastite statistika komiteed kujutasid vene riikliku statistika organite süsteemi, mis jäi püsima kuni Suure Sotsialistliku Oktoobrirevolutsioonini.

Alates 1864. a. kuni 70-ndate aastate lõpuni juhtis Statistika Keskkomiteed tuntud vene maadeuurija P. P. Semjonov-Tjanšanski (1827—1914). Statistika Keskkomitee viis läbi rea ulatuslikke statistilisi töid, mis puudutasid elanikkonna liikumise, viljakülvi ja -lõikuse, rahvahariduse jm. küsimusi.

Statistika teaduse arengus ja praktikas kujutas üht väljapaistvamat etappi vene semstvostatistika, s. o. pärast 1861. a. talurahvareformi loodud kohalike omavalitsuste organite statistika. Seoses sellega, et ilma antud maakoha tootlike jõudude seisukorraga üksikasjalikumalt tutvumata polnud võimalik läbi viia semstvote kompetentsi kuuluvaid kohalikke majanduslikke töid (üritused põllumajanduse arendamiseks, kohaliku tähtsusega teede hooldamine, «hoolekanne» rahvahariduse eest jne.), hakkasid semstvoasutused osutama suurt tähelepanu antud rajooni majanduslikku olukorda valgustada võivate statistiliste andmete kogumisele. Alates 70-ndatest aastatest teostavad mitmed semstvod laiaulatuslikke statistilisi uurimusi, mis peamiselt on ette nähtud põllumajanduse ja kodutööstuse olukorra selgitamiseks.

Semstvostatistika tõi palju uut statistika metodoloogiasse ja praktikasse. V. I. Lenin, kes laialdaselt kasutas oma majandusalastes töödes semstvostatistika andmeid, kritiseeris teravalt selle statistika mõningaid esindajaid andmete ebaõige ja ebateadusliku läbitöötamise pärast, mis tulenesid narodniklikest seisukohtadest. Kuid üldkokkuvõttes hindas V. I. Lenin semstvostatistikat kõrgelt, märkides, et statistilise metodoloogia tähtsaimate küsimuste läbitöötamise alal jõudis semstvostatistika tunduvalt ette Lääne-Euroopa statistikast. Lenin kirjutas: «Eurooplaste lähem tutvumine meie semstvostatistikaga annaks tõenäoliselt tugeva tõuke sotsiaalse statistika arenemisele üldse.» [1]

Statistika ühe osa — õpetus väljavõttelisest vaatlusest — teoreetilised alused koos mõne teise küsimusega moodustavad tänapäeval iseseisva teadusliku distsipliini, niinimetatud *matemaatilise statistika*, mille meetodeid kasutatakse laialt tehnikas ja loodusteaduste alal eksperimentaalsete andmete analüüsimiseks. Matemaatiline statistika areneb koos tõenäosusteooriaga. Matemaatilisele statistikale on väga suure väärtusega kuulsa vene matemaa-

[1] V. I. Lenin, Teosed, 5. kd., lk. 186.

tiku P. L. Tšebõševi (1821—1894) ning tema väljapaistvate õpilaste A. A. Markovi (1856—1922) ja A. M. Ljapunovi (1857—1918) tööd.

3. Statistika NSV Liidus

Marksistlik-leninlik õpetus on selleks aluseks, millele toetub oma arenemises statistika teadus NSV Liidus. Statistika kui teaduse sisu ja ülesanded, statistilise materjali töötlemise põhimeetodid, mitmesuguste statistiliste näitajate kasutamise tingimused ja kõik teised statistika teooria ja praktika tähtsaimad küsimused on läbi töötatud nõukogude statistika teooria poolt vastavalt dialektilise materialismi seisukohtadele. Kõik see tõstis nõukogude statistika teaduse niisugusele kõrgusele, milleni ei küüni kodanlik statistika.

Nõukogude statistika tähtsus riigi valitsemise ja juhtimise töös on väga suur. Pärast Suurt Sotsialistlikku Oktoobrirevolutsiooni omandasid meie riigis ühiskonna kõigi ressursside ja vajaduste arvelevõtmise küsimused otsekohe esmajärgulise praktilise tähtsuse. Sel põhjusel rõhutas V. I. Lenin juba nõukogude võimu kehtestamise esimestest päevadest arvestuse tähtsust sotsialistlikus riigis, öeldes, et «ükski toode, ükski nael leiba ei tohi jääda välja arvestusest, sest sotsialism — see on eelkõige arvestus» [1].

Statistilised andmed on Nõukogude riigile vajalikud rahvamajanduse eri harude arenemise plaanide koostamiseks. Kuid majanduse plaanimine ei lõpe plaanide koostamisega. Rahvamajanduse plaaniline juhtimine seisneb samuti plaani täitmise kontrollimises, plaaniülesannete parandamises ja täpsustamises nende täitmise käigus. Selleks on vajalikud ka statistilised andmed, mis üksikasjaliselt valgustaksid olukorda rahvamajanduse igas lõigus, võimaldaksid välja selgitada täiendavaid ressursse nendes lõikudes ja annaksid võimaluse õigeaegselt avastada neid nõrku kohti, kus on vajalik tugevdada võitlust plaani täitmise eest.

Nõukogude statistika erineb kodanlikust satistikast nii olemuselt kui ka oma korralduselt.

On teada, missuguseks rahvahulkade petmise vahendiks on kodanlik statistika, mis teenindab nii kapitalistide klassi kui terviku huvisid ja mõnikord ka isegi üksikute selle klassi esindajate huvisid. Tänapäeva kapitalismi eesmärgiks on maksimaalse kasumi kindlustamine. See saavutatakse nii oma maa elanikkonna enamuse ekspluateerimise, ruineerimise ja vaeseks muutmise teel kui ka teiste maade, eriti aga mahajäänud maade, rahvaste orjastamise ja süstemaatilise riisumise teel. Maksimaalsete kasumite kindlustamiseks kasutatakse ka sõdasid ja kogu rahvamajanduse militariseerimist. Selles maksimaalse kapitalistliku kasumi kindlustami-

[1] V. I. Lenin, Teosed, 26. kd., lk. 260.

ses ongi tänapäeva kapitalismi põhiline majandusseadus ja kodanliku statistika ülesandeks on selle seaduse avalduste looritamine; ta võltsib statistilisi andmeid ja näitajaid kapitalistliku tegelikkuse ning tööliste olukorra ilustamiseks. Sellega aitab ta lõppkokkuvõttes kaasa tänapäeva kapitalismi põhilise majandusseaduse taotluste teostamisele.

Nõukogude statistika teenindab töötajate huvisid ja on sellepärast alati tõepärane. Nõukogude statistika saab endale vajalikke andmeid mitte eraettevõtetelt, mis püüavad «ärisaladuse» säilitamise eesmärgil moonutada andmeid oma tegevusest, vaid riiklikelt ja kooperatiivsetelt asutustelt, organisatsioonidelt ja ettevõtetelt, põllumajanduse osas aga kolhoosidelt. Kõik need asutused, organisatsioonid ja ettevõtted kannavad vastutust nende poolt esitatavate statistiliste andmete õigsuse eest, ja neil polegi tarvis saadud andmeid moonutada, kuna nad ise on ühtse sotsialistliku majanduse üksikosad.

Nõukogude Liidus on statistika ülesandeks rahvamajanduse plaanimise vajaduste igakülgne teenindamine. Kuid plaanimistöö võib olla edukas ainult sel juhul, kui plaanid õigesti peegeldavad sotsialistlikus ühiskonnas toimiva rahvamajanduse plaanipärase arendamise majandusseaduse nõudeid ja kui plaanid on kohaldatud sotsialismi põhilise majandusseaduse, millele tugineb rahvamajanduse plaanipärane arendamine, nõuetele. Alludes meie rahvamajanduse plaanimise ülesandele, on nõukogude statistika eesmärgiks kaasa aidata sotsialismi põhilise majandusseaduse nõuete teostamisele, mille olulisteks joonteks on kogu ühiskonna järjest kasvavate materiaalsete ja kultuuriliste vajaduste maksimaalse rahuldamise kindlustamine sotsialistliku tootmise pideva suurendamisega ja täiustamisega kõrgeima tehnika baasil.

Nõukogude Liidus on olemas lai statistiliste organite süsteem, mis kindlustab üksikasjalise statistilise informatsiooni saamist kõigi rahvamajandusharude olukorrast. Nõukogude Liidu riikliku statistika organid teostavad mitmesuguseid statistilisi uurimusi ja loendusi. Kuid nende uurimuste ja loenduste kõrval saavad nad suure hulga statistilisi andmeid asutuste, organisatsioonide ja majandite aruandluse näol. Kuna selle aruandluse allikaks on primaarne majandisisene arvestus, siis on Nõukogude Liidus kõik arvestuse liigid — statistiline arvestus, raamatupidamine ja operatiivne arvestus — orgaaniliselt kokku sulatatud ühtseks rahvamajandusliku arvestuse süsteemiks.

Riikliku statistika kõrgeimaks juhtivaks organiks Nõukogude Liidus on NSV Liidu Ministrite Nõukogu juures asuv Statistika Keskvalitsus. Statistika Keskvalitsuse peamiseks ülesandeks on riiklike plaanide täitmise käiku, sotsialistliku rahvamajanduse kasvu, rahvamajanduses leiduvaid materiaalseid ressursse ja nende ärakasutamist, samuti majanduse üksikute harude arenemises esinevate suhete ja plaani ületamise reserve näitavate tõepäraste ja teaduslikult põhjendatud statistiliste andmete läbitöötamine, analüüsimine ja õigeaegne esitamine valitsusele.

Statistika Keskvalitsus teeb otseselt rida tähtsaid statistilisi töid, mis ei ole seotud ministeeriumide ja keskasutuste statistikaga, nagu näiteks väiketööstuse ja loomade loendused, elanikkonna statistika, hindade registreerimine, kolhoosi-turukaubanduse statistika, tööliste, teenistujate ja kolhoosnikute büdžettide (s. o. tulude ja kulude andmete) uurimine jne., ning juhib ühtlasi ministeeriumide ja keskasutuste statistika korraldamist. Statistika Keskvalitsus vaatab läbi ja kinnitab kõigi ministeeriumide ettevõtete ja asutuste aruandluse instruktsioonid ja formularid, määrab kindlaks aruandluse esitamise tähtajad ja korra, annab näpunäiteid kõigile ministeeriumidele ja keskasutustele kohustusliku arvestuse ja statistika küsimustes. Statistika Keskvalitsusel on õigus tühistada igasugust ebaseaduslikku aruandlust, s. o. niisugust, mis on algatatud ministeeriumide või keskasutuste poolt ilma selle kinnitamiseta valitsuse poolt või ilma Statistika Keskvalitsuse korralduseta. Statistika Keskvalitsuse korraldused niisuguse ebaseadusliku aruandluse tühistamise kohta on kohustuslikud kõigile ministeeriumidele, keskasutustele, asutustele ja ettevõtetele.

Kõik ministeeriumid, keskasutused, organisatsioonid ja asutused on kohustatud esitama Statistika Keskvalitsusele materjalid kõigi nende poolt teostatavate statistiliste tööde kohta. Aruandluse andmed kogunevad Statistika Keskvalitsusse otse üksikutest ettevõtetest kui ka ministeeriumide ja keskasutuste koondaruannetena. Need andmed töötatakse läbi Statistika Keskvalitsuse mitmesugustes osakondades.

Statistika Keskvalitsuse kohalikeks organiteks on liiduvabariikide statistikavalitsused, autonoomsete vabariikide, kraide, oblastite ja ringkondade statistikavalitsused, Moskva, Leningradi ja liiduvabariikide pealinnade statistikavalitsused, ja riikliku statistika organite kogu süsteemi alglülina Statistika Keskvalitsuse inspektuurid rajoonides ja linnades.

Seega on Nõukogude Liidus loodud niisugune riikliku statistika süsteem, mille kujundamine on võimatu kapitalistlikes maades. Selle süsteemi range tsentraliseeritus ning kogu arvestuse ja statistika juhtimise koondamine ühtse organi kätte võimaldab kõige paremini organiseerida statistilisi ja arvestuslikke töid, allutades neid rahvamajanduse plaanimise ülesannetele ja vältides neis kõike üleliigset ja tarbetut.

I PEATÜKK

STATISTILINE VAATLUS

1. Statistilise vaatluse mõiste

Esimene ülesanne, mis kerkib statistiku ette, on uuritava nähtuse iseloomustamiseks ja analüüsimiseks vajalike arvuliste andmete kogumine. Niisugust arvuliste andmete kogumist, mis organiseeritakse statistika teaduse poolt väljatöötatud põhimõtete kohaselt, nimetatakse *statistiliseks vaatluseks.*

Statistilise vaatluse organiseerimise ja läbiviimise küsimus on majandusstatistiku jaoks suure tähtsusega. Majandusstatistik uurib ühiskondliku elu keerukaid protsesse, inimhulkade mitmepalgelist tegevust. Seda tegevust iseloomustavate arvuliste andmete kogumisega seotud raskused on silmnähtavad. Need raskused suurenevad veel seetõttu, et enamikel juhtudel on võimalik niisuguseid statistilisi vaatlusi läbi viia ainult paljude töötajate abil. XIX sajandi esimese poole tuntud vene statistik D. P. Žuravski märkis statistiliste andmete kogumisest rääkides, et see «nõuab erilist ettevaatlikkust» [1].

Neil juhtudel, kui statistikul on tegemist teatud objektide kogumiga, mitte aga üksiku tüüpilise objektiga, peab ta statistilise vaatluse organiseerimisel eelkõige täpselt piiritlema selle kogumi objektid, s .o. määrama kindlaks kogumi koosseisu. Näiteks linnade kaubandusettevõtete loendamisel kuuluvad endastmõistetavalt uuritavasse kogumisse ainult need ettevõtted, mis asuvad linnatüübilistes asustatud punktides. Kui uuritakse ainult jaekaubandust, siis on vajalik selgelt määratleda, missuguseid ettevõtteid tuleb lugeda jaeettevõteteks. On väga tähtis õigesti lahendada statistilisele vaatlusele kuuluvate objektide kogumi piiritlemise küsimus, kuna sellest sõltub ka kogutud statistiliste andmete töötlemise ja analüüsi tulemuste õigsus. Kritiseerides vana vene vabriku-tehase statistikat, märkis V. I. Lenin, et real juhtudel ei olnud võimalik neid andmeid kasutada ilma erilise täiendava töötlemiseta, mis oli tingitud just tööstuslike ettevõtete

[1] D. P. Žuravski, Statistiliste andmete allikaist ja kasutamisest. Gosplanizdat, 1946, lk. 90 (v. k.).

kogumi koosseisu määratluse ebatäpsusest. «Vabriku» ja «tehase» mõisted olid selles statistikas määratletud ebatäpselt; sageli kuulusid vabrikute ja tehaste hulka ka väikeettevõtted, milledel ei olnud vabriku ega tehase iseloomu.

Ühtede või teiste objektide kogumi kui statistilise vaatluse objekti piiritlemine on otseselt seotud selle kogumi *vaatlusüksuse* kindlaksmääramisega, s. o. niisuguse üksuse kindlaksmääramisega, millest peab vaatlust alustama, millelt saame andmeid vaatlemise protsessis. Näiteks osutub rahvaloenduse puhul niisuguseks vaatlusüksuseks perekond, kellelt saadakse andmeid tema kõigi liikmete kohta; kaubandustööliste kohta andmete kogumisel on vaatlusüksuseks kaubandusettevõte, mis annab andmeid oma töötajate kohta. Vaatlusüksuse valik oleneb teostatava statistilise vaatluse eesmärkidest. Vaatlusüksuse ebatäpne määratlemine võib tekitada statistilistesse andmetesse segadust. Selle üksuse kindlaksmääramisel peab vältima igasuguseid ebaselgusi. Kaubandusettevõtete loendamise puhul võib üles kerkida küsimus, missugune tunnus tuleb võtta aluseks vaatlusüksuse kindlaksmääramisel: territoriaalne eraldatus või ühise alluvuse tunnus. Esimesel juhul loetakse mingi kauplus ja tema teises kohas asuv filiaal kaheks eri vaatlusüksuseks, teisel juhul moodustavad nad koos ühe vaatlusüksuse.

Statistilise vaatluse alla võetud kogum hõlmab paljusid üksikuid objekte, mis on üksteisega teatud tunnuse järgi sarnased. Nii näiteks moodustaksid linnaelanike arvu ja koosseisu uurimisel statistilisele vaatlusele kuuluva kogumi meie maa linnade kõik elanikud. Sarnasuse tunnuseks, mille alusel oleks see kogum piiritletud, on kogumi iga liikme elamine linnas.

Jaemüügiettevõtete statistilisel uurimisel oleks sarnasuse tunnuseks, mis lubab neid ühendada ühte kogumisse, kõigile iseloomulik omadus — kaupade müümine otse elanikele.

Kuid niisuguse kogumi liikmetel on peale sarnasuse tunnuse, mille alusel nad on ühendatud, ka veel erinevuse tunnused, mis muutuvad objektilt objektile. Statistiku poolt loendatavad linnaelanikud erinevad üksteisest soolt ja vanuselt; nad erinevad elukutselt, hariduselt jne. Jaemüügiettevõtted erinevad samuti üksteisest käibe suuruselt, töötajate arvult jne. Nende objektilt objektile muutuvate tunnuste eri väärtused kujutavadki seda faktide kogumit, mida statistik tegelikult uurib. Teadusliku analüüsi protsessis kõrvutab statistik üksteisega nende faktide erinevaid rühmi, uurib nende muutumist ajas jne. Niisuguse faktide kogumiga on statistikul tegemist ka sel juhul, kui ta uurib mitte mingite objektide kogumit, vaid ühtainsat tüüpilist objekti, nagu näiteks tööstusettevõtet, kolhoosi jne. Niisugusel juhul leiab faktide kogum oma arvulise väljenduse statistilistes andmetes, mis iseloomustavad näiteks antud ettevõtte eri töötajate tööviljakust, tehase toodangu või kaubandusettevõtte käibe muutumist kuude või aastate kaupa jne.

2. Statistilise vaatluse vormid

Vajalike statistiliste andmete kogumist ehk statistilist vaatlust teostatakse nõukogude statistikas esiteks *aruandlusena*, mis on kohustuslik kõigile sotsialistlikele ettevõtetele, majanditele ja riikliku aparaadi kõigile lülidele, teiseks ka *spetsiaalsete statistiliste uurimuste* ja *loenduste* kujul.

Tuginedes sotsialistlike ettevõtete aruandlusele, on nõukogude statistikal tohutud organisatsioonilised eelised kapitalistlike maade statistikaga võrreldes. Nõukogude statistika organid saavad selle aruandluse andmete statistilisest läbitöötamisest ilma spetsiaalsetele uurimustele aega ja vahendeid kulutamata palju väärtuslikke rahvamajanduse plaanimisele vajalikke andmeid. Nii näiteks on kaubanduses kaubandusettevõtete ja ühiskondliku toitlustamise ettevõtete aruandlus, mis on rajatud primaarsele ettevõttesisesele arvestusele, usaldusväärseks lähteallikaks nende ettevõtete tegevuse uurimiseks. Sotsialistlike ettevõtete aruandluse väärtus tõuseb veelgi seoses sellega, et tal on tunduvas ulatuses perioodiline iseloom, s. o. kordub teatud küllaltki lühidate ajavahemikkude (kvartali, kuu, mõningatel juhtudel aga kümne- ja viiepäevakute) tagant. Niisugune perioodiline aruandlus võimaldab teha aastakokkuvõtteid plaani täitmise kohta ja jälgida ka sotsialistlike ettevõtete jooksvat plaani täitmist.

Kuid kui suur ka ei oleks nende andmete maht, mida nõukogude statistika saab sotsialistlike ettevõtete aruandluse töötlemise tulemusena, ei saa ta siiski läbi ilma spetsiaalsete statistiliste uurimusteta. Nii näiteks kasutavad statistilised organid meie maa elanike arvu kindlakstegemiseks sünni- ja surmajuhtumite jooksva registreerimise andmeid (millist arvestust teostavad linnades perekonnaseisuaktide registreerimise osakonnad ning maal küla- ja asulanõukogud), samuti aga sisse- ja väljasõitnute registreerimise andmeid (aadresslehtede alusel, mis koostatakse kodanike sisse- ja väljaregistreerimisel). Kuid kõik need jooksvad andmed ei anna vastust paljudele küsimustele, mis puudutavad elanikkonna koosseisu. Selleks, et saada elanikkonna koosseisust täielikumaid andmeid, organiseeritakse spetsiaalseid rahvaloendusi, millele see statistika haru ongi rajatud.

Samasugune on olukord ka statistika teistes harudes. Nii näiteks teostatakse kaubandusstatistikas, vaatamata aruandluse olemasolule, spetsiaalseid kaubandusloendusi. Nende loenduste tulemusel saadakse andmed, mis täiendavad jooksva aruandluse materjale.

3. Kõikne ja mittekõikne statistiline vaatlus. Mittekõikse vaatluse liigid

Statistiline vaatlus võib olla organiseeritud *kõikse* või *mittekõikse* vaatlusena.

Kõikset statistilist vaatlust iseloomustab see, et vaatluse protsessiga hõlmatakse uuritava kogumi *kõik üksused*. Ei tule siiski aga aru saada nii, et vaatlus sel juhul haarab tingimata kogu elanikkonda, kõiki ettevõtteid (majandeid) jne. Nõukogude Liidu kogu territooriumil. Kõikse vaatluse all tuleb mõista niisugust vaatlust, mis haarab kõiki üksusi *uuritava kogumi ulatuses*, kuid see kogum võib olla piiratud kas territoriaalsete või teiste raamidega. Nii näiteks püstitasime ülesande võtta arvele kõik linnade kaubandusettevõtted ja piirasime sellega uurimuse ulatuse ainult linnatüübiliste asustatud punktidega. Kui me aga võtsime arvele linnades kõik kaubandusettevõtted, siis teostasime püstitatud ülesande ulatuses kõikse vaatluse. Sotsialistlike ettevõtete, majandite ja asutuste kogu aruandlusel on kõikse statistilise vaatluse iseloom.

Mittekõikne statistiline vaatlus ei hõlma enam uuritava kogumi kõiki üksusi, vaid ainult nende *üksuste teatavat osa*.

Mittekõikset statistilist vaatlust võib organiseerida mitmel viisil. Kuid mittekõikse vaatluse teostamise kõigil juhtudel eeldatakse vaatluse tulemuste laiendamist terve selle kogumi objektidele, mille osaks on uurimise alla võetud üksused. Nii näiteks, kui piirdume oma linna jaemüügi kaubanduse uurimisel andmete kogumisega ainult osa kaupluste ja müügipunktide kohta, siis eeldame, et nende kohta kindlaks tehtud kaubakäibe koostis, samuti aga teised näitajad on iseloomulikud ka kõigile ülejäänud jaemüügi ettevõtteile.

Mittekõikset statistilist vaatlust kasutatakse esiteks kõigil neil juhtudel, kui pole võimalik läbi viia kõikset vaatlust. Näiteks ei ole mõeldav teostada kõikset vaatlust tööstustoodangu kvaliteedi statistilisel uurimisel, kui see uurimine on seotud toodangu uuritavate üksuste rikkumise või hävitamisega (riidematerjali katsetamine tõmbele, elektripirnide katsetamine põlemise kestusele jne.). Täpselt samuti osutuks täiesti võimatuks organiseerida kõikse vaatlusena tööliste, teenistujate ja kolhoosnikute büdžettide (s. o. tulude ja kulude) uurimine. Tegelikult osutub võimalikuks ainult võrdlemisi väikese arvu perekondade büdžettide uurimine.

Teiseks organiseeritakse mittekõikset vaatlust kõikse vaatluse asemel sellepärast, et mittekõikne statistiline vaatlus võimaldab hoida kokku tööjõudu ja vahendeid, lühendada uurimise kestust ja sellega seoses laiendada uurimise programmi uuritavate objektide hulga vähendamise arvel. Kõik need asjaolud omandavad veel seda rohkem kaalu, et statistika teooria ja praktika kohaselt tekib mittekõikse statistilise vaatluse õige organiseerimise ja hoolika läbiviimise korral ainult väikese tähtsusega viga selle vaatluse tulemuste laiendamisel objektide tervele kogumile.

Meie nõukogude statistika praktikas esineb mittekõikne statistiline vaatlus kolmel kujul: *põhimassi meetodi, väljavõttelise vaatluse* ja *monograafilise meetodi* kujul.

Põhimassi meetod seisneb selles, et tervest kogumist võetakse niisugune osa üksusi, milles uuritava tunnuse maht moodustab ülekaaluka osa selle tunnuse üldisest mahust. Sel viisil võivad tunnuse mahu muutused väljavalitud üksuste osas küllaldase täpsusega jäljendada tunnuse üldise mahu muutumiste iseloomu. Põhimassi meetodi kasutamise näitena võib tuua kolhoosi-turukaubanduse statistikat. Statistika Keskvalitsus kogub statistilisi andmeid mitmesuguste saaduste müügi mahu ja nende hindade kohta teatud linnade väljavaliku ulatuses. Nende statistiliste andmete najal on võimalik otsustada kogu maa kolhoosi-turukaubanduse müügi mahu ja hindade taseme muutumiste üle, sest see osa, mis kuulub väljavalitud linnade kolhoositurgudele, on kolhoosikaubanduse üldises mahus väga suure tähtsusega.

Väljavõtteline vaatlus ei eelda aga enam seda, et vaatluse alla võetud üksuste osal moodustaks uuritava tunnuse maht ülekaaluka osa tunnuse üldisest mahust. Väljavõttelise vaatluse puhul püütakse kindlustada ainult niisuguseid tingimusi, millede puhul tunnuse keskmine väärtus (samuti tema osamäär kogumis) vaatluse alla võetud üksuste ulatuses võimalikult täpselt jäljendaks tunnuse keskmist väärtust terves kogumis. Näiteks meie linna leivatoodete kaupluste töötajate tegeliku jõudluse [1] väljavõttelisel uurimisel peab andmete kogumine olema organiseeritud nii, et vaatluse alla võetud osa töötajate keskmine jõudlus oleks iseloomulik ka linna leivatoodete kaupluste kõigi töötajate kohta. Statistik, kes uurib toodangu kvaliteeti tehases, peab täpselt samuti olema veendunud selles, et tema poolt teostatud väljavõttelise vaatluse alusel kindlakstehtud praaktoodete osamäär võimalikult täpselt peegeldab praagi osamäära nende toodete kogu partii ulatuses.

Sel kombel osutub väljavõttelise vaatluse puhul vaatluse alla võetud üksuste osa tunnuse keskmise väärtuse suhtes (samuti tema osamäära suhtes kogumis) nagu selle kogumi esindajaks, millest tehti väljavõte. See saavutatakse teatavate kindlate väljavõttemenetluste rakendamisega. Nii näiteks võidakse kasutada *juhuväljavõtet*, mis seisneb selles, et üksusi võetakse üldisest kogumist täiesti juhuslikult, näiteks loosi abil. Niisugustel tingimustel on kogumi kõigil üksustel võrdsed võimalused sattuda väljavõttesse ja järelikult võib arvata, et vaatluse alla võetud üksuste hulgas on kõigi niisuguste tunnuse väärtuste esindajaid, mis on iseloomulikud nende üldisele kogumile. Eespooltoodud näites väljavõttelise uurimise rakendamisest leivatoodete kaupluste müüjate jõudluse uurimisel annaks juhuväljavõtte kasuta-

---

[1] Kaubandustöötajate jõudluseks nimetatakse müügi mahtu, mis tuleb ühe müüja kohta teatud aja — päeva, kuu, aasta — kestel.

mine meile põhjust loota, et väljavõttesse sattusid mitmesuguse jõudlusega müüjad, mitte aga ainult väikese või ainult suure jõudlusega müüjad, ja et nende jõudluse keskmine väärtus on lähedane meie linna kõigi kaupluste müüjate jõudluse keskmisele väärtusele.

Selleks et paremini kindlustada niisugust erinevates olukordades olevate üksuste sattumist väljavõttesse, kasutatakse kõige sagedamalt *mehaanilist* väljavõtet, mille puhul ei võeta üksusi nende üldisest kogumist enam mitte loosi abil, vaid mingisuguses mehaaniliselt kindlaksmääratud järjekorras. Näiteks mingi ettevõtte kollektiivi töö uurimisel väljavõttelise vaatluse teel me rakendaksime mehaanilist väljavõtet, kui koostaksime kõigi töötajate nimestiku tähestiku järjekorras ja valiksime sealt välja seejärel iga kümnenda või iga kahekümnenda. Üksuste väljavõtmine kindlate ruumiliste vahemike järgi osutub samuti mehaaniliseks väljavõtteks.

Esineb veel teisigi väljavõtete teostamise viise: *tüüp-* ja *seeriaväljavõte.*

Tüüpväljavõtte teostamise viis seisneb selles, et objektide kogum, millest tehakse väljavõte, jaotatakse esialgselt osadeks ja üksuste väljavõtmine teostatakse juba nendest osadest. Objektide kogumi jaotamine osadeks teostatakse mingisuguse tüüpilise tunnuse järgi — sellest tulenebki selle viisi nimetus. Näiteks viljasaagi mõõtmisel alles kasvava vilja järgi võetakse kolhoosid selleks operatsiooniks vaatluse alla pärast nende eelnevat rühmitamist igas rajoonis pinnase omaduste, maastiku reljeefi, kõlvikute iseloomu järgi ja alles nendest rühmadest teostatakse kolhooside väljavõtmine vaatluseks. On selge, et niisuguse tüüpväljavõtte puhul kindlustatakse veelgi paremini erinevates olukordades olevate üksuste sattumine väljavõttesse ja seega osutub see teoreetiliselt väljavõtte teostamise kõige täpsemaks viisiks. Kuid praktikas satub tüüpväljavõtte teostamine paljudel juhtudel raskustele, mis on seotud tunnuse valikuga objektide üldise kogumi jaotamisel tüüpilisteks osadeks.

Mis puutub *seeriaväljavõtte* teostamise viisi, siis seda iseloomustab üksuste väljavõtmine seeriate kaupa, mitte aga üksikute üksuste kaupa. Kui teostaksime väljavõtet tervete õpperühmade kaupa oma õppeasutuse üliõpilaskonna igapäevase elu tingimuste väljavõttelisel uurimisel, analüüsides täielikult iga selle vaatluse alla võetud rühma, siis osutuks see seeriaväljavõtteks. Põllumajandusstatistikas nimetatakse seeriaväljavõtet ka pesaväljavõtteks, kuna mõeldakse majandite vaatluse alla võtmist seeriate — «pesakondade» — kaupa. Niisugusel seeriaväljavõttel on organisatsioonilisi eeliseid, kuna ta võimaldab säästa aega ja tööd. Kuid statistika teooria õpetab, et seeriaväljavõte pole üldiselt nii täpne kui teised väljavõtte teostamise viisid.

Väljavõttelisi vaatlusi kasutatakse laialdaselt paljudes statistika harudes. Nagu eespool öeldud, moodustab õpetus väljavõttelisest meetodist (koos mõningate teiste probleemidega) spetsiaalse teadusharu — matemaatilise statistika, mis tugineb oma teoreetilistes alustes tõenäosusteooriale. Väljavõttelise meetodi õpetuses osutub väga tähtsaks põhialuseks *suurte arvude seadus*, mille olemus on selles, et tunnuse keskmine väärtus (samuti tema osamäär kogumis) vaatluse alla võetud üksuste ulatuses jäljendab tunnuse keskmist väärtust terves kogumis seda täpsemalt, mida suurem on vaatluse alla võetud üksuste arv. On selge, et me teeme täpsemalt kindlaks oma linna leivatoodete kaupluste müüjate keskmise jõudluse, kui haarame väljavõttesse 30, mitte aga 10 kauplust. Väljavõttelise vaatluse täpsus oleneb samuti sellest, kuivõrd suurelt kõiguvad meie poolt uuritava tunnuse väärtused. Kui müüjate jõudlused erinevad üksteisest üldiselt vähe, siis on ka suhteliselt vähene arv vaatlusi selleks küllaldane, et nende tulemuste järgi võiks otsustada linna kõigi leivasaaduste kaupluste müüjate keskmise jõudluse üle. Kui aga esinevad suured erinevused jõudlustes, siis tuleb toimetada rohkem vaatlusi.

Monograafiline meetod on mittekõikse vaatluse kolmandaks liigiks. Selle meetodi nimetus tuleneb kreekakeelsetest sõnadest «monos» — üks, ainuke ja «grafo» — kirjutan. Nii ütleb selle mittekõikse vaatluse liigi nimetus ise, milles ta seisneb. Monograafiline meetod seisneb ühe tüüpilise objekti (või nende väikese hulga) süvendatud uurimises. Näiteks võime valida ostjaskonna nõudmiste uurimiseks toidukaupade osas ühe oma rajoonis asuva kaupluse, mille töötulemused osutuvad küllaldaselt iseloomustavaks toidukaupade kaubastamise osas kogu rajooni ulatuses. Niisugustel üksikute majandite monograafilistel uurimustel on suur tähtsus majandusliku tegelikkuse tundmaõppimisel. Eriti osutuvad aga väga tähtsateks eesrindlike rajoonide, tehaste, kolhooside, sovhooside jne. monograafilised uurimised, kuna need võimaldavad tundma õppida töö parimaid eeskujusid, kõrgete tootmisnäitajate saavutamise tingimusi.

4. Jooksev ja mittepidev statistiline vaatlus

Nii kõikne kui ka mittekõikne statistiline vaatlus võib olla *jooksev* või *mittepidev*. Esimesel juhul toimub faktide registreerimine sündmuste pideva kulgemise käigus, teisel juhul teostatakse registreerimist teatud lühemate või pikemate ajavahemike tagant.

Kui mittepidevat statistilist vaatlust teostatakse kindlate ja võrdsete ajavahemike tagant, siis nimetatakse seda ka *perioodiliseks* vaatluseks.

Statistilise vaatluse ühe või teise liigi valik oleneb eelkõige uuritava nähtuse iseloomust. Näiteks ei saa pidada sünni- ja surmajuhtumite statistikat mittepideva vaatlusena, mis korduks, oletame, iga aasta tagant. Inimesi sünnib ja sureb iga päev ja kui statistilised asutused püüaksid sünni- ja surmajuhtumite aastast koguarvu kindlaks teha elanikkonna küsitlemise teel, siis on selge, et niisugusel viisil saadud andmed sisaldaksid palju ebatäpsusi ja registreerimisele kuuluvate juhtumite väljajätmisi. Sünni- ja surmajuhtumite statistika, mis on rajatud jooksvatele igapäevastele registreerimistele, osutub endastmõistetavalt palju usaldusväärsemaks.

Teise näitena võib tuua veoste käibe statistika. Ka seda ei ole võimalik organiseerida mittepideva vaatlusena, kuna iga päev läbivad raudteejaamu ja sadamaid suured veoste hulgad, mida on vaja jooksvalt registreerida.

Peab ütlema, et üldiselt ühiskondliku elu ja majandusliku tegevuse paljude nähtuste õigeks arvestuseks on vaja organiseerida jooksvaid statistilisi vaatlusi. Sotsialistlike ettevõtete aruandlus, vaatamata sellele, et seda esitatakse teatud ajavahemike tagant, toetub põhiliselt majandis toimuvate protsesside jooksvale arvestusele. Nii näiteks saavad statistilised asutused jaemüügiettevõtete käivetest aruandeid iga kuu käibe kokkuvõtetena, kuid need aruannetega teatatavad kuukokkuvõtted põhinevad kaupade müügi igapäevasele arvestusele.

Mittepidevat statistilist vaatlust teostatakse nendel juhtudel, kui uuritavale nähtusele pole iseloomulikud kiirelt toimuvad muutused. Näiteks elanikkonna koosseisus toimuvad muutused, tema jagunemises soo, vanuse jne. järgi, kulgevad suhteliselt aeglaselt, aegapidi kuhjudes. Selleks et teha kindlaks nende aeglaselt kogunevate muutuste tulemust, ei ole vaja teostada nende muutuste jooksvat registreerimist. Neid on võimalik hästi välja selgitada lühemate või pikemate ajavahemike tagant läbiviidavate rahvaloenduste abil. Kuid mittepidevat statistilist vaatlust on vaja mõnikord ka selleks, et saada lähteandmeid jooksva statistilise vaatluse alusel teostatavatele arvestustele. Oletame, et meil on jooksva vaatluse tulemusena teada antud linnas viimase kolme aasta jooksul sündinute, surnute, sissesõitnute ja väljasõitnute arv. Kas on võimalik määrata kindlaks nende andmete alusel linna elanike arvu praegusel hetkel, kui meil ei ole teada linna elanike arv kolm aastat tagasi? On selge, et ei ole võimalik, sest missugusele arvule peaksime liitma sündinute ja sissesõitnute arvu ja missugusest arvust tuleks lahutada surnute ja väljasõitnute arv? Seda arvu saame teada ainult sel juhul, kui kolme aasta eest oli teostatud rahvaloendus.

Tõime näite elanikkonna statistika alalt. Kuid ka statistika teistel aladel on mittepideval vaatlusel samuti suur tähtsus. Selle kõrval, et mittepidevad vaatlused annavad lähteandmeid jooksvate statistiliste vaatluste alusel läbiviidavatele arvestustele, nad täpsustavad ja täiendavad jooksvat vaatlust, sest jooksvat vaatlust ei ole tema organiseerimise iseloomu tõttu võimalik läbi viia nii laialdase programmiga kui mittepidevat statistilist vaatlust. Ettevõtete ja asutuste aruandluse paljudel liikidel on niisuguse mittepideva vaatluse iseloom, näiteks aruanne kaubandusvõrgu töötajate arvu kohta iga aasta 1. juuliks jms.

Seega võib öelda, et kui jooksev statistiline vaatlus peegeldab sündmuste kulgemist, siis mittepidev vaatlus nagu fotografeeriks tegelikkuse pilti kindlal ajamomendil. Loendust tavaliselt võrreldaksegi fotoülesvõttega.

Endastmõistetavalt ei ole võimalik loendust läbi viia hetkeliselt, nagu seda on fotografeerimine. Isegi suurearvulise loendajate koosseisu puhul on vajalik teatav aeg selleks, et võtta arvele ja loendada uuritava kogumi kõik üksused. Nii kestis üleliiduline 1939. aasta rahvaloendus linnades 7 päeva, maakohtades aga 10 päeva.

Kuidas saadakse aga loenduse tulemusena «fotoülesvõte»? On ju nii, et ülesvõtte saamiseks, kui seda teostatakse teatud «valgustusajaga», nõutakse fotografeeritava objekti püsimist liikumatult. Kuid loenduse teostamiseks vajalikul ajavahemikul, olgugi et see on lühikese kestusega, ei jää elu seisma ja «ülesvõte» võib osutuda ähmaseks.

«Ülesvõtte» vajaliku teravuse saavutamise eesmärgil määratakse kindlaks niinimetatud loenduse *kriitiline moment*. See tähendab, et kõik loenduse tulemusena saadavad andmed peavad olema ajaldatud kindlaksmääratud ajamomendile. 1939. aasta rahvaloendusel oli kriitiliseks momendiks kell 12 öösel 16. ja 17. jaanuari vahel. Loendajad alustasid elamute läbikäimist 17. jaanuaril kella 8-st hommikul ja jätkasid seda, nagu juba varem oli öeldud, seitse päeva linnades ja kümme päeva maakohtades. Kuid nad kandsid loenduslehtedele niisuguseid andmeid, mis kuulusid kindlaksmääratud kriitilisele momendile — kella 12-le öösel 16. ja 17. jaanuari vahel. Nii näiteks ei kantud loenduslehele last, kes oli sündinud pärast seda momenti.

Ka teiste loenduste puhul määratakse kindlaks kriitiline moment. Üleliidulisel 1949. aasta kaubandusloendusel oli näiteks kriitiliseks momendiks 1. aprill. Loendusel registreeriti ainult need kaubandusettevõtted, mis eksisteerisid sellel kuupäeval. Need ettevõtted, mis likvideeriti enne 1. aprilli 1949. a. või avati pärast seda kuupäeva, ei kuulunud registreerimisele. Mittepideva vaatluse iseloomu kandva aruandluse kriitiliseks momendiks on samuti see kuupäev, millele tulevad ajaldada teatavad andmed. Nii näiteks, ülaltoodud aruandluses kaubandusvõrgu töötajate arvu kohta seisuga 1. juuli, osutubki see viimane kuupäev kriitiliseks momendiks.

5. Statistilise vaatluse organiseerimine

Nagu juba eespool öeldud, teostatakse nõukogude statistikas vajalike andmete kogumist kas sotsialistlike ettevõtete ja asutuste aruandluse kaudu või spetsiaalse vaatluse abil.

Aruandluse allikaks on primaarne majandisisene arvestus, mida peetakse igas tööstus- ja kaubandusettevõttes, igas kolhoosis ja sovhoosis, igas masina-traktorijaamas. Selle primaarse majandisisese arvestuse — raamatupidamise ja operatiivse arvestuse — andmed üldistatakse aruandluses, mis esitatakse kõrgemalseisvatele organisatsioonidele ja statistilistele organitele.

Aruandluse korraldus, tema vormid ja esitamise tähtajad on rangelt tsentraliseeritud. Aruannete loetelu määratakse kindlaks valitsuse poolt, aruannete vormide kinnitamise vahetu töö on aga pandud Statistika Keskvalitsusele. Igasugust uut aruandlust, mis loetelus ei ole ette nähtud, võib sisse viia ainult pärast selle kinnitamist valitsuse poolt. Sel viisil ei ole ühelgi ministeeriumil, asutusel ega organisatsioonil õigust iseseisvalt sisse seada uut ega muuta endist aruandlust. Aruandluse niisugune range tsentraliseerimine on eelkõige vajalik selleks, et kindlustada aruandluse näitajate ühtsust ja nende vastavust plaani näitajatele. Peale selle teeb see palju edukamaks võitluse aruandluse mittevajaliku laiakspaisutamisega.

Aruandluse organiseerimise kogu töö tähtsaimaks osaks on aruandluse näitajate kindlaksmääramine. Need näitajad peavad olema valitud nii, et nad võimaldaksid hinnata plaani täitmist ja analüüsida neid tingimusi, milles kulges plaaniülesannete realiseerimise protsess. Aruandluse näitajate valik võib olla mitmesugune; see on tunduvalt kitsam lühikeste tähtaegadega aruandluse puhul (viie-, kümnepäeva-, kuuaruanded) kui aruandluses, mis esitatakse pikemate ajavahemike tagant (kvartali-, aastaaruanded).

Spetsiaalsete statistiliste uurimuste läbiviimine on keerukas töö. Enne kui alustada niisugust uurimust, on vajalik hästi läbi mõelda ja hoolikalt ette valmistada kogu tööde plaan. On tarvis üksikasjaliselt selgitada, mis on uuritavaks objektiks, mida kasutada vaatlusüksusena, millal, missugusel territooriumil ja missugusel viisil tuleb uurimus läbi viia, missugustele küsimustele peab saama vastused uurimuse tulemuste alusel.

On eriti tähtis, et oleks hästi koostatud dokument, milles registreeritakse vaatluse tulemused. Seda dokumenti nimetatakse mitmesuguselt: *kaardiks, loendusleheks, küsitlusleheks, küsitlusblanketiks, statistiliseks vormiks* jne.

Kõik küsimused, mis moodustavad *vaatlusprogammi*, peavad olema selles dokumendis selgelt formuleeritud. Juba möödunud sajandi statistikute poolt väljatöötatud põhimõtted nõuavad, et tuleb esitada ainult niisuguseid küsimusi, millede vastused on tõepoolest vajalikud uuritava nähtuse selgitamiseks. Tuleb vältida üleliigseid küsimusi, mis raskendavad kogu uurimuse läbiviimist.

Uurimust läbiviivate loendajate ehk registraatorite töö kergendamiseks ja esitatud küsimustele õigete vastuste saamise kindlustamiseks on vajalik statistilist vormi täiendada *instruktsiooniga*, mis sisaldab juhendeid, kuidas tuleb antud vormi täita.

Mis puutub spetsiaalsete uurimuste teostamise viisidesse, siis meie nõukogude statistikas kasutatakse tavaliselt kas *suulist* *küsitlust* või *iseregistreerimise meetodit*. Esimene nendest viisidest seisneb selles, et statistiliste organite esindajad — loendajad ehk registraatorid — saavad andmeid statistilise vaatluse objektide küsitlemise teel. Sel viisil viiakse läbi näiteks rahvaloendused, mil loendajad käivad loenduslehtedega majast majasse ja küsitledes elanikke, kirjutavad nendele lehtedele kõik andmed. Iseregistreerimise meetodi olemus on aga selles, et statistilisi vorme täidavad vaatluse alla võetud isikud või asutused ja ettevõtted ise, registraatorid ehk loendajad aga kontrollivad neid andmeid. Nad on kohustatud vormide vastuvõtmisel kontrollima näitajate õigsust. Niisugusel iseregistreerimise meetodil viidi läbi näiteks üleliiduline 1949. aasta kaubandusloendus. Registraatorid ja Statistika Keskvalitsuse jaoskonna-inspektorid, kellele oli pandud loenduse vahetu läbiviimine, olid kohustatud 1. aprillil oma loendusealases piirkonnas iga ettevõtte juhatajale üle andma loendusblanketi koos vajalike juhenditega selle täitmise korra kohta. Poole kuu pärast — mitte hiljem kui 15. aprillil — oli nende registraatorite ja inspektorite ülesandeks saada blanketid juba täidetult tagasi, kontrollida märgitud andmete õigsust dokumentide järgi, samuti kaubandusettevõtte isikliku ülevaatuse kaudu.

Kuivõrd ulatuslik ja keerukas on statistilise vaatluse organiseerimise kogu töö, tõendab üleliidulise 1939. aasta rahvaloenduse näide. NSV Liidu Riikliku Plaanikomisjoni rahvamajanduse arvestuse keskvalitsus (nii nimetati tol ajal Statistika Keskvalitsust) töötas juba pool aastat enne loenduse algust välja loenduslehe ja esitas selle NSV Liidu Rahvakomissaride Nõukogule kinnitamiseks. Seejärel toimus umbes 400 tuhande inimese üksikasjaline instrueerimine, kes pidid olema eelseisva loenduse läbiviijateks. Koos sellega tehti elanikkonna hulgas massilist selgitustööd. Väga tähtsaks ja suureks ettevalmistavaks tööks osutus lõpuks asustatud kohtade loetelude, majandite ja majavalitsuste loetelude, loenduse alla kuuluvate territooriumide kaartide ja linnaliste asulate plaanide koostamine.

On selge, et mitte iga statistiline uurimus ei nõua niisugust jõudude, vahendite ja aja kulu, nagu seda oli üleliiduline rahvaloendus. Kuid selle loenduse näide tõendab, kui palju organisatsioonilisi või teist laadi küsimusi kerkib alati koos statistiliste uurimuste läbiviimisega. Seejuures osutuvad kõik küsimused üksteisega tihedalt seotuks, üheainsa küsimuse hooletussejätmine toob endaga kaasa palju arusaamatusi ja vigu.

II PEATÜKK

STATISTILISTE ANDMETE RÜHMITAMINE JA KOKKUVÕTMINE

1. Statistiliste andmete kokkuvõtmise mõiste

Vaatluse tulemusena saab statistik palju arvulisi andmeid, mis on vastusteks tema poolt esitatud küsimustele. On selge, et seda üksikandmete hulka on väga raske analüüsida. Mõnikord osutub isegi võimatuks neist andmetest ülevaadet saada. Tuntud vene statistik A. A. Kaufman kirjutas, et «nende andmete ja kirjutiste mass ei osutu veel statistikaks; see osutub vaid statistika eelastmeks, samuti nagu ehitusplatsile koondatud telliste, talade, torude ja igasuguste ehitusmaterjalide tagavarad kuuluvad tulevasele ehitusele, mida alles tuleb nendest materjalidest ehitada». [1]

Selleks et saadud andmeid oleks võimalik uurida ja teha neist järeldusi, peab statistik kõigepealt seadma need andmed kindlasse korda, süstematiseerima. Igasugune teadus algab tema poolt kogutud faktide süstematiseerimisega, korraldamisega.

Seda statistilise töö vajalikku etappi nimetatakse *statistiliste andmete kokkuvõtmiseks.* Mida laiema programmi järgi on teostatud statistilisi vaatlusi, mida rohkem objekte haaravad need vaatlused, seda keerukamaks osutub statistiliste andmete kokkuvõtmine, seda rohkem nõuab see aega ja tööd. Näiteks olid 1939. aasta üleliidulisel rahvaloendusel saadud materjalid sedavõrd mahukad, et neid sai kokku võtta ainult vastavate masinate abil. Loenduse materjalide niisuguseks mehhaniseeritud kokkuvõtmiseks organiseeriti Moskvas, Leningradis ja Harkovis spetsiaalsed masinaarvutuse vabrikud, mis olid varustatud elektriliste arvutusmasinatega.

2. Statistiliste andmete kontrollimine

Enne kui alustada statistiliste andmete kokkuvõtmist, on tarvis neid andmeid kontrollida, veenduda nende õigsuses ja täie-

[1] A. A. Kaufman, Statistika teooria ja meetodid, viies väljaanne, 1928, lk. 498 (v. k.).

likkuses. Pole ju mõtet kokku võtta ja läbi töötada andmeid, kus esineb palju vigu ja ebatäpsusi.

Nõukogude statistikas on statistiliste organite üheks peamiseks ülesandeks kogutud statistiliste andmete õigsuse ja täielikkuse kontrollimine. SKV linna ja rajoonide inspektorid, statistikavalitsuste töötajad on kohustatud kohapeal teostama arvestuse kontrollimist, võrdlema arvelevõtmise andmeid algdokumentidega, ettevõtete raamatupidamise andmetega ja, kui see osutub vajalikuks, teostama arvelevõetavate objektide otsest järelloendamist (näiteks kariloomade puhul). Pärast spetsiaalsete statistiliste uurimiste teostamist (näiteks kariloomade loendamist) viiakse läbi kontrolliva iseloomuga tööd, mille eesmärgiks on uurimise tulemuste õigsuse kontrollimine.

Kuid statistiliste andmete kontrollimine ei piirdu ainult sellega. Teostades saadud andmete kokkuvõtmist, kontrollivad statistilised organid neid nii *puhtaritmeetilisest*, arvutuslikust küljest, kui ka *loogilisest küljest* (s. o. tungides saadud andmete sisusse). Oletame, et meil on andmed möödunud kvartali kohta jaemüügi ettevõtete kaubakäibest. On selge, et juhul, kui üksikute kaupade või kaubarühmade käivet näitavate arvude summa ei ühti kaupluse üldise kaubakäibega, siis on esitatud andmetes viga. See viga avastatakse aritmeetilise kontrollimise teel.

Võtame teise näite. Statistik kontrollib teadaandeid külvi käigust. 15-nda kuupäeva aruandes näidatud külvipinna suurus osutub väiksemaks sellest, mis oli näidatud 10-nda kuupäeva aruandes. Statistik võib juba loogiliselt järeldada, et aruandes esineb mingi viga. Tõepoolest, kui külvamist jätkati 10-nda ja 15-nda kuupäeva vahel, siis külvikäigu kokkuvõtted 15-ndaks kuupäevaks ei saa olla väiksemad ega isegi võrdsed varasemate kuupäevade kokkuvõtetega.

Nõukogude statistika organite kohuseks on võidelda statistiliste andmete igasuguste moonutamise katsete vastu. Nad on kohustatud jälgima arvestamise täiuslikkust ja täpsust. Nõukogude statistika peab olema tõepärane. Kogutud ja töödeldud andmete tingimatu usaldusväärsus on nõukogude statistika tähtsaimaks iseloomujooneks.

3. Statistiliste ridade ja tabelite mõiste

Statistiliste andmete kokkuvõtmise tulemused vormistatakse *statistiliste ridade* või *statistiliste tabelitena*. Statistiline rida on arvude rida, mis kujutab endast arvuliste või mahuliste suuruste jaotumist mingi tunnuse väärtuste järgi ruumis või nende tekkimise aja järgi. Statistiline rida võib samuti kujutada mingite arvuliste suuruste või mahtude muutumist ajas. Näitena toome järgmised andmed, mis iseloomustavad riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaevõrgu kasvu NSV Liidus 1933.—1938. a. jooksul.

Riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaemüügi võrk (kaupluste ja müügipunktide arv) aasta lõpuks

1933. a.	1934. a.	1935. a.	1936. a.	1937. a.	1938. a.
285 355	286 236	268 713	289 473	327 361	356 930

See arvude rida on statistiline rida, mis näitab, kuidas muutus ajaliselt jaekaubanduse ettevõtete arv.

Edasi toome järgmised andmed, mis iseloomustavad riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaemüügi kaubakäibe kasvu NSV Liidus 1933.—1938. a. jooksul.

Riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaemüügi kaubakäive (kaasa arvatud ühiskondlik toitlustamine) milj. rublades

1933. a.	1934. a.	1935. a.	1936. a.	1937. a.	1938. a.
49 789,2	61 814,7	81 712,1	106 760,9	125 943,2	138 574,3

See arvude rida on samuti statistiline rida. Selles on kujutatud jaekaubanduse ettevõtete kogumi kõigi liikmete ühe tunnuse — nende kaubakäibe mahu — üldise mahu muutumine aja jooksul.

Mitme niisuguse statistilise rea ühendamine või läbipõimumine moodustab statistilise tabeli. Väliselt on see arvudega täidetud püst- ja rõhtlahtrite (veergude ja ridade) koondis. Statistilise tabeli sisu aga iseloomustab seda nähtust, mida statistik uurib.

Statistilise tabeli näitena toome järgmised andmed, mis iseloomustavad elanikkonna koosseisu klasside järgi NSV Liidus 1913. a. ja 1937. a.

NSV Liidu elanikkonna klassiline koosseis

Elanike kategooria	1913. a.	1937. a.
	protsentides	koguhulgast
Töölised ja teenistujad	16,7	34,7
Nende hulgas sovhooside ja masina-traktorijaamade töölisi ja teenistujaid	—	3,2
Kolhoositalupojad ning koopereerunud kodukäsitöölised ja käsitöölised	—	55,5
Üksiktalupojad (ilma kulakuteta) ja koopereerumata töötajad, kodukäsitöölised ja käsitöölised	65,1	5,6
Kodanlus (mõisnikud, linna suur- ja väikekodanlus, kaupmehed ja kulakud)	15,9	—
Nende hulgas kulakuid	12,3	—
Muu elanikkond (õpilased, pensionärid, sõjaväelased jt.)	2,3	4,2
Kokku	100,0	100,0

See tabel iseloomustab eredalt neid muutusi, mis toimusid NSV Liidu elanikkonna klassilises koosseisus. Nõukogude Liidus ei jäänud enam ühtki ekspluataatorite klassi: tööstuskapitalistide klassi, kulakute klassi põllumajanduses, kaupmehi ja spekulante kaubanduses. Jäid vaid töölisklass, talupoegade klass ja intelligents.

Oma kõnes seome me sõnu lauseteks. Teatavasti on igal lausel alus ja öeldis. Statistilist tabelit, mis jutustab meile arvude keeles meie poolt uuritavast nähtusest, võib samuti sarnastada «statistilise lausega». Selles lauses on vastavalt *statistiline alus* ja *statistiline öeldis*. Statistiliseks aluseks on selle kogumi nimetus ja ta osade loetelu, mis on antud juhul statistilise uurimise objektiks. Statistiliseks öeldiseks on need tunnused, millega iseloomustatakse kogumit ja tema osasid.

Ülaltoodud tabelis on aluseks ilmselt elanikkonna klassigruppide loetelu, öeldiseks aga nende gruppide osatähtsus elanikkonna üldarvus.

Tuleb alati meeles pidada, et statistilist tabelit peab olema hõlbus lugeda. Sellepärast tuleb tabel kujundada võimalikult ülevaatlikuna.

Tabeli vormi määravad kindlaks muidugi antud uurimuse käigus lahendatavad ülesanded. Asutuste poolt esitatud aruandluse andmete kokkuvõtmisel määrab tabeli vormi kindlaks aruandluse blankett. Kuid mitte alati ei ole tabeli vormi küsimuse lahendamine nii lihtne. Statistikul tuleb sageli tõsiselt kaalutleda tabeli vormi valikut. Nagu juba eespool öeldud, peab statistiline tabel iseloomustama uuritavat nähtust. Seepärast tuleb mõelda sellele, et see iseloomustus oleks täielik ja väljendusrikas. Tuntud vene statistik A. A. Kaufman, kelle sõnu tsiteerisime juba selles peatükis, kirjutas, et «hea kokkuvõtt ei ole väiksema tähtsusega kui ehitatava hoone seinte ladumine või põrandate katmine. Kuid mis iseloomustab haritud arhitekti — see ei ole mitte sedavõrd seinaladumise või põrandakatmise võtete tundmine, mida võib-olla isegi paremini võib teada temale alluv kümnik, vaid oskus välja töötada harmoonilist ja otstarbekohast plaani ehitatava hoone jaoks. Mis siis iseloomustab haritud statistikut — see pole mitte sedavõrd *kokkuvõtmise* mehhanismi teadmine, kuivõrd oskus välja töötada harmoonilist ja otstarbekohast *tabeli* või *tabelite kogumi* skeemi, mis ühelt poolt vastaks antud materjali iseloomule, teiselt poolt aga lahendatavate ülesannete olemusele». [1]

Statistilised tabelid peavad olema koostatud nii, et nad kõige kokkusurutumal kujul annaksid pildi uuritavast nähtusest. Tuleb vältida suuri, kogukaid tabeleid. Parem on koostada mitu väikest tabelit kui üks suur. Suurt tabelit on raske lugeda ja samuti on selle alusel raske teha mingeid järeldusi.

---

[1] A. A. Kaufman, Statistika teooria ja meetodid, viies väljaanne, 1928, lk. 499 (v. k.).

4. Kokkuvõtte lihtsaim kuju

Et saada paremat kujutlust statistiliste ridade ja tabelite koostamise ning kokkuvõtmise protsessist, toome kõigepealt lihtsa näite. Oletame, et meil on vaja teha kokkuvõte aruandluse andmetest, mis puudutavad jaekaubanduse peamisi näitajaid. Kokkuvõte oma esialgsel kujul seisneb sel juhul liiduvabariikide krai- ja oblastikaubandusosakondade aruandluste lõpptulemuste lihtsas liitmises ridade kaupa. Seejärel tuleb liita liiduvabariikide näitajad ja leida näitajad kogu NSV Liidu kohta tervikuna.

Kuid toome teise näite, kus kokkuvõtmine ei osutu mitte lõpptulemuste lihtsaks liitmiseks. Oletame, et statistilise uurimuse tulemusena saame järgmised andmed 50 jaeettevõtte käivete kohta. [1]

Aastakäive (tuh. rublades)

423	656	963	611	892
1079	1070	819	878	1182
926	912	1089	1140	1278
1057	1165	1296	793	563
1344	744	576	916	845
417	519	953	478	901
929	917	1395	933	1173
1367	1193	728	782	692
770	866	869	1190	1113
911	756	844	695	1376

Vaadeldes neid andmeid näeme, et käibed kõikusid tunduvalt — 417 000 rublast (kõige väiksem käive) kuni 1 395 000 rublani (kõige suurem käive). Kuid kas saame midagi ütelda ettevõtete jagunemise iseloomust käibe suuruse järgi? Missugusele suurusele on enamiku ettevõtete käibed kõige lähemad? Kas on palju järske hälbeid ühele või teisele poole?

On raske vastata neile küsimustele, kasutades andmeid toodud kujul. Neid andmeid on vaja süstematiseerida, üldistada, s. o. kokku võtta.

Ühendame sel eesmärgil rühmadesse ettevõtted, millel on sama suured või mitte väga tunduvalt üksteisest erinevad käibed. Oletame, et me moodustame näiteks kuus rühma, siis need ettevõtted, mille käibed ei erine üksteisest rohkem kui 163 000 rubla võrra, kuuluvad ühte ja samasse rühma. Tõepoolest, kõige suurema käibe ja kõige väiksema käibe väärtuste erinevus on 1 395 000 — 417 000 = 978 000 rubla, selle erinevuse jagatis 6-ga (rühmade arv) moodustab 978 000 : 6 = 163 000 rubla. Alates kõige väiksemast käibest — 417 000 rubla, saame järgmised andmed:

---

[1] Andmed on võetud V. T. Jevdokimovi, F. D. Livšini ja G. U. Pozoiski «Statistika ülesannete kogumikust», II osa, 1938, lk. 110 (v. k.).

Ettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rublades)	Ettevõtete arv
417 kuni 580	6
581 „ 743	5
744 „ 906	13
907 „ 1069	10
1070 „ 1232	10
1233 „ 1395	6
Kokku	50

Sel viisil üldistatud andmete alusel saab vastata eespool esitatud küsimustele. Käibe suurus kõigub tunduvalt. Ettevõtted on jagunenud käibe suuruse järgi kaunis hajusalt. Ettevõtete peamine hulk langes 3 rühmale, mis on arvuliselt peaaegu võrdsed: 13 ettevõtet käivetega 744 000 kuni 906 000 rbl., 10 ettevõtet käivetega 907 000 kuni 1 069 000 rbl. ja 10 ettevõtet käivetega 1 070 000 kuni 1 232 000 rbl. Edasi näeme, et suhteliselt vähestel ettevõtetel (ainult kuuel 50-st) oli käive suurem kui 1 232 000 rbl. ja et küllaltki arvukal ettevõtete rühmal (üheteistkümnel 50-st) oli käive alla 744 000 rbl.

Sel viisil aitas niisugune väike andmete kokkuvõtmine neid analüüsida.

5. Kokkuvõtmise keerukam kuju

Oletame, et nimetatud 50 jaekaubanduse ettevõtte uurimise alusel saadi andmed [1] nii käivete kui ka käibekulude kohta, s. o. nende kulude kohta, mis on seotud kaupade ostmisega, veoga, hoidmisega ja müümisega ning kaubandusettevõtete töö juhatamisega (vt. järgmist tabelit).

50 kaupluse aastakäibed ja käibekulud

Kaupluse jrk. nr.	Aastakäive (tuh. rbl.)	Käibekulud (tuh. rbl.)	Kaupluse jrk. nr.	Aastakäive (tuh. rbl.)	Käibekulud (tuh. rbl.)
1	423	40,3	12	1070	80,4
2	1079	74,5	13	912	55,7
3	926	61,7	14	1165	49,4
4	1057	61,4	15	744	61,8
5	1344	101,4	16	519	101,0
6	417	38,7	17	917	87,9
7	929	64,3	18	1193	82,0
8	1367	78,8	19	866	72,0
9	770	51,6	20	756	59,1
10	911	77,5	21	963	64,7
11	565	57,0	22	819	76,1

[1] Andmed on võetud ülalpool nimetatud ülesannete kogust.

50 kaupluse aastakäibed ja käibekulud (järg)

Kaupluse jrk. nr.	Aastakäive (tuh. rbl.)	Käibekulud (tuh. rbl.)	Kaupluse jrk. nr.	Aastakäive (tuh. rbl.)	Käibekulud (tuh. rbl.)
23	1089	84,1	37	933	54,0
24	1296	85,3	38	782	50,3
25	576	50,2	39	1190	87,0
26	953	73,4	40	695	53,6
27	1395	89,5	41	892	65,2
28	728	61,5	42	1128	76,6
29	869	58,2	43	1278	80,8
30	844	69,0	44	563	45,7
31	611	56,9	45	845	65,2
32	878	66,8	46	901	67,5
33	1140	84,3	47	1173	77,8
34	793	65,0	48	692	58,8
35	619	66,0	49	1113	64,5
36	478	41,5	50	1376	71,5

Käibekulud peavad olenema ettevõtete käivetest: mida suurem on käive, mida suurem on ettevõte, seda suuremad on ka kaupade ostmise, müümise ja hoidmisega, samuti ettevõtte juhatamisega seotud kulud. Kuid kas saab seda näidata ka esitatud andmete abil? Niisugusel kujul, nagu nad on esitatud, on seda raske teha. Me näeme, et käibe ja käibekulude suhted on väga erinevad; esineb isegi juhtumeid, mil ettevõtte käive suureneb, käibekulud aga vähenevad, ja vastupidi.

Kuidas teha siin kindlaks seaduspärasus käibekulude olenevuses kaubakäibe suurusest? Seda saab teha samuti andmete süstematiseerimise ja üldistamise teel, s. o. nende kokkuvõtmise abil.

Eelmises osas ühendasime ettevõtted käibe suuruse järgi kuude rühma. Säilitame ka siin selle rühmituse ja kirjutame välja iga rühma kohta temasse kuuluvate ettevõtete käibekulude suurused. Need arvud saame ülaltoodud tabelist.

Järjekorras esimese kaupluse käive on 423 000 rbl., järelikult kuulub ta esimesse rühma, milles on käibed 417 000 kuni 580 000 rbl. Selle ettevõtte käibekulud kanname samuti esimesse rühma. Järjekorras teine kauplus kuulub oma käibega 1 079 000 rbl. viiendasse rühma, kus on käibed 1 070 000 kuni 1 232 000 rbl. Selle kaupluse käibekulud kirjutamegi viiendasse rühma. Tulemusena saame järgmise töötabeli (vt. lk. 31).

Töötabeli viimastesse veergudesse kirjutasime iga rühma ettevõtete käibekulude summa ja nende ettevõtete arvu. Ettevõtete arvud üksikutes rühmades on erinevad. Seetõttu ei saa vahetult võrrelda üksikute rühmade käibekulude summasid, vaid tuleb arvutada ühe ettevõtte käibekulude keskmine suurus. Arvutades need keskmised suurused (jagades iga rühma käibekulude summa

Ettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Üksikute ettevõtete käibekulud (tuh. rbl.)	Kõigi ettevõtete käibekulude summa	Ettevõtete arv
417 kuni 580	40,3 38,7 49,4 50,2 41,5 45,7	265,8	6
581 „ 743	57,0 61,5 56,9 53,6 58,8	287,8	5
744 „ 906	51,6 55,7 72,0 59,1 76,1 58,2 69,0 66,8 65,0 50,3 65,2 65,2 67,5	821,7	13
907 „ 1069	61,7 61,4 64,3 77,5 82,0 61,8 64,7 73,4 66,0 54,0	666,8	10
1070 „ 1232	84,3 87,0 76,6 77,8 64,5 84,3 87,0 76,6 77,8 64,5	818,1	10
1233 „ 1395	101,4 78,8 85,3 89,5 80,8 71,5	507,3	6
Kokku		3367,5	50

selle rühma ettevõtete arvuga) saame tulemuseks järgmise statistilise tabeli:

Ettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Ettevõtete arv	Keskmised käibekulud ühe ettevõtte kohta (tuh. rbl.)
417 kuni 580	6	44,3
581 „ 743	5	57,6
744 „ 906	13	63,2
907 „ 1069	10	66,7
1070 „ 1232	10	81,8
1233 „ 1395	6	84,6
Kokku	50	67,4

Tabelist on selgesti näha käibekulude olenevus ettevõtte käibe suurusest. Esiteks võime öelda, et mida suurem on ettevõtte käive, seda suurem on keskmiselt tema käibekulude summa. Vaadeldes aga tähelepanelikumalt toodud tabelit, võib teha teise järelduse: käibekulud kasvavad aeglasemalt kui ettevõtete käibed (samal ajal, kui ettevõtete käive esimesest kuni viimase rühmani kasvas umbes 2,6 korda, suurenes käibekulude summa keskmiselt ühe ettevõtte kohta ainult 1,9 korda). On ka arusaadav, et suurel ettevõttel on võimalik töötada ökonoomsemalt ja alandada käibekulude suhtelist taset.

Selleks et näidata seda käibekulude suhtelise taseme alanemist, väljendatakse käibekulud protsentides ettevõtte käibest. Leiame käibekulude suhtelised tasemed ka meie näites. Selleks arvutame, kasutades lk. 29 ja 30 toodud andmeid, iga rühma kohta temasse kuuluvate ettevõtete käivete summa, seejärel arvutame keskmise käibe ühe ettevõtte kohta igas rühmas ja leiame iga rühma keskmiste käibekulude ja rühma keskmise käibe suhte protsentides.

Ettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Nende käivete summa (tuh. rbl.)	Ettevõtete arv	Keskmine käive ühe ettevõtte kohta (tuh. rbl.)	Käibekulud ühe ettevõtte kohta (tuh. rbl.)	Käibekulud %-des käibest
417 kuni 580	2976	6	496,0	44,3	8,9
581 „ 743	3382	5	676,4	57,6	8,5
744 „ 906	10759	13	827,6	63,2	7,6
907 „ 1069	9417	10	941,7	66,7	7,1
1070 „ 1232	11340	10	1134,0	81,8	7,2
1233 „ 1395	8056	6	1342,7	84,6	6,3

Tabeli viimases veerus on esitatud andmed, mis näitavad käibekulude suhtelise taseme järkjärgulist alanemist vastavalt meie poolt uuritavate ettevõtete käibe suurenemisele.

Nii näeme, et statistiliste andmete kokkuvõtmise puhul võib püstitada endale nii lihtsaid kui ka keerukamaid ülesandeid. Toodud näites kokkuvõtte tulemus esitab seost kahe tunnuse muutumiste vahel. Üksikasjalisema uurimuse abil, kui selleks on olemas vastavad andmed, teeb statistik mõnikord niisuguse kokkuvõtte, mille eesmärgiks on näidata ühe tunnuse olenevust reast teistest tunnustest. Kui meil oleks näiteks peale andmete ettevõtete käivete ja nende käibekulude kohta veel andmed nende ettevõtete kauguste kohta kaupadega varustamispunktidest, siis võiksime püstitada küsimuse käibekulude olenevuse kohta mitte ainult käibe suurusest, vaid samaaegselt ka ettevõtte kaugusest varustamispunktist.

Selle küsimuse lahendamiseks võiksime koostada niisuguse tabeli, mille aluses oleks kahe rühmitamistunnuse väärtused teatud kombinatsioonis, näiteks järgmiselt:

Ettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Kaugus varustamispunktist (km)	Ettevõtete arv	Käibekulud %-des käibest
417 kuni 580	a) kuni 15		
	b) üle 15		
581 „ 743	a) kuni 15		
	b) üle 15		
jne.			

Selles tabelis koosneks iga käibe suuruse järgi moodustatud ettevõtete rühm omakorda kahest alarühmast, olenevalt ettevõtte kaugusest kaupade varustamispunktist — kuni 15 km ja üle 15 km. Sel viisil oleks esitatud käibekulude muutumise ja ettevõtete käivete muutumise vaheline seos ning samaaegselt oleks näidatud ka, kuidas käibekulud olenevad ettevõtte kaugusest varustamispunktist.

6. Statistiliste andmete rühmitamise mõiste

Ülalpool toodud näites kraide ja oblastite kaubandusosakondade aruannete kokkuvõtmisest see kokkuvõtmine seisnes andmete lihtsas kokkuloekus. Kahes teises näites — jaeettevõtete jaotumine käibe suuruse järgi ja käibekulude olenevuse näitamine käibe suurusest — ei kujutanud kokkuvõte endast enam ainult lihtsat andmete kokkuloekut. Esimeses nendest kahest näitest esitasime jaekaubanduse ettevõtete uuritava kogumi kuues rühmas, mis olid moodustatud käibe suuruse järgi, ja arvutasime ettevõtete arvu igas rühmas. Teises näites oli see kogum meie poolt esitatud samas kuues rühmas ja igas rühmas arvutasime samuti ettevõtete arvu ja leidsime käibekulude keskmised väärtused ühe ettevõtte kohta.

Mõlemal juhul *rühmitasime* andmed. Niisugune andmete rühmitamise küsimus on statistika metodoloogia üheks tähtsaimaks küsimuseks.

Statistikas nimetatakse rühmitamiseks kokkuvõtmise protsessis teostatavat uuritava kogumi üksuste ühendamist rühmadesse mingi tunnuse järgi. Statistik rühmitab statistilised andmed selleks, et näidata seoseid nähtuste vahel, iseloomustada nähtuste tüüpe või ka klassifitseerida nähtusi.

Mis puutub esimesse nendest ülesannetest, siis selle lahendamine seisneb selles, et näidata, kuivõrd uuritavad tunnused olenevad üksteisest; ainult nõnda saabki statistikas esitada nähtuste vahelisi seoseid. Eespool nägime, et vaatluse otseste andmete alusel oli raske märgata mingit olenevust käibekulude ja käibe suuruse vahel; real juhtudel käibekulud vähenesid käibe suurenemisel, aga ka ümberpöördult — suurenesid käibe vähenemisel. Alles pärast meie andmete üldistamist, pärast ettevõtete kokkuvõtmist rühmadesse käibe suuruse järgi avaldus pilt käibekulude keskmise suuruse olenevusest käibe suurusest.

On selge, et statistiliste andmete rühmitamise abil saab näidata olenevust nähtuste vahel ainult sel tingimusel, et niisugune olenevus tegelikult on olemas. Sellepärast on siin vaja õigesti valida *rühmitamistunnus*, s. o. tunnus, mis võetakse rühmitamise aluseks. Kui on valitud aga niisugune rühmitamistunnus, mille muutused ei saa mõjutada teist tunnust, siis statistilised andmed ei väljenda ka mingit olenevust nende vahel.

Reas oma majandusalastes töödes kritiseerib V. I. Lenin narodnikuist semstvostatistikuid nimelt seoses sellega, et nad statistiliste andmete rühmitamiseks valisid ebaõiged rühmitamistunnused. Semstvostatistikute poolt kasutati näiteks talupoegade majandite rühmitamist hingemaa suuruse järgi. Niisuguse rühmitamise puhul tuli välja, et keskmine sissetulek «hinge» (isiku) kohta väikest hingemaad omavatel talupoegadel peaaegu ei erinenud suurt hingemaad omavate talupoegade keskmisest sissetulekust. See tulenes sellest, et hingemaa suurus ei iseloomustanud talumajandi jõukust, kuna hingemaa suuruse määras töökäte arv perekonnas, mitte aga majandi enda suurus. Rikas tavaliselt ostis või rentis endale maad täiendavalt oma hingemaale. Hingemaa järgi rühmitamise puhul sattus ta aga ühte rühma selle kehvikuga, kellel oli samasuur hingemaa. V. I. Lenin kirjutas: «Kui rühmitame hingemaa järgi, siis liidame kehviku, kes annab maa rendile, ja rikka, kes rendib või ostab maad; — kehviku, kes maa hülgab, ja rikka, kes maad «kogub»; — kehviku, kelle tühise arvu kariloomadega majapidamine on kõige viletsamal järjel, ja rikka, kel on palju karja, kes väetab maad, võtab tarvitusele uuendusi jne. jne. Teiste sõnadega — me liidame maaproletaarlase maakodanluse esindajatega.» [1]

V. I. Lenin ise kasutas talupoegade majandite rühmitamist külvipinna, tööloomade arvu ja teiste tunnuste järgi, mis otseselt iseloomustasid majandi jõukust.

Eespool oli märgitud, et statistik rühmitab andmeid samuti selleks, et iseloomustada nähtuste tüüpe.

V. I. Lenini töödes leiame palju niisuguseid statistiliste andmete rühmitamisi, mis on suunatud nähtuste tüüpide iseloomustamisele, nähtuste tüpoloogilise struktuuri näitamisele. Ühe niisuguse näitena võib tuua 28. jaanuaril 1897. aastal Venemaal teostatud rahvaloenduse andmete rühmitamist. Selle loenduse kokkuvõtlikud andmed avaldati tabeli kujul, milles elanikkond oli rühmitatud 65 elukutsete rühma järgi. Siin oli toodud ära nii «eraviisiline juriidiline tegevus» kui «õigeusu jumalateenimine», nii «mesilastepidamine ja siidiussi kasvatamine» jne. On selge, et see elanike eri rühmade erakordselt üksikasjaline ja süsteemitu loetelu ei võimaldanud selgelt näha neid põhilisi klassilisi kategooriaid, milledesse jagunes Venemaa elanikkond. Et seda nähtavale tuua, selleks oli vaja teha tööd olemasolevate andmete üldistamiseks, nende andmete kokkuvõtmiseks rühmadesse klassitunnuse järgi. Selle töö viis läbi V. I. Lenin, saades tulemusena järgmise statistilise rea, mis kujutab endast statistiliste andmete rühmitamise näidist uuritava nähtuse tüpoloogilise struktuuri näitamise eesmärgil — selles reas on elanikkond rühmitatud klassiseisundi järgi. [2]

---

[1] V. I. Lenin, Teosed, 3. kd., lk. 74.
[2] V. I. Lenin, Teosed, 3. kd., lk. 422.

	Kõik mees- ja naissoost elanikud
Suurkodanlus, mõisnikud, kõrgemad ametnikud ja muud	umbes 3,0 milj.
Jõukad väikeomanikud	„ 23,1 „
Kehvad väikeomanikud	„ 35,8 „
Proletaarlased * ja poolproletaarlased	„ 63,7 „
Kokku	umbes 125,6 mil.

* Neid on vähemalt 22 miljonit (V. I. Lenini märkus).

Lõpuks, nagu see oli eespool öeldud, võib statistiliste andmete rühmitamise eesmärgiks olla nähtuste klassifitseerimine. Niisuguseid klassifitseerivaid rühmitusi kasutatakse väga sagedasti nõukogude statistikas. Nii näiteks kasutatakse tööstusstatistikas rühmitamist tööstusharude järgi: tööstusettevõtted võetakse kokku rühmadesse nende poolt toodetava või kaevandatava toodangu samalaadsuse, tehnoloogilise protsessi samalaadsuse ja töödeldava tooraine samalaadsuse tunnuste järgi (elektrijaamad, -võrgud ja alajaamad, kütust tootev tööstus, rauamaagitööstus, mangaanimaagitööstus jne., praegu on võetud kasutusele kokku 32 tööstusharude rühma). Kaubandusstatistikas kujutab klassifitseerivat rühmitust näiteks jaemüügi kaubandusettevõtete rühmitus kaubalise tunnuse järgi: toiduainete, tööstuskaupade, segakaupade kauplused, universaalmagasinid. Klassifitseerivate rühmituste hulka tuleb lugeda ka rühmitusi mingi kvantitatiivse tunnuse järgi, kui ei ole eesmärgiks nähtuste vaheliste seoste näitamine, vaid esitatakse ainult kogumi üksuste jaotus antud tunnuse väärtuste järgi. 4-ndas paragrahvis me rakendasime niisugust rühmitust, ühendades meie poolt uuritavad kaubandusettevõtted käibe suuruse järgi rühmadesse selleks, et saada pilti, kuidas nad jagunevad vastavalt sellele tunnusele.

Sel kombel statistiliste andmete rühmitamine osutub tõepoolest statistika metodoloogia erakordselt tähtsaks küsimuseks, kuna rühmitamine on nende andmete kokkuvõtmise aluseks ja samuti aluseks nende teaduslikul töötlemisel. V. I. Lenin rõhutas alati seda asjaolu oma majandusalastes töödes. Nii kirjutas ta põllumajandusloenduste andmete töötlemisel kasutatavate rühmituste kohta järgmist: «. . . tänapäeva põllumajanduslikel loendustel kogutava materjali rühmitamise küsimus ei ole sugugi selline kitsalt tehniline, kitsalt spetsiaalne küsimus, nagu ta võib paista esimesel pilgul. Seda materjali iseloomustab iga üksiku majandi kohta saadavate andmete tohutu rikkalikkus ja täielikkus. Kuid oskamatu, läbimõtlematu ja rutiinse kokkuvõtmise ja rühmitamise tõttu läheb see väga rikkalik materjal täiesti kaotsi, muutub värvituks ja põllumajanduse evolutsiooni seaduste uurimiseks sageli täiesti kõlbmatuks». [1]

Pidades silmas rühmitamise küsimuse kogu tähtsust statisti-

[1] V. I. Lenin, Teosed, 22. kd., lk. 48.

kas, määratles D. P. Žuravski statistikat kui teadust rühmitamistest. Ta arvas, et «statistikat võib kõige laiemas mõttes määratleda kui teadust *arvutamisest kategooriates*. Sellele alluvad kõik esemed, olevused, jõud, nähtused, faktid, mõtted jne., mida võib jagada ühesugusteks ja üheliigilisteks osadeks ja alaosadeks ja ühendada iga soo ja liigi järgi eraldi». [1] D. P. Žuravski «arvutamine kategooriates», mis eeldab arvutamist «iga soo ja liigi järgi eraldi» — ongi statistiliste andmete rühmitamine.

Kodanlikus statistikas on rühmitamised sageli kapitalistliku tegelikkuse ilustamise vahendiks, klassivastuolude selle pildi pehmendamise vahendiks, mille paljastaksid õigesti läbitöötatud statistilised andmed. V. I. Lenin juhtis tähelepanu niisugusele andmete rühmitamisele apologeetilistel eesmärkidel ameerika statistikute poolt. Need statistikud rühmitasid farmerite majandeid maa suuruse järgi, ühendades sel viisil ühte ja samasse rühma farmid, mis olid lähedased maaomandi suuruselt, kuid täiesti erinevad toodangu ulatuselt, kuna vähese maaga farmeri majand võib olla suurmajand oma toodangu mahult, arendades loomakasvatust, kasutades palgalist tööjõudu, väetamist ja masinaid. V. I. Lenin kirjutas: «Sellest tuleneb täiesti vale, tõelist olukorda kõigiti moonutav, kuid kodanlusele väga meelepärane pilt — *klassivastuolude nürinemine* kapitalismi ajal. Sellest tuleneb niisama väär ja kodanlusele niisama meelepärane *väikemaapidajate olukorra ilustamine*, sellest tuleneb kapitalismi apologeetika.»[2] Rühmitanud ümber need ameerika statistika andmed farmis toodetavate saaduste maksumuse järgi, paljastas V. I. Lenin tõelise pildi — väiketootmise väljatõrjumise suurtootmise poolt, mis on kapitalismi põhitendentsiks.

7. Statistiliste ridade ja tabelite tüübid ning liigid

Meie tähendasime eespool, et statistiline rida on niisugune arvude rida, mis kujutab arvude või mahtude jaotumist ruumis või nende tekkimise aja järgi vastavalt mingi tunnuse väärtusele; statistiline rida võib samuti kujutada mingite arvude või mahtude muutumist ajaliselt. Seega on olemas mitu eri liiki statistilisi ridasid. Need mitmeliigilised statistilised read võib kokku võtta järgmisse kahte põhitüüpi:

1. *Jaotusread* ehk variatsioonread, mis kujutavad endast arvude või mahtude jaotumist mingi tunnuse järgi.

2. *Dünaamilised* ehk kronoloogilised read, mis kujutavad arvude või mahtude muutumist ajas.

Mis puutub esimest tüüpi ridadesse, siis võib arvude või mahtude jaotumine esineda neis:

---

[1] D. P. Žuravski, Statistiliste andmete allikaist ja kasutamisest, 1946, lk. 99. (v. k.).

[2] V. I. Lenin, Teosed, 22. kd., lk. 58.

a) kvantitatiivse tunnuse järgi,

b) kvalitatiivse ehk, nagu mõnikord seda nimetatakse, atributiivse tunnuse järgi (atribuut — kvalitatiivne tunnus, mis on antud indiviidi või nähtuse vajalikuks täiendiks),

c) ruumilise tunnuse järgi,

d) nähtuse tekkimise aja järgi.

Jaotusridade esimesse liiki, s. o. niisuguste ridade hulka, kus andmed on rühmitatud kvantitatiivse tunnuse järgi, kuulub näiteks järgmine rida, mis on võetud (tabeli osana) V. I. Lenini tööst «Kapitalismi arenemine Venemaal» [1].

Kaevanduste rühmad tööliste arvu järgi	Söetoodang tuhandetes puudades
Kuni 10 töölisega kaevandused	178
10 kuni 25 " "	3 489
25 " 100 " "	28 693
100 " 500 " "	59 130
500 " 1000 " "	23 164
1000 ja enam " "	53 605
Teadmata tööliste arvuga kaevandused	15 008
Kokku	183 267

See rida kujutab mahtude jaotumist kvantitatiivse tunnuse väärtuste järgi: kivisöe toodangu mahu jaotumist tööliste arvu järgi.

Esimese liigi jaotusridade näiteks võib olla ka eespool käesoleva peatüki 4-ndas paragrahvis meie poolt koostatud rida, milles on toodud 50 kaubandusettevõtte jaotumine käibe suuruse järgi. Siin on toodud ettevõtete arvude jaotumine kvantitatiivse tunnuse järgi. Niisugust statistilist rida nimetatakse ka *variatsioonreaks*, s. o. reaks, mis kujutab antud kogumi liikmete mingi tunnuse väärtuse varieerumist (muutumist). Neid tunnuse eri väärtusi nimetatakse *variantideks*, ühe ja sama variandiga kogumi liikmete arvu aga — selle variandi *sageduseks*. Meie näites on iga rühma ettevõtete erinevad käibe suurused (417 000 kuni 580 000 rbl., 581 000 kuni 743 000 rbl. jne.) variantideks ja ettevõtete arvud rühmades (5, 6 jne.) — sagedusteks.

Meie näites on variandid väljendatud intervallidega — «sellest — selleni». See on tingitud uuritava tunnuse — käibe — enda muutumise iseloomust. Käivetel võivad olla väärtused, mis üksteisest erinevad väga vähe: näiteks 417 000 rbl., 417 000 rbl ja 1 kop., 417 000 rbl. ja 2 kop. jne. Käivete varieerumine on pidev, seepärast olidki meie reas variandid väljendatud intervallidega.

Teistel juhtudel on tunnuste varieerumine hüppeline. Nendel juhtudel ei väljendata variante mitte enam intervallidega, vaid kindlate arvudega. Kui esitaksime näiteks mingis tehases töötavate kangrute jaotumist nende poolt teenindatavate kudumistel-

[1] V. I. Lenin, Teosed, 3. kd., lk. 412.

gede arvu järgi, siis niisuguses reas peab variantide jaotumine olema paratamatult väljendatud kudumistelgede kindlate arvudega.

Ühe kangru poolt teenindatavate kudumistelgede arv	Kangrute arv, kellest igaüks teenindab nimetatud hulka kudumistelgi
10	8
12	16
14	32
16	21
18	15
20	10
	Kokku 102

Tuleb tähelepanu juhtida sellele, et meie näites, milles oli esitatud 50 kaubandusettevõtte jaotumine käibe suuruse järgi, kasutasime variantide väljendamist võrdsete intervallidega, niisugune võrdsete intervallide kasutamine ei ole aga kohustuslik. Nii näiteks kasutati 1935. a. kaubandusloenduse kokkuvõtete läbitöötamisel järgmist linnade jaemüügi ettevõtete rühmitust kvartali käibe suuruse järgi:

Käibega		kuni	20	tuh.	rbl.
„	20	„	40	„	„
„	40	„	80	„	„
„	80	„	160	„	„
„	160	„	320	„	„
„	320	„	640	„	„
„	640	„	1280	„	„
„		üle	1280	„	„

Sel viisil kasutati siin erinevate ja seejuures järjest kaks korda suurenevate intervallide süsteemi. Miks siis võeti siin kasutusele niisugune erinevate intervallide süsteem? Sellepärast, et võrdsete, kuid liiga väikeste, samuti liiga suurte intervallide kasutuselevõtmine ei oleks võimaldanud õigesti näidata jaeettevõtete jaotumise üldist pilti. Väikeste võrdsete intervallide puhul oleks tulnud paigutada suured ettevõtted, millede erinevused käibe suuruses on väikesed, eri intervallidesse, see aga oleks olnud majanduslikult seisukohalt mõttetu, kuna ettevõtted, mille käive on näiteks 650 000 rbl. ja ettevõtted käibega 700 000 rbl. kuuluvad üldiselt ühte ja samasse suurte kaupluste tüüpi. Samuti oleks osutunud majanduslikult ebaõigeks kasutada suuri võrdseid intervalle: niisuguste suurte intervallide puhul oleks muutunud väikeste ja keskmiste ettevõtete jaotumise pilt ähmaseks.

Statistilisi andmeid rühmitav majandusteadlane kohtub järjest niisuguste ebavõrdsete ja järk-järgult suurenevate intervallide kasutamise vajadusega. See, mis oli öeldud kaubandusettevõtete kohta, on täiel määral kehtiv ka tööstusettevõtete kohta. Suurte tööstusettevõtete puhul, kus on üle 1000 töölise, ei ole endastmõistetavalt tähtsust arvesse võtta mõnekümnesse töölisse ulatuvat erinevust tööliste koguhulgas; väikeste ettevõtete puhul on niisugune erinevus mõnekümne töölise võrra aga juba olulise tähtsusega.

Jaotusridade teise liigi, s. o. ridade kohta, kus andmete rühmitamine on läbi viidud kvalitatiivse tunnuse järgi, võib näitena tuua järgmised kaks statistilist rida:

NSV Liidu elanike arv
(1939. a. rahvaloenduse järgi)

Mehi	81 664 981
Naisi	88 802 205
Kokku	170 467 186

Kaubakäivete jaotumine jaekaubanduse kategooriate järgi

Kaubanduse kategooria	Käibed 1937. aastal (%-des kogu käibest)
Riiklik ja kooperatiivne jaekaubandus	80,6
Ühiskondlik toitlustamine	7,0
Kolhoosi-turukaubandus	12,4
Kokku	100,0

Esimene nendest ridadest on elanike arvude jaotusrida kvalitatiivse (atributiivse) tunnuse järgi, teine rida aga (suhtelistes suurustes väljendatud) mahtude jaotusrida samuti kvalitatiivse tunnuse (kaubanduse kategooriate) järgi.

V. I. Lenini poolt koostatud statistiline rida, mille tõime ära eespool 6-ndas paragrahvis (vt. lk. 35), on samuti kvalitatiivse tunnuse järgi jaotatud arvude jaotusrea eredaks näiteks; see kujutab elanikkonna jaotumist sotsiaalsete rühmade järgi.

Järgmine statistiline rida on näide *jaotusrea kolmandast liigist*, s. o. rida, kus andmed on süstematiseeritud territoriaalse tunnuse järgi.

NSV Liidu elanike arv
(1939. a. rahvaloenduse järgi)

VNFSV	109 278 614
Ukraina NSV	30 960 221
Valgevene NSV	5 567 976
Aserbaidžani NSV	3 209 727
Gruusia NSV	3 542 289
Armeenia NSV	1 281 599
Turkmeeni NSV	1 253 985
Usbeki NSV	6 282 446
Tadžiki NSV	1 485 091
Kasahhi NSV	6 145 937
Kirgiisi NSV	1 459 301
NSV Liit	170 467 186

Lõpuks näitena *jaotusridade neljandast liigist,* s. o. ridadest, kus andmed on rühmitatud antud nähtuse tekkimise aja järgi, toome V. I. Lenini teosest «Kapitalismi arenemine Venemaal» võetud järgmise rea.[1]

523 kodutööndusettevõtte tekkimise aeg 10 tööndusalal Moskva kubermangus

Ettevõtete üldarv	Ettevõtete arv, mis on asutatud								
	teadmata millal	ammu	XIX sajandil, aastail						
			10-ndail	20-ndail	30-ndail	40-ndail	50-ndail	60-ndail	70-ndail
523	13	46	3	6	11	11	37	121	275

Teist tüüpi statistilisi ridu — dünaamilisi ridu — on samuti mitu liiki. Sellest tuleb hiljem üksikasjalisemalt juttu nendele ridadele pühendatud peatükis. Niisuguste dünaamiliste ridade näiteid on toodud käesoleva peatüki 3-ndas paragrahvis: read, mis kujutasid jaekaubanduse võrgu muutumist 1933.—1938. aastatel ja selle kaubanduse käivete muutumist samuti 1933.—1938. aastate kestel.

Nagu juba varem tähendatud, saadakse mitme statistilise rea ühendamisel statistiline tabel. Selles võivad esineda eespooltoodud statistiliste ridade eri tüübid ja liigid erinevates kombinatsioonides. Eespool oli öeldud, et statistilisele tabelile võib anda mitmesugused kujud. Statistiliste tabelite klassifitseerimise aluseks ei ole aga tavaliselt välised erinevused, vaid erinevused nende sisus, erinevused nende selgitatavate ülesannete olemuses, mis statistik võttis arvesse tabelite koostamisel. Sellest seisukohast lähtudes eristatakse järgmist kolme statistiliste tabelite põhitüüpi:

1. *Liht-* ehk *loetlustabelid,* mis annavad ainult uuritava nähtuse kirjelduse. Nad ei selgita mingil määral neid seoseid, mis võivad esineda uuritavate kogumite liikmete eritunnuste muutumiste vahel. Nad ei väljenda ka nähtuste tüpoloogilist struktuuri. Lihttabelites on statistilised andmed tavaliselt esitatud objektide lihtsa loeteluna. Seega ei teki statistiliste lihttabelite koostamisel rühmitamistunnuse valiku küsimust. Materjali kokkuvõtmine toimub siin samas korras, milles koguti andmeid endid: kui neid koguti administratiivsete rajoonide või aastate järgi, siis on ka tabelis kokkuvõtted tehtud rajooni või aasta kohta. Niisugused lihttabelid on statistiliste tabelite kõige levinumaks tüübiks. Leheküljel 41 on toodud lihttabeli näide.

Selles tabelis on andmed esitatud linnade lihtsa loetelu järgi.

2. *Rühmtabelid*, mis võimaldavad esitada seoseid uuritavate kogumite liikmete mitmesuguste tunnuste muutumiste vahel, väl-

---

[1] V. I. Lenin, Teosed, 3. kd., lk. 282.

Elanike arvu kasv NSV Liidu mõningates linnades ajavahemikul 1926.—1939. a.

Linnad	Elanike arv (tuhandetes) 1926. a.	Elanike arv (tuhandetes) 1939. a.	Elanike arvu juurdekasv (tuhandetes)
Moskva	2029,4	4137,0	2107,6
Bakuu	453,3	809,3	356,0
Gorki	222,4	644,1	421,7
Stalino	174,2	462,4	288,2
Zaporožje	55,7	289,2	233,5
Alma-Ata	45,4	230,5	185,1

jendada nähtuste mingit tüpoloogilist struktuuri või nende nähtuste klassifikatsiooni. Esimesel juhul on kogu statistiline materjal rühmtabelis rühmitatud aluses leiduva niisuguse rühmitamistunnuse järgi, mille muutumisega on seotud öeldises esinevate tunnuste muutumine; teisel juhul rühmitatakse materjal tunnuse järgi, mis iseloomustab uuritava nähtuse eri tüüpe või võimaldab neid klassifitseerida.

Rühmtabeli näiteks võib olla tabel, mille koostasime käesoleva peatüki 5-ndas paragrahvis (vt. lk. 32). Selles tabelis on kogu materjal kokku võetud kuude rühma, vastavalt tabeli aluse kuuele rühmitamistunnuse väärtusele (ettevõtete käivete suurused). Tabelist on näha see seos, mis esineb käivete ja käibekulude muutuste vahel. Nähtustevahelisi seoseid kujutava rühmtabeli öeldisele on iseloomulik, et temas esinevad keskmised arvud, kuna nähtustevahelised seosed väljendatakse statistiliselt keskmiste arvude muutumiste kaudu (sellest vt. lähemalt allpool järgnevas peatükis, mis on pühendatud keskmistele arvudele). Meie tabeli öeldis sisaldab peale ettevõtete arvu ka veel keskmisi käibekulusid ühe ettevõtte kohta; käibekulude olenevus käibe suurusest tuligi ilmsiks nende keskmiste suuruste muutumistes.

NSV Liidu elanikkonna klassilist koosseisu iseloomustav tabel (vt. lk. 26) on samuti rühmtabeli näiteks. Kuid selles ei ole enam esitatud nähtuste vaheline seos, vaid nähtuste tüpoloogiline struktuur — elanikkonna jaotumine sotsiaalsete rühmade järgi.

3. *Kombinatsioontabelid* osutuvad rühmtabelite keerukamaks liigiks. Rühmtabel näitab, kuidas ühe tunnuse muutumised mõjutavad teise tunnuse muutumisi. Kombinatsioontabeli ülesandeks on aga esitada juba mitmeseid seoseid, s. o. mitme tunnuse ühist mõju öeldises olevale tunnusele. Niisuguseid tabeleid nimetataksegi kombinatsioontabeliteks sellepärast, et nende aluses on antud kahe või enama rühmitamistunnuse väärtused teatud kombinatsioonis. 5-ndas paragrahvis esitasime niisuguse tabeli vormi, näidates, kuidas peaks olema läbi viidud käibekulude andmete kokkuvõtmine kahe rühmitamistunnuse järgi: ettevõtete käibe suurus ja ettevõtte kaugus varustamispunktist.

Tuleb rõhutada, et kombinatsioontabel tekib ainult tunnuste kombineerimisel *tabeli aluses.* Andmete kombineeritud töötlemine öeldises ei kujunda aga kombinatsioontabelit, kuna niisugune tabel ei esita *mitmest olenevust,* s. o. mitme teguri ühist mõju uuritavale nähtusele. Olgu koostatud järgmise kujuga tabel:

Linna jaeettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Kaupluse töötajate arv					
	mehed tööstaažiga			naised tööstaažiga		
	kuni 3 aastat	3 kuni 5 aastat	üle 5 aasta	kuni 3 aastat	3 kuni 5 aastat	üle 5 aasta

Selles tabelis on öeldist töödeldud kombineeritult: andmeid töötajate soo kohta on kombineeritud andmetega nende tööstaaži kohta. See tabel ei ole kombinatsioontabel, kuna siin on esitatud töötajate arvu olenevus ainult ühest tunnusest — kaupluse käibe suurusest.

Rühm- ja kombinatsioontabelitel on väga suur tähtsus statistiliste andmete teaduslikul analüüsimisel. V. I. Lenin oma majandusalastes töödes rõhutas alati nende tabelite tähtsust teaduslikus analüüsis. V. I. Lenin kirjutas selle kohta, kuidas töödelda semstvostatistikute poolt talupoegade majandite kohta talundite kaupa kogutud andmeid: «. . . talundite kaupa kogutud andmete läbitöötamine peab andma võimalikult palju, võimalikult ratsionaalselt ja detailselt koostatud *rühmalisi* ja *kombineeritud tabeleid kõigi* elus nähtavale tulnud või *nähtavale tulevate* (see ei ole vähem tähtis) majandi*tüüpide* eraldi uurimiseks. Ilma mitmekülgsete ja ratsionaalselt koostatud rühmaliste ja kombineeritud tabeliteta lähevad talundite kaupa kogutud rikkalikud andmed lihtsalt kaotsi». [1]

8. Statistiliste andmete kokkuvõtmise ja tabelite koostamise tehnika

Statistiliste andmete kokkuvõtmist võib teostada kas *käsitsi* või *masinatega.* Kui uurimise materjal on väga ulatuslik, siis selle kokkuvõtmist saab teostada endastmõistetavalt ainult masinate abil. Nagu juba rääkisime, võeti 1939. aasta üleliidulise rahvaloenduse materjalid kokku just masinate abil. Spetsiaalsete masinate (perforaatori, verifikaatori, sorteerimismasina ja tabulaatori) abil teostatakse kaartide, millele on kantud saadud statistilised andmed, rühmitamine ja loendamine, samuti kaartide loendamisel saadud arvude liitmine.

Käsitsi kokkuvõtmise tehnika võib olla mitmesugune, olene-

[1] V. I. Lenin, Teosed, 20. kd., lk. 65—66.

valt sellest, kuidas on koostatud statistiline blankett: kas *kaardi* kujul, millele on kirjutatud andmed, mis kuuluvad uuritava kogumi ainult ühele üksusele, või *nimestiku* kujul, mille andmed kuuluvad niisuguste üksuste tervele rühmale (perekond, ettevõtte tööliste kollektiiv jne.).

Kaartidele kantud statistiliste andmete kokkuvõtmise puhul jaotatakse esialgu kaardid rühmadesse vastavalt rühmitamistunnuse valitud astendusele. Kui meil näiteks oleks teoksil statistiliste andmete kokkuvõtmine kaubandusettevõtete kohta ja rühmitamistunnuseks valiksime nende ettevõtete käibe suuruse seitsmes astmes: kuni 400 000 rbl., 401 000 kuni 800 000. rbl., 801 000 kuni 1 200 000 rbl., 1 201 000 kuni 1 600 000 rbl., 1 601 000 kuni 2 000 000 rbl., 2 001 000 kuni 2 400 000 rbl. ja üle 2 400 000 rbl., siis jaotaksime oma kaardid seitsmesse rühma.

Selleks et hõlbustada kaartide jaotamist, on soovitav neid eelnevalt *märgistada*. Märgistamine seisneb selles, et igale kaardile kirjutatakse selle rühma number, millesse kaart kuulub. Pärast jaotamist on kerge kindlaks teha igasse rühma kuuluvate ettevõtete arvu. Selleks on vaja ainult loendada igasse rühma kuuluvad kaardid. Kaartide loendamisel saadud arvude liitmiseks kasutatakse arvutusraame või arvutusmasinaid.

Neil juhtudel, kui statistikul ei ole tegemist kaartidega, vaid nimestikkudega (kui ainult nimestiku andmed pole eelnevalt kantud kaartidele), on vaja alguses koostada laiade lahtritega töötabel. Niisugusesse tabelisse peab statistik nimestikest välja kirjutama kõik arvud, võttes arvesse rühmitamistunnuse astendust, ja seejärel loendama üksused igas lahtris ja liitma neile kuuluvad nähtuse mahud. Kokkuvõtmise niisuguse viisi näiteks võib olla selle peatüki 5-ndas paragrahvis läbiviidud andmete kokkuvõtmine 50 jaemüügiettevõtte käibekulude kohta.

Nagu juba eespool oli tähendatud, peab tabel olema koostatud nõnda, et ta oleks kergelt loetav. Sellepärast tuleb ta varustada kõigi selgitavate pealkirjadega. Tabeli üldine pealkiri peab õigesti ja selgelt väljendama tabeli sisu. Kuid sellest on veel vähe: on vaja anda pealkirjad kõigile veergudele ja ridadele, on soovitav need nummerdada, et oleks lihtsam viidata neile selgitavas tekstis. Mõõtühikud — «hektarid», «rublad», «tükid» — tuleb tingimata ära näidata kas tabeli üldises pealkirjas (kui see mõõtühik on ühine kõigile tabelis sisalduvatele andmetele) või vastavates püst- ja rõht-lahtrites.

Tabeli koostaja peab pöörama erilist tähelepanu sellele, et tabelis oleksid arvutatud kokkuvõtted (üksuste arvude ja nähtuse mahtude summad) nii veergude kui ka ridade kaupa. Tuleb jälgida, et osasummad vastaksid üldsummale. See osutub eriti tähtsaks juhul, kui tabel sisaldab ümardatud arvusid.

Võib esineda juhtumeid, mil tabeli mõned lahtrid ei sisalda andmeid. Kui andmed puuduvad põhjusel, et neid ei olnud võimalik ära tuua, siis tuleb tabeli tühjadesse lahtritesse kirjutada «andmed puuduvad», või märkida rida punkte (. . .). Kui aga andmed puuduvad põhjusel, et niisuguse tunnusega või niisuguse tunnuse väärtusega juhtumeid tegelikkuses üldse ei olnud, siis märgitakse tabeli tühja lahtrisse kriips (—). Lõpuks ei tohi unustada vajadust teha neil juhtudel viidet, kui mõnedes ridades või veergudes esinevad andmed, mis mingis suhtes erinevad kõigist ülejäänutest: kas territooriumilt, millele nad kuuluvad, või ajalt, mille kestel registreeriti sündmus jne. Kui näiteks kõik andmed on kogutud 1951. a. kohta, ühe rea andmed aga 1950. a. kohta, siis tulebki see ära märkida vastava viitega.

Ei tohi alahinnata ega jätta tähele panemata ühtki nõuet, mis puutub statistilise tabeli koostamise tehnikasse. Raamatu hea ja õige kujundamine tõstab alati lugeja huvi tema vastu. Sama võib öelda ka statistilise tabeli kohta.

III PEATÜKK

KESKMISED ARVUD

1. Keskmise arvu mõiste

Igal inimesel, ka nendel, kes pole statistikat õppinud, on olemas kujutlus keskmisest arvust. Me kasutame sageli igapäevases elus sõnu «keskmine», «keskmiselt».

Millal me aga kasutame neid? Oletame, et jutt on esimese kursuse üliõpilastele makstava stipendiumi määrast. Kas räägime siis stipendiumi keskmisest suurusest? Ei räägi. Kuid rääkides näiteks tööliste tükitöötasust, ütleme juba, et nende töötasu iseloomustab mingisugune keskmine suurus. Miks siis esimesel juhul ei ole meil tegemist keskmiste arvudega, kuid teisel juhul kasutame neid? Sellepärast, et stipendiumi määr on kõigi üliõpilaste jaoks ühesuurune, tükitööl töötavate tööliste töötasud on aga erinevad.

Järelikult võib öelda, et keskmist arvu kasutame ainult neil juhtudel, kui uuritava tunnuse väärtused juhtumilt juhtumile muutuvad, varieeruvad.

Statistikas on pidevalt tegemist keskmiste arvudega. Hinnad kolhoositurgudel kõiguvad ühest turupäevast teise. Mingi kultuuri saagikused antud rajooni kolhoosides erinevad üksteisest. Tööliste tükitöötasud on erinevad. Kuid hinnad kolhoositurgudel, kolhooside saagid, tükitöötasud ongi nendeks faktide kogumiteks, mis tavaliselt on statistilise uurimise objektiks.

Mida mõistab statistik keskmiste arvude all? Ta mõistab neid kui *üldistavaid näitajaid, milles avaldub üldiste tingimuste mõju ja uuritava nähtuse seaduspärasus.* Terve rida tingimusi, mis põimuvad üksteisega kõige erinevamates kombinatsioonides, võivad olla määravateks saagi suurusele igas üksikus kolhoosis. Sellepärast saadakse eri kolhoosides erinevad saagid. Kuid kahtlematult kehtisid tervikuna rajooni kõigi kolhooside suhtes ka mõningad üldised tingimused. Nende üldiste tingimuste mõju püüabki statistik väljendada keskmise arvuga; ta annab selle keskmise arvu abil rajooni kolhooside saakide üldistava iseloomustuse. Selleks et seda mõtet paremini selgitada, võtame teise näite. Meie uurisime eelmise peatüki 5-ndas paragrahvis jaemüügiettevõtete käibekulude olenevust nende ettevõtete käibe suurusest. Vaatleme veel kord tähelepanelikult lk. 31 toodud töötabelit. Näeme, et käibekulud on erinevad, kusjuures esineb aga rida juhtumeid, mil suurema käibega ettevõtetel on väiksemad käibekulud. Nii näiteks moodustavad esimesel ettevõttel, mille paigutasime käibe suuruse järgi kolmandasse rühma (744 000 kuni 906 000 rbl.), käibekulud 51 600 rbl., samal ajal kui ettevõtete teises rühmas (käibega 581 000 kuni 743 000 rbl.) kõige väiksem käibekulude määr moodustab 53 600 rbl. Käibekulude vähenemist käivete suurenemisel võib märgata ka ettevõtete teiste rühmade võrdlemisel.

Kuid mis siis lubas meid tulla järeldusele, et koos ettevõtte käibe suurenemisega suurenevad ka käibekulud (olgugi et mitte nii kiirelt kui käibed)? Sellele otsusele tulime igas rühmas ühe ettevõtte kohta arvutatud keskmiste käibekulude muutumisega tutvumisel. Nende keskmiste arvude muutumises peegeldus juba niisuguste tingimuste mõju, mis olid ühised kõigile ettevõtetele, mitte aga nende mitmekesiste tingimuste mõju, mis määrasid ära käibekulud igas üksikus ettevõttes. Üksikutel juhtudel võis käibekulude olenevus käibe suurusest olla varjatud mingite eriliste tingimuste mõjust. Kuid keskmiste arvude muutumises avaldus see olenevus kui üldine tendents küllalt selgelt.

Keskmise arvu kui faktide kogumi üldistava karakteristiku, kui uuritava nähtuse seaduspärasust väljendava näitaja tähtsusele juhtis tähelepanu K. Marx. Ta kirjutas, et kapitalistliku tootmise tingimustes, kus valitseb juhuslikkus, «saab reegel end korratus kaoses maksma panna ainult pimesi toimiva keskmiste arvude seadusena».[1]

Sotsialistliku plaanimajanduse tingimustes ei ole keskmised arvud enam selle tulemuse väljenduseks, milleni viib «pimedate» juhuste kokkusattumine. Nendes tingimustes keskmised arvud väljendavad kas teadlikult koostatud plaaniülesannete täitmise protsessis saavutatud tulemust või neid plaaniülesandeid endid. Kuid siiski ka siin säilitavad nad oma üldistavate, kokkuvõtlike näitajate tähenduse, mis iseloomustavad üldist tulemust, milleni viisid tootva kollektiivi kõigi liikmete jõupingutused, mis olid suunatud plaaniülesande täitmisele, mitte aga selle kollektiivi üksikute liikmete tööd, mida võivad mõjutada mitmesugused eritingimused.

2. Keskmiste arvude kasutamise tingimused

Keskmine arv on faktide kogumi kokkuvõtlikuks, üldistavaks iseloomustuseks. Kuid see kuidagi ei tähenda seda, et teda võib arvutada mistahes koosseisuga kogumi kohta. Kogum, mida tahame iseloomustada keskmisega, peab esiteks olema teatud mõttes *kvalitatiivselt ühtlane*, teiseks peab ta aga koosnema *küllalt*

---

[1] K. Marx, Kapital, I kd., lk. 96.

paljudest liikmetest. Ei ole võimalik omistada keskmisele arvule niisuguse näitaja tähendust, mis peegeldab protsessi seaduspärasust, kui see keskmine on arvutatud faktide kogumi kohta, mida ei saa oma ebaühtluse tõttu allutada mingile üldisele seaduspärasusele. Liiga väikese arvu andmete alusel arvutatud keskmine aga osutub «ebapüsivaks» keskmiseks, mis ei väljenda üldiste põhjuste mõju. Ainult küllalt suures faktide kogumis üksikute juhtumite individuaalsed iseärasused «tasanduvad ja hävinevad vastastikku» ja tuleb selgemalt ilmsiks see üldine, mis on omane antud kogumi kõigile üksustele.

V. I. Lenin märkis korduvalt oma töödes ebaühtlase koosseisuga kogumi jaoks keskmise arvutamise lubamatust. Ta märkis, et ei tohi opereerida «paušaalsete», üldiste kesmistega, et need üldised keskmised tuleb asendada rühmitatud keskmistega. Nii näiteks kirjutas V. I. Lenin oma tuntud teoses «Agraarküsimus Venemaal XIX sajandi lõpul», vaadeldes talupoegade maa rendileandmise küsimust revolutsioonieelsel Venemaal, järgmist:

«Andmed renditava maa hindade kohta tuuakse harilikult ära ainult «keskmiselt» kõigi rentnike ja kogu maa kohta. Millisel määral need keskmised andmed talupoegade ääretut vaesust ja rõhumist *ilustavad*, nähtub semstvostatistika andmeist Tauria kubermangu Dnepri maakonna kohta, kus õnneliku erandina on antud rendihinnad talurahva mitmesuguste rühmade juures:

	Renditavate talundite protsent	Ühe rentiva talundi kohta põldu tiinudes	1 tiinu hind rublades
Kuni 5 tiinu külvavail	25	2,4	15,25
5—10 „ „	42	3,9	12,00
10—25 „ „	69	8,5	4,75
25—50 „ „	88	20,0	3,75
Üle 50 „ „	91	48,6	3,55
Kokku	56,2	12,4	4,23

Seega «keskmine» rendihind — 4 rbl. 23 kop. tiinu eest — otse moonutab tegelikkust, kustutades need vastuolud, mis moodustavad kogu asja olemuse. Kehvikud on sunnitud rentima laostava hinnaga, mis on keskmisest enam kui kolm korda kõrgem. Rikkad ostavad maad kasulikult «hulgi» ja annavad seda muidugi juhuse korral edasi puudust kannatavale naabrile 275%-lise vahekasuga. Rentimise ja rentimise vahel on vahe». [1]

Keskmisele kriitiliselt lähenemise vajadusest ja majanduslikus analüüsis paušaalsetele keskmistele toetumise lubamatusest räägib V. I. Lenin ka oma teistes teostes. Nii kirjutab V. I. Lenin oma töös «Kapitalismi arenemine Venemaal», vaadeldes semstvostatistika andmeid talupoegade sissetulekutest, mis olid töödeldud

---

[1] V. I. Lenin, Teosed, 15. kd., lk. 84—85.

narodnikuist statistiku Štšerbina poolt, et: «Hr. Štšerbinal seisab büdžetiandmete läbitöötamine ainult üldises ning uskumatus «keskmiste suuruste» kuritarvitamises. Kõik hindamisteatmed käivad «keskmise» talupoja kohta. Tulu maast, mis on välja arvutatud 4 maakonna kohta, jagatakse majandite arvule (meenutage, et hobuseta talupojal on see tulu umbes 60 rbl. perekonna kohta, rikkal aga umbes 700 rubla). Tehakse kindlaks... kaubandus-tööstuslike ettevõtete keskmine väärtus (sic!) — 15 rbl. 1 majandi kohta. Hr. Štšerbina ignoreerib seda pisiasja, et need ettevõtted on jõuka vähemiku eraomand, ja jagab need kõigile «ühtlaselt»! Tehakse kindlaks «keskmine» rendikulu..., mis, nagu nägime, moodustab ühe hobusega talupojal 6 rubla ja rikkal 100—200 rbl. Kõik see liidetakse ja jagatakse majandite arvule.» [1]

Kodanlik statistika, võltsides apologeetilistel eesmärkidel andmeid, kasutab sageli paušaalset keskmist. Näiteks kasutatakse niisuguseid keskmisi, et näidata töölisklassi sissetulekuid üles-puhutult suurtena, töörahva hulkade olukorda tegelikust ilusamana. Arvutades «keskmist» palka, arvab kodanlik statistika tööliste üldisse hulka mitte ainult töölisaristokraatia tipud, kes saavad palka tavalistest töölistest mõõtmatult rohkem, vaid isegi korporatsioonide ja pankade ametiisikud, kes saavad tohutuid palkasid. Niisuguste manipulatsioonide tagajärjel osutub palga «keskmine» väärtus tõepoolest erakordselt kõrgendatuks.

Kasutades keskmisi arvusid, peab statistik meeles pidama ka seda, et keskmisele arvule ei tohi omistada mingi «tõelise» väärtuse mõtet, mingi kõigutamatu «normi» tähendust.

Kodanlikud statistikud ei saa või ei taha seda mõista. Tuntud belgia statistik Quételet (loe Ketlé) arendas omal ajal teooria «keskmisest inimesest» kui inimühiskonna tõelisest esindajast. Quételet arvas, et statistika peamine ülesanne seisnebki selles, et teha kindlaks selle «keskmise inimese» iseloom kui mingi «norm», millest kõrvalekaldumised tähendaksid «äbarikkust ja haigust». Quételet' ideed elavad edasi ka tänapäeva kodanlike statistikute mõtetes. Nende arvamise järgi iseloomustavad keskmised uuritava tunnuse tõelisi, normaalseid väärtusi. Nendel keskmistel olevat püsiv iseloom. On selge, et kodanliku statistika niisugune keskmistesse arvudesse suhtumine tuleneb soovist kinnitada kapitalistlikus ühiskonnas valitsevate suhete elulisust ja püsivust.

Keskmine arv ei ole kõigutamatu «norm», ei ole «tõeline» suurus. Ta on üldistav karakteristik, mis iseloomustab protsessi seaduspärasust *ainult* nendel tingimustel, milledes see protsess kulgeb. Kui muutuvad need tingimused, muutuvad protsessi seaduspärasused, siis muutub ka keskmise väärtus. Selle juures võivad tunnuse üksikute väärtuste hälbimised oma keskmisest väärtusest sageli just viidata protsessi seaduspärasuste niisugusele

---

[1] V. I. Lenin, Teosed, 3. kd., lk. 133—134.

edaspidisele muutumisele. Nii uurides meie sotsialistliku majanduse eesrindlike töötajate saavutusi, peame meie neid saavutusi vaatlema kui seda tööviljakuse taset, mis määrab ette ka kõigi töötajate keskmise tööviljakuse edaspidise tõusu.

3. Aritmeetiline keskmine

Aritmeetiline keskmine on keskmiste arvude kõige enam kasutatav liik. Üksikute näitajate aritmeetilise keskmise arvutamine on lihtne ja kõigile tuntud. Selleks on tarvis liita kõik üksikud näitajad ja saadud summa jagada näitajate arvuga. Kui meil näiteks on olemas kümne kaubandusettevõtte aruanded ja me tahame arvutada nende ettevõtete keskmist käivet, siis tuleb arvutada järgmiselt.

Kaubandusettevõtete aastakäibed tuhandetes rubiades on järgmised: 460, 452, 510, 530, 600, 505, 490, 511, 515 ja 560. Keskmine käive on

$$\frac{460+452+510+530+600+505+490+511+515+560}{10}=\frac{5133}{10}=513{,}3 \text{ tuh. rbl.}$$

Algebraliselt üldistatakse seda arvutust järgmisel viisil. Kui on antud üksikud näitajad:

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

siis nende üksikute näitajate aritmeetiline keskmine on

$$\bar{x}=\frac{x_1+x_2+x_3+\ldots+x_n}{n}=\frac{\Sigma x}{n},$$

kus
Σ (kreekakeelne täht suur «sigma») — liitmise tähis,
n — kõigi üksikute näitajate arv.

See on nõndanimetatud *lihtsa, kaalumata aritmeetilise keskmise* valem.

Kuid statistikul tuleb sageli arvutada mitte ainult üksikute näitajate aritmeetilist keskmist. On ju nii, et enne keskmiste suuruste arvutamist võtab statistik tavaliselt vaatluse andmed kokku, saades statistilised read või tabelid. Ta arvutab juba nende arvude keskmised, mis leiduvad nendes ridades ja tabelites. Toome näitena järgmise statistilise rea, mis kujutab endast maa tarbijate kooperatiivide jaotumist käibe suuruse järgi 1953. aasta I kvartalis. (Vt. lk. 50.)

Kuidas arvutada nende tarbijate kooperatiivide käibe keskmine suurus? Kõigepealt tuleb selle rea andmed mõningal määral ümber korraldada. Tarbijate kooperatiivide käibed ei ole väljendatud mitte kindlate arvudega, vaid intervallidega — millest mil-

Tarbijate kooperatiivide rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Tarbijate kooperatiivide arv
kuni 15	5 462
15 — 20	3 024
20 — 30	5 478
30 — 40	4 191
40 — 50	3 193
50 — 75	4 720
75 — 100	2 133
100 — 200	2 458
200 — 300	668
üle 300	512
Kokku . . .	31 839

leni. Need intervallid tuleb asendada kindlate arvudega ja nimelt intervallide keskmiste väärtustega, milledeks võtame intervallide äärmiste väärtuste poolsummad, s. o.

$$\frac{15+20}{20} = 17{,}5; \ \frac{20+30}{2} = 25{,}0; \ \frac{30+40}{2} = 35{,}0 \text{ jne.}$$

Mis puutub esimesse intervalli, mille jaoks ei ole antud alumist piiri, ja viimast, millel ei ole ülemist piiri, siis võtame kokkuleppeliselt nende intervallide keskmisteks väärtusteks 7,5 ja 350,0. Meie rida omandab järgmise kuju:

Tarbijate kooperatiivide käivete suurused (tuh. rbl.)	Tarbijate kooperatiivide arv
7,5	5 462
17,5	3 024
25,0	5 478
35,0	4 191
45,0	3 193
62,5	4 720
87,5	2 133
150,0	2 458
250,0	668
350,0	512
Kokku . . .	31 839

Siin paneme tähele, et tarbijate kooperatiivide arvud eri rühmades on erinevad, ja seda tulebki arvesse võtta käibe keskmise suuruse arvutamisel. Kui esimeses rühmas on 5462 tarbijate kooperatiivi, teises aga ainult 3024 tarbijate kooperatiivi, siis esimese rühma käibe suurus peab keskmises käibes sisalduma suurema «kaaluga», nagu seda väljendavad statistikud. Selleks, et arvesse võtta kõigi rühmade erinevaid «kaalusid», tuleb *esialgu iga rühma käibe suurus korrutada sellesse rühma kuuluvate tarbijate kooperatiivide arvuga* (sel viisil saame antud rühma tarbijate kooperatiivide üldise käibe) [1], *seejärel tuleb aga kõik saadud korrutised liita ja summa jagada kõigi tarbijate kooperatiivide arvuga.*

Neid arvutusi näitab järgmine tabel:

Tarbijate kooperatiivide käivete suurused (tuh. rbl.)	Tarbijate kooperatiivide arv	Kõigi antud rühma tarbijate kooperatiivide üldine käive (tuh. rbl.) (1×2)
1	2	3
7,5	5 462	40 965,0
17,5	3 024	52 940,0
25,0	5 478	136 950,0
35,0	4 191	146 685,0
45,0	3 193	143 685,0
62,5	4 720	295 000,0
87,5	2 133	186 637,5
150,0	2 458	368 700,0
250,0	668	167 000,0
350,0	512	179 200,0
Kõigi rühmade kohta . . .	31 839	1 717 762,5

Tarbijate kooperatiivide keskmine käive on

$$\frac{1\,717\,762{,}5}{31\,839} \doteq 53{,}95 \text{ tuh. rbl.}$$

Üldistame algebraliselt need arvutused. Meie reas on kümme tarbijate kooperatiivide rühma. Tähistame rühmade arvu tähega k. Iga rühma käivete suurused kujutavad endast rea väärtusi:

$$x_1, x_2, \ldots x_k.$$

Tähistame igas üksikus rühmas leiduvate tarbijate kooperatiivide arvu tähega f. Sel juhul arvutame aritmeetilise keskmise, kui

$$\bar{x} = \frac{x_1 f_1 + x_2 f_2 + \ldots + x_k f_k}{f_1 + f_2 + \ldots + f_k} = \frac{\Sigma x f}{\Sigma f}.$$

Sel viisil arvutatud keskmist nimetatakse *kaalutud aritmeetiliseks keskmiseks*. See erineb lihtsast aritmeetilisest keskmisest selle poolest, et siin võetakse arvesse tunnuse iga väärtuse «kaal»,

[1] Seetõttu, et tabelis (lk. 50 ülal) puuduvad andmed üksikute kooperatiivide käivete kohta, leiame sel viisil iga rühma üldise käibe väärtuse ainult ligikaudselt. (Toimetaja.)

s. o. objektide arv, millel on selle tunnuse üks ja sama väärtus. On selge, et üksikute näitajate keskmise arvu leidmisel on see «kaal» tunnuse iga väärtuse puhul ühesugune, kuna sel juhul on meil tegemist samaväärsete näitajatega. Sellepärast arvutataksegi üksikute näitajate puhul keskmine arv lihtsa (kaalumata) keskmisena.

Et veelgi selgemalt esile tuua «kaalutud» keskmise mõtet, toome lihtsa näite. Müüja müüs 40 tk. mingisugust kaupa, neist 10 tk. à 5 rbl. ja 30 tk. à 6 rbl. Järelikult sai ta kokku kogu kauba eest $10 \times 5 + 30 \times 6 = 230$ rbl. Missuguse keskmise hinnaga müüdi kogu kaup? Kas 5 rbl. 50 kop. keskmiselt tüki eest? Kui see tõepoolest oleks niisugune keskmine hind, mille eest kaup müüdi, siis kogu kauba maksumus oleks olnud $40 \times 5{,}5 = 220$ rbl. ja mitte 230 rbl. Meie arvutuse tulemus on väär seetõttu, et kasutasime lihtsat, mitte aga kaalutud keskmist. Müükidel 5 rbl. tükk oli teistsugune «kaal» kui müükidel 6 rbl. tükk, sest esimesel juhul müüdi 10 tk., teisel juhul aga 30 tk. Võttes arvesse müükide neid erinevaid «kaalusid», saame keskmise hinnana

$$\frac{10 \times 5 + 30 \times 6}{40} = 5 \text{ rbl. } 75 \text{ kop.}$$

Korrutades seda keskmist hinda müüdud kauba kõigi tükkide arvuga, saamegi müüdud kauba tõelise maksumuse:

$$40 \times 5{,}75 = 230 \text{ rbl.}$$

Selle lihtsa näite varal veendusime, et sel juhul, kui keskmine arvutatakse tunnuse erisuguste sagedustega esinevate väärtuste alusel, osutub ainuõigeks ainult kaalutud keskmine. Õigesti arvutatud aritmeetiline keskmine peab ilmselt rahuldama seda nõuet, et tunnuse iga üksiku väärtuse asendamisel keskmise väärtusega ei tohi antud tunnuse väärtuste üldine summa muutuda. Nii meie näites, kui arvutasime lihtsa aritmeetilise keskmise (5 rbl. 50 kop.) ja korrutasime seda müüdud kauba üldise tükkide arvuga, siis saime kauba maksumusena ebaõige tulemuse. Seevastu aga, korrutades kaalutud keskmise hinna (5 rbl. 75 kop.) müüdud kauba üldise tükkide arvuga, saime kauba õige maksumuse.

Lõpuks on vaja veel näidata, et keskmise arvutamisel ei tule alati kasutada kaaludena nende objektide arvu, millel on antud tunnuse väärtus. Seda selgitagu järgmine näide.

Kogu ettevõtete rühma kaubakäibe plaan (tuh. rbl.)	Kaubandusettevõtete arv	Kaubakäibe plaani täitmise määr
1200	2	110,2
2900	6	107,4

Küsitakse: kui suur on kaubakäibe plaani täitmise keskmine määr kõigi kaheksa ettevõtte kohta? Kuidas seda arvutada? Mida kasutada keskmise arvutamisel kaaludena — kas ettevõtete arvu või käibe plaani?

Õige vastuse nendele küsimustele saame, kui kujutame endale hästi ette, mis on plaani täitmise määr. See on tegeliku käibe ja plaanitud käibe suhe. Seepärast on kõigi kaheksa ettevõtte plaani täitmise määra arvutamiseks vaja eelkõige arvutada nende tegelik käive. On selge, et tegeliku käibe suurusi leiame, kui igas rühmas korrutame plaani täitmise näitaja plaaniülesandega:

$1{,}102 \times 1200 = 1322{,}4$ tuh. rbl. esimeses rühmas ja
$1{,}074 \times 2900 = 3114{,}6$ tuh. rbl. teises rühmas.

Jagades nende tegelike käivete summa plaaniülesannete summaga, saamegi kõigi ettevõtete üldise ehk keskmise plaani täitmise määra:

$$\frac{1322{,}4+3114{,}6}{1200+2900} = \frac{4437}{4100} = 1{,}082 \text{ ehk } 108{,}2\%.$$

Kui tähistada plaani täitmise määr igas ettevõtete rühmas tähega x, kaubakäibe plaaniülesandeid aga tähega f, siis selgub, et me arvutasime aritmeetilise keskmise, kasutades kaaludena plaaniülesandeid:

$$\bar{x} = \frac{\Sigma xf}{\Sigma f}.$$

Nii ei tulnud siin kasutada kaaluna mitte objektide arvu, millel oli tunnuse üks või teine väärtus, s. o. mitte ettevõtete arvu, milledel oli üks või teine plaani täitmise näitaja, vaid teisi suurusi — kaubakäibe plaaniülesandeid. See näide tõendab, kuivõrd tähtis on keskmise arvutamise puhul kaalude õige valik.

4. Harmooniline keskmine

Nagu oli juba märgitud, on aritmeetiline keskmine keskmiste arvude kõige sagedamini kasutatavaks liigiks. Kuid siiski esineb statistilises praktikas juhtumeid, kus keskmine suurus tuleb arvutada teisiti. Vaatleme üht niisugust juhtumit.

Oletame, et kahe kaubandusettevõtte kvartalikäibed olid kummalgi 12 000 rbl. Seejuures üks ettevõte täitis kaubakäibe plaani 120%-liselt, teine aga 150%-liselt. Küsitakse: missugune on mõlema ettevõtte üldine ehk keskmine plaani täitmise määr? Kas võib öelda, et see näitaja võrdub 135%-ga, s. o. 120% ja 150% lihtsa aritmeetilise keskmisega? Ei. Ja mitte sellepärast, et me arutasime kaalumata keskmise (ettevõtete käivete võrdsuse tõttu tuleb siin kasutada just lihtsat, kaalumata keskmist), vaid sellepärast, et siin üldse ei tule kasutada aritmeetilist keskmist.

Selle keskmise ebaõiges valikus on kerge veenduda, kui arvutada järgmiselt. Esimese ettevõtte käive oli 12 000 rbl. plaaniülesande 120%-lise täitmise puhul. Järelikult see plaaniülesanne oli

$$\frac{12\,000}{120} \times 100 = 10\,000 \text{ rbl.}$$

Teise ettevõtte käive oli samuti 12 000 rbl., kuid plaaniülesande 150%-lise täitmise juures. Seega selle ettevõtte plaaniülesanne oli

$$\frac{12\,000}{150} \times 100 = 8\,000 \text{ rbl.}$$

Liites mõlemad arvud, saame mõlema ettevõtte summaarse plaaniülesande — 18 000 rbl. On selge, et kui nende summaarne tegelik käive moodustas 24 000 rbl., siis üldine ehk keskmine plaani täitmise määr ei ole 135%, vaid

$$\frac{24\,000}{18\,000} \times 100 = 133{,}3\%.$$

Mis liiki keskmist tuleb kasutada, et jõuda sellele õigele tulemusele? Tuleb kasutada harmoonilist keskmist, mis on *tunnuse väärtuste pöördarvude aritmeetilise keskmise pöördarv.*

Kui me oma näites kasutame ülestähendamise hõlbustamise mõttes mitte protsente vaid kümnendmurde, siis on tunnuse väärtuste pöördarvude aritmeetiline keskmine võrdne

$$\left(\frac{1}{1{,}2} + \frac{1}{1{,}5}\right) : 2 = 0{,}75.$$

0,75 pöördarv on aga 1,333 ehk 133,3%.

Niisuguse harmoonilise keskmise algebraline valem on järgmine:

$$\bar{x}_{\text{harm}} = \frac{1}{\dfrac{\dfrac{1}{x_1} + \dfrac{1}{x_2} + \cdots + \dfrac{1}{x_n}}{n}} = \frac{1}{\dfrac{\sum \frac{1}{x}}{n}} = \frac{n}{\sum \frac{1}{x}},$$

kus

$\sum \frac{1}{x}$ tähendab tunnuse väärtuste pöördarvude summat,

n tähendab nende tunnuse väärtuste arvu.

Ülesandes oli meil tegemist kahe ettevõttega. Järelikult $n = 2$. Seega võrdub plaani täitmise keskmine näitaja

$$\frac{2}{\dfrac{1}{1{,}2} + \dfrac{1}{1{,}5}} = 1{,}333 = 133{,}3\%.$$

Meie tõime ära *lihtsa, kaalumata harmoonilise keskmise* valemi. Kuid samuti nagu aritmeetiline keskmine peab harmooniline keskmine olema neil juhtudel *kaalutud*, kui üksikute näitajate «kaalud» pole võrdsed. Oletame, et esimesel kaubandusettevõttel oli käive 16 000 rbl., teisel aga 12 000 rbl. Esimene ettevõte täitis plaani 160%-liselt, teine 150%-liselt. Arvutades mõlema ettevõtte kohta üldist ehk keskmist plaani täitmise määra, peame juba arvesse võtma, et nende käibed ei olnud võrdsed, ja seepärast kasutame kaalutud harmoonilist keskmist. Niisuguse kaalutud harmoonilise keskmise valem on järgmine:

$$\bar{x}_{\text{harm}} = \frac{1}{\dfrac{\dfrac{1}{x}f_1 + \dfrac{1}{x_2}f_2 + \cdots + \dfrac{1}{x_n}f_n}{f_1 + f_2 + \cdots + f_n}} = \frac{1}{\dfrac{\sum \frac{1}{x}f}{\Sigma f}} = \frac{\Sigma f}{\sum \frac{1}{x}f},$$

kus

f tähendab tunnuse väärtuse kaalu (meie juhul ettevõtte käivet)

ja $\sum \frac{1}{x}f$ tähendab tunnuse väärtuste pöördarvude ja kaalude korrutiste summat.

Arvutame selle valemi järgi kahe ettevõtte üldise ehk keskmise plaani täitmise määra. See on

$$\frac{16\,000 + 12\,000}{\frac{1}{1{,}6} \times 16\,000 + \frac{1}{1{,}5} \times 12\,000} = \frac{28\,000}{10\,000 + 8\,000} = \frac{28\,000}{18\,000} = 1{,}556$$

ehk 155,6%.

On kerge tähele panna, et suhtes $\frac{28\,000}{18\,000}$ kujutab jagatav endast mõlema ettevõtte tegelike käivete summat, jagaja aga — plaaniülesannete summat. Tõepoolest, kui esimese ettevõtte käive moodustas 16 000 rbl. plaani 160%-lise täitmise juures, siis plaaniülesanne oli 10 000 rbl.; kui teise ettevõtte käive moodustas 12 000 rbl. plaani 150%-lise täitmise juures, siis plaaniülesanne oli 8 000 rbl.

Kaubandusstatistikas kasutatakse küllaltki sageli harmoonilist keskmist. Kui arvutatakse näiteks mingi toote keskmist hinda, kasutades selle keskmise kaaludena mitte toote müüdud üksuste arvu, vaid nende maksumust, siis kasutatakse harmoonilist keskmist.

Oletame, et kahel turul müüdud mingi kauba hinnad ja müüdud kogused olid järgmised:

	Hind $\left(\frac{\text{rbl.}}{\text{tk.}}\right)$	Müüdud üksuste arv
1. turg	10	5 000
2. turg	15	6 000
Kokku		11 000

Arvutame siin mõlemal turul esinenud hindade keskmise väärtuse, kasutades kaaludena üksuste arvu. Me teeme seda kaalutud aritmeetilise keskmise kujul:

$$\frac{5000 \times 10 + 6000 \times 15}{11\,000} = \frac{140\,000}{11\,000} = 12{,}73 \text{ ehk } 12 \text{ rbl. } 73 \text{ kop.}$$

Kuid oletame, et meil on antud mitte müüdud üksuste arvud, vaid nende maksumused:

	Hind $\left(\frac{\text{rbl.}}{\text{tk.}}\right)$	Maksumus (käive) rbl.
1. turg	10	50 000
2. turg	15	90 000
Kokku		140 000

Kasutades siin kaaludena maksumusi, peame keskmise hinna arvutama juba harmoonilise keskmisena.

$$\frac{50\,000 + 90\,000}{5\,000 \times \frac{1}{10} + 90\,000 \times \frac{1}{15}} = \frac{140\,000}{11\,000} = 12{,}73 \text{ ehk } 12 \text{ rbl. } 73 \text{ kop.}$$

See näide osutab selgelt, millistel juhtudel peab kasutama harmoonilist keskmist. Harmoonilist keskmist kasutatakse neil juhtumeil, kui suhtel, mille järgi arvutatakse keskmine väärtus, *tuleb jagaja leida arvutamise teel.* Nii kujutab endast kauba hind müüdud kauba maksumuse (käibe) jagatist tema müüdud kogusega. Teisel juhul, kui meil olid antud maksumused (käibed), oli meil järelikult teada suhte jagatav (maksumuste summa) ja keskmise hinna leidmiseks tuli meil leida selle suhte jagaja — müüdud kauba kogus. Sel viisil arvutati keskmine hind harmoonilise keskmisena. Arvutades eespool üldist ehk keskmist plaani täitmise näitajat, leidsime samuti arvutamise teel suhte jagaja — plaaniülesannete summa. Sellepärast oligi plaani täitmise keskmine näitaja arvutatud harmoonilise keskmisena. Tuletame meelde, et eelmise paragrahvi lõpul arvutasime sama näitaja aritmeetilise keskmisena. See on ka selge — ülesandes olid antud plaaniülesanded, s. o. suhte jagaja, leida tuli aga tegelike käivete summa, s. o. suhte jagatav.

5. Mood

Käesoleva peatüki lõpul peatume lühidalt veel ühel keskmiste arvude liigil.

Igapäevases elus kasutatakse sageli tunnuse keskmise väärtusena niisugust tunnuse väärtust, mis esineb kõige sagedamini. Tuginedes näiteks sellele, et turul märgiti mingi toiduaine ostumüüki kõige sagedamini hinnaga 3 rbl. tükk, nimetataksegi seda hinda, $3 \frac{\text{rbl.}}{\text{tk.}}$, keskmiseks hinnaks.

Ka statistika opereerib mõnikord niisuguse keskmisega, nimetades seda *moodiks*. On selge, et niisugune *kõige sagedamini esinev* tunnuse väärtus ehk mood ei lange alati kokku aritmeetilise keskmisega. Võtame näiteks järgmise statistilise rea:

178 kaubandusettevõtte jaotumine kvartalikäibe järgi

Ettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Ettevõtete arv rühmas
110—140	30
140—170	35
170—200	40
200—230	60
230—260	21
260—290	11
290—320	8
320—350	3
350—380	2
Kokku	210

Selle rea aritmeetiline keskmine on 199 100 rbl. Kuid mood ehk kõige sagedamini esinev käibe suurus on 200 000 ja 230 000 rbl. intervallis, kuna selle intervalliga määratud rühmas on ettevõtete arv suurim.

Samuti on näiteks ostjate poolt kauplustes kõige sagedamini nõutavate jalatsite number suurus, mida statistikas nimetatakse moodiks.

IV PEATÜKK

SUHTARVUD

1. Suhtarvude tähtsus statistikas

Suhtarv, nagu ütleb tema nimetus ise, kujutab endast kahe arvu suhet ehk jagatist. Kõige sagedamini väljendab statistik seda suhet ehk jagatist protsentides, lugedes suhte arvutamisel jagajana kasutatud arvu võrdseks 100 protsendiga.

Miks kasutab statistik suhtarve? Milline on nende otstarve? Suhtarvusid, samuti nagu keskmisi arvusid, kasutatakse faktide kogumi kokkuvõtlikuks, üldistavaks iseloomustamiseks. Suhtarvud, mis on toodud statistilises reas või statistilises tabelis kõrvuti absoluutsete arvudega, kergendavad väga suurel määral statistiliste andmete lugemist ja analüüsi. Näiteks kui räägime, et 30-nel üliõpilasel rühmas on väga head ja head hinded, 10-nel aga rahuldavad, siis ei ole õppeedukuse iseloomustus veel küllaldaselt näitlik. Kuid kui me ütleme, et 75% rühmast on väga heade või heade hinnetega, siis kujutame endale juba selgelt ette õppeedukuse taset.

Eriti suur tähtsus on suhtarvude arvutamisel sel juhul, kui võrreldakse erinevaid kogumeid. Nendel juhtudel on suhtarvud, mis kujutavad endast ühele ja samale jagajale (100) taandatud suhteid, asendamatud. Selleks, et öeldut selgitada, toome järgmise tabeli.

NSV Liidu elanike arv

	1926. a. loenduse järgi		1939. a. loenduse järgi	
	milj. inimest	%-des elanike koguarvust	milj. inimest	%-des elanike koguarvust
Kogu elanikkond	147	100,0	170,5	100,0
Sealhulgas:				
linnas	26,3	17,9	55,9	32,8
maal	120,7	82,1	114,6	67,2

Tabelis on toodud nii absoluutsed arvud (miljonid inimesed) kui ka suhtarvud.

Need suhtarvud kujutavad endast linna- ja maaelanike arvude suhteid elanike üldarvudega 1926-ndal ja 1939-ndal aastal. Mõlemal juhtumil on suhtarvudel üks ja sama jagaja — 100 (elanike üldarv on võetud võrdseks saja protsendiga).

Kui tabelis ei oleks olnud suhtarvusid, ei oleks me saanud nii näitlikult kui praegu kujutada neid muutusi meie maa elanikkonna koosseisus, mis toimusid 1926. a. kuni 1939.a. perioodil. Suhtarvud kergendavad väga suurel määral tabelite lugemist ja mõistmist. Me näeme, et linnade elanikkond, mille arv ei ulatunud 1926. aastal veel ühe viiendikunigi (17,9 %), moodustab 1939. a. juba ühe kolmandiku (32,8 %) kogu elanikkonnast. Selles elanikkonna linna- ja maaelanikeks jaotumise muutumises ilmneb selgelt meie maa industrialiseerimise protsessi tulemus.

Statistikas kasutatakse mitut eri liiki suhtarvusid; millist liiki suhtarvusid kasutada, oleneb sellest, milliseid tunnetuslikke ülesandeid esitatakse statistiliste andmete uurimisele. Järgmises paragrahvis asumegi suhtarvude peamiste liikide vaatlemisele.

2. Struktuuri suhtarvud

Seda liiki suhtarvude eesmärgiks on näidata uuritava kogumi koostist ehk struktuuri. Iga niisugune suhtarv on *kogumi vastava osa mahu ja terve kogumi mahu suhe.* Struktuuri suhtarvud on suhtarvude üheks kõige laialdasemalt kasutatavaks liigiks. Enamik statistilisi tabeleid sisaldab seda liiki suhtarvusid.

Eespooltoodud protsendilised andmed NSV Liidu linna- ja maaelanike arvude kohta on struktuuri suhtarvude kasutamise üheks näiteks. Järgmine tabel kujutab endast nende suhtarvude kasutamise teist näidet.

	Teravilja kogutoodang		Müügiteravili (külaväline)		Müügi %%
	milj. puuda	%%-des	milj. puuda	%%-des	
Enne sõda:					
Mõisnikud	600	12,0	281,6	21,6	47
Kulakud	1900	38,0	650,0	50,0	34
Keskmikud ja kehvikud .	2500	50,0	369,0	28,4	14,7
Kokku	5000	100	1300,0	100	26
Pärast sõda: (1926/27. a.)					
Sovhoosid ja kolhoosid .	80,0	1,7	37,8	6,0	47,2
Kulakud	617,0	13,0	126,0	20,0	20,0
Keskmikud ja kehvikud .	4052,0	85,3	466,2	74,0	11,2
Kokku	4749,0	100	630,0	100	13,3

Tabelis arvutatud suhtarvud teevad tabeli väga väljendusrikkaks. Nad kujutavad selgelt erinevusi vilja tootmise struktuuris 1926/27. aastal ja enne Esimest maailmasõda. Kui enne Esimest maailmasõda teravilja kogutoodangus mõisnike ja kulakute vilja «erikaal» (nii nimetatakse statistikas tavaliselt struktuuri suhtarvusid) oli 50%, müügivilja osas aga isegi 71,6%, siis 1926/27. a. kuulus juba teravilja toodangu valdav osa — 85,3% kogutoodangust ja 74,0% müügiteraviljast — kehvikutele ja eelkõige keskmikkudele.

Sel viisil andis Oktoobrirevolutsioon väike- ja keskmiktalupoegadele võimaluse tunduvalt parandada oma materiaalset olukorda, vabastades neid mõisnike rõhumisest ja nõrgendades suurel määral kulaklust.

Tabeli viimases veerus tuuakse ära teravilja kaubasuse määr, s. o. müügiteravilja protsendiline suhe teravilja kogutoodangusse. Selle veeru andmed selgitavad, milles seisnesid need raskused teravilja osas, mis riik tol ajal üle elas. Mõisa suurmajapidamise likvideerimine, samuti aga kulakliku suurmajapidamise tugev piiramine, mis andsid enne sõda turgudele peamise teravilja, nende majapidamiste asendamine põhiliselt väiketalupoegade majapidamisega (kolhoosid ja sovhoosid ei olnud sel ajal veel arenenud), mis andsid turule ainult ligikaudu ühe kümnendiku nende poolt toodetud teraviljast, pidid endaga kaasa tooma müügivilja tootmise järsu vähenemise.

3. Koordinatsiooni suhtarvud

Koordinatsiooni suhtarvud kujutavad endast *kogumi üksikute osade mahtude suhteid (koordinatsiooni).* Nii näiteks arvutatakse põllumajandusstatistikas noorloomade arvu suhet lehmade arvusse, et teha kindlaks, kas on kindlustatud karja edasine suurenemine.

Oletame, et 471-pealine kari koosnes 6-st härjast, 216-st lehmast, 37-st mullikast (s. o. noortest, mitte kordagi vasikat toonud lehmadest), 41-st üle ühe aasta vanusest vasikast ja 71-st alla ühe aasta vanusest noorloomast. Mullikate ja üle ühe aasta vanuste vasikate arvu suhe lehmade arvusse moodustab selles karjas $78 \times 100\% : 216 = 36\%$. See on koordinatsiooni suhtarv, kuna mullikate ja vasikate arv ning lehmade arv kujutavad endast kogumi, s. o. karja üldarvu osasid.

Antud juhul väljendab see suhtarv väga tähtsat asjaolu. See kõneleb sellest, et karja edasine suurenemine on remondi-noorkarjaga, s. o. noorkarjaga, mis on ette nähtud täiskasvanud loomade karja täiendamiseks (remondiks), täielikult kindlustatud. Tõepoolest, kui lehmi kasutatakse tavaliselt 12 aasta jooksul, s. o. umbes 14-aasta vanuseni, siis lehmade iga-aastane väljalangemine moodustab $\frac{1}{12}$ nende arvust ehk 8 kuni 9%. On selge, et niisugune mullikate ja üle ühe aasta vanuste vasikate arv, mis moodustab lehmade arvust 36%, on küllaldane nii selleks, et korvata lehmade väljalangemist, kui ka selleks, et kindlustada nende arvu suurenemist ja järelikult ka kogu karja edasist suurenemist.

Koordinatsiooni suhtarvudeks võib nimetada ka *mitmesuguste erinimeliste näitajate suhteid*, kus näitajad ei kujuta endast ühe kogumi osasid ning ei ole oma olemuselt teineteisega seotud. Niisugusteks erinimeliste näitajate suheteks on näiteks sünnijuhtumite arvu suhe surmajuhtumite arvusse või impordi suhe ekspordisse jne.

4. Intensiivsuse suhtarvud

Seda liiki suhtarvud vastavad küsimusele — *kui tihedalt toimub nähtus antud keskkonnas*. Sellepärast nimetataksegi neid intensiivsuse (pingelisuse, küllastatuse) suhtarvudeks [1]. Suhtarvude selle liigiga tutvumiseks toome järgmise näite.

Oletame, et kolme aasta eest oli kolhoosil 2 000 ha põllumaad ja 268 veist. Käesoleval aastal oli põllumaad 2200 ha ja 480 veist. Selleks et näidata, kuidas kasvas sovhoosi kindlustatus veistega, võime arvutada kui palju tuleb loomi 100 ha põllumaa kohta. Kolme aasta eest tuli 100 ha põllumaa kohta 13,4 pead, käesoleval aastal aga 21,8 pead.

Neid näitajaid võib nimetada intensiivsuse suhtarvudeks, kuna nad väljendavad sovhoosi veiste «küllastatuse» astet. Nad on arvutatud loomakasvatuse näitajate (loomade arv) suhte kujul selle keskkonna näitajatesse, milles kulgeb antud nähtus (põllumaa suurusesse kui sovhooside põhilisse tootmisnäitajasse).

Nõndanimetatud «elanikkonna tihedus», mida arvutavad statistikud-demograafid (elanikkonda uurivad statistikud), kujutab endast intensiivsuse suhtarvude teist näidet. Elanikkonna tiheduse näitajad arvutatakse elanike arvu suhtena selle territooriumi pindalasse, millel see elanikkond asub. Nii näiteks moodustab elanikkonna tihedus NSV Liidus umbes 9 inimest 1 km^2 kohta, kusjuures aga Euroopa-osas ulatub see arv 30 inimeseni 1 km^2 kohta.

Kaubandusstatistikas on intensiivsuse suhtarvuks näiteks kaubandusvõrgu tiheduse näitaja. See näitaja arvutatakse elanike arvu suhtena kaubandusettevõtete arvusse. Toome mõningad andmed kaubandusvõrgu tiheduse kohta 1935. aasta kaubandusloenduse andmete järgi. (Vt. lk. 62.)

Intensiivsuse suhtarvusid võib arvutada nii otseste näitajatena kui ka pöördarvuliste näitajatena, kuid nende sisu jääb seejuures üheks ja samaks. Otsesteks nimetatakse neid näitajaid, mis kujutavad endast nähtuse suhet keskkonnasse, pöördarvulised näitajad väljendavad aga keskkonna suhet uuritavasse nähtusesse. On selge, et otsesed näitajad kasvavad koos nähtuse pingelisuse suure-

---

[1] Intensiivsuse suhtarvu matemaatiliseks tunnuseks on see, et selle üksuseks on enamasti erisuguste üksuste «jagatis», näiteks $\frac{\text{rbl.}}{\text{kg}}$, $\frac{\text{inim.}}{\text{km}^2}$.
(Toimetaja.)

Elanike arv ühe kaubandusliku üksuse kohta:

NSV Liidus tervikuna	618
Moskva oblastis	548
Leningradi oblastis	530
Moskva oblastis	548
Dnepropetrovski oblastis	484
Sverdlovski oblastis	522
Aasovi-Mustamere krais	495

nemisega, pöördarvulised näitajad aga vähenevad. Meie tabelis, mis näitas ühe kaubandusliku üksuse kohta tulevat elanike arvu, oli tegemist pöördarvuliste näitajatega: mida suurem on elanikkonna kindlustamine kaubandusvõrguga, seda väiksem on ühe kaubandusliku üksuse kohta tulevate elanike arv. Otseseks näitajaks oleks siin olnud kaubandusettevõtete arvu suhe elanike arvusse. Selle näitaja suurenemine oleks viidanud elanikkonna kaubandusvõrguga kindlustatuse tõusule, vähenemine aga selle kindlustatuse langusele.

5. Dünaamika suhtarvud

Märkisime juba, et arvude rida, mis kujutab mingite hulkade või mahtude muutumist ajas, nimetatakse statistikas dünaamiliseks reaks (nimetus on võetud mehaanikast, kus dünaamikaks nimetatakse mehaanika seda osa, milles uuritakse kehade liikumise seadusi). Selleks et hõlbustada niisuguste dünaamiliste ridade võrdlemist ja analüüsi, arvutatakse samuti suhtarvud, mis kujutavad endast *eri perioodide või eri ajamomentide kohta toodud näitajate suhteid*. Seda liiki suhtarvusid nimetatakse dünaamika suhtarvudeks.

Järgmises peatükis, mis on pühendatud dünaamiliste ridade uurimisele, vaatleme üksikasjaliselt dünaamika suhtarvude eri liike. Siin aga toome ainult ühe näite niisuguste suhtarvude kasutamise kohta. [1] (Vt. lk. 63.)

Need andmed annavad kujutluse meie maal toimuvast rahulikust ülesehitustööst. Esimese sõjajärgse viisaastaku viimase aasta kulude jagamisel selle viisaastaku esimese aasta kuludega protsendiliste suhetena saadud dünaamika suhtarvud annavad neile andmetele veelgi suurema ilmekuse. Suhtarvud näitavad, et kulud rahvamajanduse arendamisele, teadusele, kultuurile, tervishoiule jne. kasvasid tunduvalt kiiremini kuludest sõjalisteks vajadusteks ja riigijuhtimise organite ülalpidamiseks, moodustades sel viisil järjest suurema osa NSV Liidu riikliku eelarve üldistest kuludest.

---

[1] Andmed on võetud ajakirja «Vestnik statistiki» nr. 2, 1951. a. juhtkirjast.

NSV Liidu riigieelarve kulud (miljardites rublades)

	1946. a.	1950. a.	1950. a. %-des 1946. a. suhtes
Kulud üldse	307,5	412,7	134,2
Selle hulgas:			
Rahvamajanduse finantseerimine	106,2	157,3	148,1
Sotsiaal-kultuurilised üritused	80,0	116,8	146,0
Sõja- ja sõjamereväe ministeeriumid	73,6	82,9	112,6
Riigijuhtimise organite ülalpidamine	11,8	13,8	117,0

6. Plaani täitmise suhtarvud

Nõukogude statistikas on suur tähtsus ka niisugustel suhtarvudel, mis iseloomustavad *plaani täitmise määra.* Seda liiki suhtarvusid võib nimetada *plaani täitmise* suhtarvudeks.

Plaani täitmise suhtarvusid võib arvutada mitmel viisil, olenevalt sellest, kas me soovime iseloomustada plaani täitmist vaadeldava perioodi üksikute ajavahemikkude (näiteks viispäevakute, dekaadide) kaupa, või püstitame küsimuse plaani täitmise käigust järgsummade kaupa, arvates kogu perioodi algusest.

Selgitame seda järgmise näite varal. Rajooni varumisplaan oli määratud kindlaks 3000 tonnile. Varumine kulges järgmiselt:

Varumine (tonnides)

Esimese dekaadi jooksul	300
Teise „ „	500
Kolmanda „ „	600
Neljanda „ „	1600

Seega täideti varumisplaani järgmiselt:

Esimese dekaadi jooksul . . . . $\frac{300}{3000} \times 100\% = 10\%$

Teise „ „ . . . . $\frac{500}{3000} \times 100\% = 16{,}7\%$

Kolmanda „ „ . . . . $\frac{600}{3000} \times 100\% = 20\%$

Neljanda „ „ . . . . $\frac{1000}{3000} \times 100\% = 53{,}3\%$.

Need suhtarvud, mis iseloomustavad plaani täitmist iga dekaadi jooksul, näitavad varumise tempo suurenemist dekaadist dekaadi. Kuid nad ei kõnele mitte midagi sellest, missugusel määral täideti kogu plaan esimese kahe dekaadi jooksul, kolme dekaadi jooksul, kõigi nelja dekaadi jooksul. Selleks tuleb näidata plaani täitmist järgsummades. Need järgsummad on järgmised:

esimese dekaadi jooksul täideti plaan					10%
kahe	„	„	„	„	$\frac{300+500}{3000} \times 100\% = 26{,}7\%$
kolme	„	„	„	„	$\frac{300+500+600}{3000} \times 100\% = 46{,}7\%$
nelja	„	„	„	„	$\frac{300+500+600+1600}{3000} \times 100\% = 100\%$.

Eelmisega sarnastel juhtumitel (varumise, külvi jne. käik) antakse kõige sagedamini niisugused plaani täitmise järgsummalised näitajad.

Kui osutub vajalikuks üle minna järgsummalistelt näitajatelt üksikute ajavahemikkude näitajatele, siis on seda lihtne teha, lahutades igast järgsummast temale eelnev järgsumma. Meie näites täideti plaan nelja dekaadi jooksul 100%-liselt, kolme dekaadi jooksul aga 46,7%-liselt, järelikult täideti plaan neljanda dekaadi jooksul 100%—46,7%=53,3%-liselt. Lahutades 46,7%-st 26,7%, saame plaani täitmise määra kolmanda dekaadi jooksul — 20%. Lahutades lõpuks 26,7%-st 10%, saame 16,7%, s. o. plaani täitmise määra teise dekaadi jooksul.

V PEATÜKK

DÜNAAMILISED READ

1. Dünaamiliste ridade liigid

Teises ja neljandas peatükis rääkisime, et statistilist rida, mis kujutab mingite *arvude või mahtude muutumist ajaliselt*, nimetatakse *dünaamiliseks reaks* (ehk kronoloogiliseks reaks). Dünaamiliste ridade koostamisel ja analüüsimisel on statistikas suur tähtsus. Me vaatleme ühiskondlikke nähtusi peaaegu alati nende dünaamika seisukohalt. Tööstusstatistika näitajad — toodangu maht, ettevõtete arv, tööliste arv — huvitavad meid eelkõige just nende ajalise muutumise seisukohalt. Põllumajanduses uurime me samuti tööviljakuse või teiste näitajate muutumist ajaliselt: kuidas muutus külvipinna suurus aastate kestel, kuidas suurenes karja arv jne. Samuti suur tähtsus dünaamiliste ridade analüüsimisel on kaubandusstatistikas.

Nõukogude statistikas on sellel nähtuste dünaamika analüüsimisel eriline tähtsus seoses meie rahvamajanduse plaanimise ülesannetega. Ainult nähtuste dünaamika niisuguse analüüsi tulemuste tundmine võimaldab plaanipäraselt juhtida kõiki meie majanduses kulgevaid protsesse.

Vaadeldes statistikute koostatud mitmesuguseid dünaamilisi ridu, võib tähele panna, et nad erinevad oma iseloomult. Võtame näiteks dünaamilise rea, mis näitab muutusi riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaevõrgu suuruses.

Riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaevõrk (kaupluste ja telkide arv) aasta lõpuks

1933. a.	1934. a.	1935. a.	1936. a.	1937. a.	1938. a.
285 355	286 236	268 713	289 473	327 361	356 930

Mis iseloomustab seda rida? See, et ta esitab kaupluste ja müügipunktide arvu *kindlate ajamomentide kohta* — iga aasta lõpul. Kas oleks võidud ära tuua kaupluste arvu mingi teise ajamomendi kohta, näiteks iga aasta 1. juuliks? Kindlasti oleks võidud. Siin ei seisne asi mitte momentide valikus — neid võib valida mitmesuguseid —, vaid selles, et nähtuse seisud on toodud ära mitte mingite ajavahemike kohta, vaid ajamomentide kohta.

Võtame teise dünaamilise rea, mis iseloomustab riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaekäibe kasvu.

Riikliku ja kooperatiivkaubanduse (kaasa arvatud ühiskondlik toitlustamine) jaekäive (milj. rbl.)

1933. a.	1934. a.	1935. a.	1936. a.	1937. a.	1938. a.
49 789,2	61 814,7	81 712,1	106 760,9	125 943,2	138 574,3

Selles reas ei ole uuritav nähtus esitatud mitte enam ajamomentide kohta, vaid *kindlate ajavahemike* kohta.

Miks on nendes kahes reas neis sisalduvad näitajad esitatud erinevalt? Sellepärast, et see on tingitud uuritavate objektide endi iseloomust. Kas me võime kõnelda kaubandusettevõtete arvust aasta kohta? On endastmõistetav, et ei või. Me peame alati näitama seda arvu mingi ajamomendi kohta. Kui näiteks oleks jutt elanike arvust, töötajate arvust ettevõtetes, põllumajanduses kasutatavate traktorite arvust, siis peaksime need arvud ära tooma samuti mingite kindlate ajamomentide kohta.

Kuid kas on võimalik näidata kaubandusettevõtte käibe suurust mingi ajamomendi kohta, oletame aasta alguseks? On ilmne, et ei ole võimalik. Me räägime alati käivetest, mis on teostunud mingi perioodi kestel — aasta, kvartali, kuu või päeva kestel. Tööstustoodangu, kaubakäivete, raudteede ja veeteede veoste ringluse, surma- või sünnijuhtumite arvude muutumisi aja jooksul saab esitada ainult niisugusel viisil, s. o. kindlate ajavahemike kohta. Sellega seoses tuleb eristada kaht liiki dünaamilisi ridu — *momentridu ja intervallridu.* Esimestes tuuakse ära nähtuse *seisud* kindlatel ajamomentidel, teistes aga antakse kindlatel ajavahemikel (intervallidel) kulgenud protsesside nende *ajavahemike kestel saavutatud tulemused.*

Intervallridadel, kuna nad esitavad mingite protsesside kindlate ajavahemike jooksul saavutatud tulemusi, on niisugune omadus, mis momentridadel puudub — intervallridade näitajaid võib *liita*, momentridade näitajate liitmisel ei ole aga mingit mõtet.

Võtame näiteks niisuguse intervallrea:

Kaubandusettevõtte käibed (tuh. rbl.)

1. aasta				2. aasta			
I kvartal	II kvartal	III kvartal	IV kvartal	I kvartal	II kvartal	III kvartal	IV kvartal
110	115	130	125	132	140	142	140

Selles reas on ettevõtte käibed toodud ära kahe aasta kohta kvartalite lõikes. Kas me võime, kui see on meie analüüsi jaoks vajalik, tuua ära ettevõtte käibed aastate kaupa, liites selleks vastavad näitajad? Võime, kuna uue rea näitajad, mis saadakse selle liitmise tulemusena, ei kaota oma majanduslikku mõtet. Kuid me saame eelmise kaheksast liikmest koosneva rea asemel ainult kahest liikmest koosneva uue rea:

Kaubandusettevõtte käibed (tuh. rbl.)

1. aasta	480
2. aasta	554

Momentrea näitajate niisugusel liitmisel ei ole, nagu juba märkisime, mingit mõtet. Tõepoolest, mis mõte on näiteks 1950. a. lõpul olemasolevate kaubandusettevõtete arvu liitmisel nende arvuga 1951. a. lõpul? On selge, et sellel operatsioonil ei ole mingit mõtet, kuna 1950. a. lõpul olemasolevad ettevõtted, välja arvatud ainult 1951. a. suletud ettevõtted, on uuesti arvatud 1951. a. lõpul olemasolevate ettevõtete arvusse koos 1951. a. avatud ettevõtetega.

Me rääkisime momentridadest ja intervallridadest kui dünaamiliste ridade kahest põhiliigist. Need saadakse statistilise arvestuse vahetute andmete abil. Kuid nende ridade järgneva töötlemise tulemusena võib saada näiteks *keskmiste dünaamilised read.*

Need read kujutavad mingi dünaamilise rea näitajatest arvutatud keskmiste arvude muutumist aja jooksul. Niisuguse rea võib saada näiteks momentreast, kui leiame selle näitajate keskmised. Riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaevõrk koosnes 1933. a. lõpul 285 355 ettevõttest, 1934. a. lõpul aga 286 236 ettevõttest. Leides nendest kahe arvu aritmeetilise keskmise, saame ettevõtete keskmise arvu 1934. aastal:

$$\frac{285\,355+286\,236}{2} = 285\,795{,}5 \text{ ehk ümardatult } 285\,796.$$

Arvutades sel viisil keskmised arvud ka kõigi järgnevate aastate kohta, kujundame oma momentrea ümber keskmiste dünaamiliseks reaks.

Riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaevõrgu müügipunktide ja kaupluste arv keskmiselt aasta kohta

1934. a.	1935. a.	1936. a.	1937. a.	1938. a.
285 796	277 475	279 093	308 417	342 146

2. Keskmiste arvutamine dünaamilistes ridades

Eespool oli juhitud tähelepanu keskmiste arvude tähtsusele statistikas kui faktide kogumi üldistavatele iseloomustajatele. Keskmised arvud säilitavad selle tähtsuse ka juhul, kui nad arvutatakse dünaamilise rea liikmetest. Niisuguste keskmiste — *kronoloogiliste keskmiste* — abil saab dünaamilisele reale anda teatava üldise iseloomustuse.

Oletame, et meil on järgmised andmed, mis iseloomustavad ettevõtte toodangut kuude kaupa:

Kuud	Toodang (tuh. rbl.)	Kuud	Toodang (tuh. rbl.)
Jaanuar	303	Juuli	399
Veebruar	317	August	404
Märts	347	September	410
Aprill	360	Oktoober	420
Mai	376	November	440
Juuni	398	Detsember	467

Tootmistaseme üldisema iseloomustamise eesmärgil võime arvutada antud aasta kuu keskmise toodangu suuruse, s. o. kronoloogilise keskmise. On ilmne, et see keskmine tuleb arvutada järgmiselt:

$$\frac{303+317+347+360+376+398+399+404+410+420+440+467}{12} = \frac{4641}{12} =$$

$$= 387 \text{ tuh. rbl.}$$

Viis, millega leidsime keskmise arvu, on lihtne: *liitsime rea liikmed ja saadud summa jagasime nende liikmete arvuga.*

Kui tähistada rea liikmeid tähtedega a_1, $a_2 \ldots a_n$ ja liikmete arvu tähega n, siis on meie poolt arvutatud keskmise valem järgmine:

$$\bar{a} = \frac{a_1+a_2+\ldots+a^n}{n} = \frac{\Sigma a}{n}.$$

See valem vastab kaalumata aritmeetilise keskmise valemile, mis on toodud peatükis keskmistest arvudest, ainult tähe x asemel tähistame dünaamilise rea liikmeid tähega a.

Kuid mitte alati pole võimalik arvutada sel viisil keskmisi arvusid dünaamilistes ridades. See viis on kasutatav ainult intervallridade puhul. Momentridades peab aga keskmiste arvude leidmine toimuma teisiti.

Oletame, et ettevõttes töötas 1. jaanuaril 100 inimest, 16. märtsil võeti juurde 15 inimest, 16. mail võeti veel juurde 20 inimest, 16. oktoobril, pärast hooajaliste tööde lõpetamist, lahkus ettevõttest 40 inimest.

Järelikult on meil olemas momentrida, mida iseloomustab see, et ajamomendid temas ei asetse üksteisest võrdsetel kaugustel.

Kuupäevad	Töötajate arv
1. jaanuar	100
16. märts	115
16. mai	135
16. oktoober	95

Küsitakse: missugune oli antud ettevõtte aasta keskmine töötajate arv?

Arutleme järgmisel viisil: 100 inimest töötas ettevõttes kuni 15. märtsini (kaasa arvatud), s. o. 2,5 kuu jooksul; 115 inimest 16. märtsist kuni 15. maini (kaasa arvatud), s. o. 2 kuu jooksul; 135 inimest 16. maist kuni 15. oktoobrini (kaasa arvatud), s. o. 5 kuu jooksul, ja lõpuks 95 inimest töötasid 16. oktoobrist kuni aasta lõpuni, s. o. 2,5 kuu jooksul.

Arvutame aritmeetilise keskmise, kaaludes töötajate arvusid nende ajavahemike pikkustega, mille jooksul nad töötasid ettevõttes:

Töötajate arv	Ettevõttes töötatud kuude arv	Töötatud inimkuude arv (1×2)
1	2	3
100	2,5	250
115	2	230
135	5	675
95	2,5	237,5
Kokku	12,0	1392,5

Jagades töötatud inimkuude arvu (töötajate arvu ja kuude arvu korrutise) aasta kuude arvuga, saamegi ettevõttes aasta jooksul töötanud tööliste keskmise arvu. See on $\frac{1392,5}{12} = 116,04$ ehk ümardatult 116 inimest.

Selle keskmise arvutamisel lugesime kõigi kuude päevade arvud võrdseiks. On arusaadav, et seoses sellega on tehtud teatav viga arvutuste tulemustes, kuid see viga on väike.

Kui tähistada endisel viisil rea liikmeid tähtedega $a_1, a_2 \ldots a_n$ ja tähtedega $w_1, w_2 \ldots w_n$ ajavahemike kestusi üksikute momentide vahel, siis arvutatud keskmist võib kujutada järgmise valemi abil:

$$\bar{a} = \frac{a_1w_1+a_2w_2+\ldots+a_n w_n}{w_1+w_2+\ldots+w_n} = \frac{\Sigma aw}{\Sigma w}.$$

See valem vastab kaalutud aritmeetilise keskmise valemile, mis on toodud peatükis keskmistest arvudest.

Kuid niisugune keskmiste arvutamine on võimalik ainult sel juhul, kui meil on olemas üksikasjalised andmed töötajate arvu muutumisest vaadeldava perioodi jooksul, s. o. kui teame, millal ja kui palju töötajaid tuli juurde või lahkus. Kuid väga sageli meil ei ole niisuguseid andmeid, vaid asutuse aruannetest on saadavad andmed ainult kindlate ajamomentide kohta, mis tavaliselt on üksteisest võrdsetel kaugustel ja mitte alati ei lange kokku töötajate juurdetuleku või lahkumise ajaga. Sel juhul on võimalik arvutada vaid ligikaudset keskmist järgmiselt. Oletame, et meil on andmed sama ettevõtte töötajate arvu kohta iga kvartali alguseks:

Kuupäevad	Töötajate arv
1. jaanuar	100
1. aprill	115
1. juuli	135
1. oktoober	135
1. jaanuar (järgmine aasta)	95

Arvutame algul nende andmete alusel iga kvartali töötajate keskmise arvu.

I kvartalis on keskmine töötajate arv $\frac{100+115}{2} = 107{,}5$

II „ „ „ „ „ $\frac{115+135}{2} = 125$

III „ „ „ „ „ $\frac{135+135}{2} = 135$

IV „ „ „ „ „ $\frac{135+95}{2} = 115$

Leides nende nelja arvu üldise keskmise, saamegi ettevõtte töötajate keskmise arvu kogu aasta kohta.

$$\frac{107{,}5+125+135+115}{4} = 120{,}7 \text{ ehk ümardatult 121 inimest.}$$

Selle keskmise valemi võib tuletada järgmisel viisil.

Aasta keskmise töötajate arvu leidmine kvartalite keskmiste kaudu toimus järgmiselt:

$$\left(\frac{100+115}{2}+\frac{115+135}{2}+\frac{135+135}{2}+\frac{135+95}{2}\right):4 = 120{,}7.$$

Seda arvude rida võib kirjutada aga ka teisiti:

$$\left(\frac{100}{2}+\frac{115+115}{2}+\frac{135+135}{2}+\frac{135+135}{2}+\frac{95}{2}\right):4 =$$

$$=\left(\frac{100}{2}+115+135+135+\frac{95}{2}\right):4 = 120{,}7.$$

Viimane arvude rida näitabki keskmise arvutamise käiku. Kui endisel viisil tähistada rea liikmeid tähtedega $a_1, a_2 \ldots a_n$, ja rea liikmete arvu tähega n, siis meie keskmise arvutamise valem saab järgmise kuju:

$$\bar{a} = \frac{\frac{a_1}{2} + a_2 + \ldots + a_{n-1} + \frac{a_n}{2}}{}.$$

Seega momentrea keskmist, kui selle rea näitajad on antud üksteisest võrdsetel kaugustel olevate ajamomentide kohta, tuleb arvutada järgmiselt: *tuleb liita rea kõik liikmed, võttes esimese ja viimase ainult kaaluga pool, ja saadud summa jagada rea liikmete arvust ühe võrra väiksema arvuga.*

Tavaliselt kasutataksegi statistikas momentrea keskmise arvutamiseks toodud valemit. Nii arvutatakse näiteks kaubandusstatistikas keskmisi laoseise. Märgime veel kord, et toodud arvutamisviis keskmise leidmiseks on ligikaudne. On selge, et see viis on seda täpsem, mida väiksemad on ajavahemikud nende momentide vahel, millede kohta andmed on toodud.

3. Dünaamilise rea tase, juurdekasv, indeks ja tempo

Dünaamiliste ridade analüüsimisel on samavõrra tähtis uurida nii rida moodustavate arvude absoluutsete suuruste muutumist kui ka nende muutumise kiirust. Nähtus, mille dünaamikat antud rida kujutab, võib areneda väga kiiresti, sellal kui absoluutsed tasemed on aga madalad ja ümberpöördult. Sellepärast on tarvis dünaamiliste ridade uurimisel alati eristada nähtuse arenemiskiirust ja tema arengu tasemeid.

Võtame näiteks järgmise rea, mis kujutab kolhoosi-turukaubanduse käivete kasvu.

Kolhoositurukaubanduse käibed

Aastad	Milj. rbl.	%%-des eelmise aasta suhtes
1935	14 500,0	
1936	15 607,2	107,6
1937	17 799,7	114,0
1938	24 399,2	137,1

Rida moodustavaid absoluutseid arvusid nimetatakse dünaamilise rea *tasemeteks.*

Dünaamilise rea tasemed iseloomustavad seda, kuidas areneb absoluutselt suuruselt nähtus, mille muutused on toodud antud reas. Antud juhul iseloomustavad kolhoosikaubanduse käivete absoluutsed suurused tema arengu taset tähendatud aastatel.

Meie reas toodud suhtarvud aga iseloomustavad kolhoosi kaubanduse käivete kasvu kiirust. Neid suhtarvusid nimetatakse dünaamilise rea *indeksiteks* ehk *kasvutempodeks.* Sõna «indeks» tähendab «näitaja». Toodud tabelist nähtub, et kolhoosikaubanduse käibe indeksid suurenesid vaadeldava perioodi jooksul aastast aastasse, mis tähendab seda, et kolhoosikaubanduse käive kasvas kiirenevalt.

Dünaamilise rea indeks kujutab endast iga järjekordse taseme suhet eelnevasse tasemesse, mis on võetud võrdseks 100%-ga. Kuid neid näitajaid võib arvutada ka teisiti — rea kõigi liikmete suhetena mistahes ühisesse tasemesse, näiteks esimesse tasemesse, võttes ta võrdseks 100%-ga. Niiviisi arvutatud indeksid on järgmised:

Kolhoosi-turukaubanduse käibed protsentides 1935. a. suhtes

Aastad	
1935	100,0
1936	107,6
1937	122,8
1938	168,3

Eespool arvutatud indeksite ja viimases dünaamilises reas toodud indeksite sisus on see erinevus, et esimesel juhul vaatlesime kolhoosi-turukaubanduse arenemist aasta-aastalt, siin on aga toodud ära selle kaubanduse arenemise käik perioodi algusest. Esimesi näitajaid nimetatakse *ahelindeksiteks* (nad kujutavad endast nagu ühise «ahela» üksikuid lülisid), teisi aga — *baasiindeksiteks* (nad saadakse tasemete võrdlemisel ühe ja sama tasemega — «baasiga»).

Ahel- ja baasiindeksite vahel on kindel seos. Kui tähistada dünaamilise rea liikmeid, nagu me seda tegime eespool, tähtedega $a_1, a_2, a_3 \ldots a_n$ abil, siis võib ahelindeksite rida kujutada järgmiselt:

$$\frac{a_2}{a_1}, \frac{a_3}{a_2}, \ldots \frac{a_n}{a_{n-1}}.$$

On selge, et juhul, kui korrutame ahelindeksid järjekorras üksteisega, siis saame baasiindeksite rea: $\frac{a_2}{a_1} \times \frac{a_3}{a_2} = \frac{a_3}{a_1}$, $\frac{a_3}{a_1} \times \frac{a_4}{a_3} = \frac{a_4}{a_1}$ jne. Vastupidi, kui jagame iga baasiindeksi temale eelneva baasiindeksiga, saame ahelindeksite rea:

$$\frac{a_n}{a_1} : \frac{a_{n-1}}{a_1} = \frac{a_n}{a_{n-1}}, \ldots \frac{a_3}{a_1} : \frac{a_2}{a_1} = \frac{a_3}{a_2}.$$

Kolhoosikaubanduse käivete ahelindeksid on meie näites 107,6%, 114,0% ja 137,1%. Neid paarikaupa korrutades saame baasiindeksid: 1,076 × 1,140 = 1,227 ehk 122,7%; 1,227 × 1,371 = = 1,682 ehk 168,2%.

Seda väga lihtsat vahekorda ahelindeksite ja baasiindeksite vahel on võimalik praktiliselt kasutada neil juhtudel, kui ei ole teada dünaamilise rea liikmete absoluutsed suurused, aga meil on vaja üle minna nende suhteliste näitajate ühelt kujult teisele. Me teame näiteks, et neljanda viisaastaku jooksul kasvas NSV Liidu tööstuse kogutoodang järgmiselt (eelneva aasta toodanguga võrreldes): 1947. aastal 22%, 1948. aastal 27%, 1949. aastal 20% ja 1950. aastal 23%. Küsitakse, kui palju suurenes tööstustoodang 1950. aastal, võrreldes 1946. aasta — viisaastaku esimese aasta toodanguga? Tuginedes eespool tähendatud ahelindeksite ja baasiindeksite vahelisele seosele, saame püstitatud küsimusele vastuse: 1,22 × 1,27 × 1,20 × 1,23 = 2,29 ehk 229%.

See tähendab, et neljanda viisaastaku aastate jooksul suurenes tööstustoodang 129%.

Nähtuse arenemist iseloomustavad ahelindeksid võivad olla muutumatud, nad võivad suureneda ja väheneda. Selle selgitamiseks toome järgmise näite:

Kolme kaubandusettevõtte käivete dünaamika (protsentides eelneva aasta käibest)

	1938. a.	1939. a.	1940. a.
1. ettevõte	105,0	105,0	105,0
2. ettevõte	105,0	107,0	110,0
3. ettevõte	105,0	103,0	101,0

Tabelist on näha, et esimese ettevõtte käibed suurenesid ühtlaselt — ahelindeks jäi aasta-aastalt muutumatuks. Teise ettevõtte käivete ahelindeksid suurenesid — iga järjekordne indeks on eelmisest suurem. Lõpuks — kolmanda ettevõtte käivete ahelindeksid vähenesid — iga järgneva aastaga vähenes indeks. Kolhoosi-turukaubanduse käibed, millede kohta toodi ülalpool andmed, suurenesid järelikult kiirenevalt.

Dünaamiliste ridade analüüsimisel arvutatakse veel *juurdekasvusid* ja *temposid*.

Arvutame teineteisele järgnevate aastate kolhoosi-turukaubanduse käivete vahed. Need vahed kujutavadki endast kolhoosi-turukaubanduse käivete juurdekasvusid aastast aastasse.

Kolhoosi-turukaubanduse käivete juurdekasvud (milj. rbl.)

1936. aastal	1 107,2
1937. aastal	2 192,5
1938. aastal	6 599,5

Järelikult kasvasid kolhoosi-turukaubanduse käibed 1936. aastal, võrreldes 1935. aastaga, 1 107 200 000 rbl. võrra, 1937. aastal, võrreldes 1936. aastaga, 2 192 500 000 rbl. võrra ja 1938. aastal, võrreldes 1937. aastaga, 6 599 500 000 rbl. võrra.

Kui avaldame absoluutse juurdekasvu ja rea eelneva taseme suhte protsentides, siis saame näitaja, mida nimetatakse *juurde-*

kasvu tempoks ehk lihtsalt *tempoks*. Kolhoosi-turukaubanduse käivete puhul on need näitajad järgmised:

$$1936.\ \text{aastal}\ \frac{1\,107{,}2}{14\,500{,}0} \times 100\,\% = 7{,}6\,\%$$

$$1937.\ \text{aastal}\ \frac{2\,192{,}5}{15\,607{,}2} \times 100\,\% = 14{,}0\,\%$$

$$1938.\ \text{aastal}\ \frac{6\,599{,}5}{17\,799{,}7} \times 100\,\% = 37{,}1\,\%$$

Milles seisneb siis erinevus indeksi ja tempo vahel? Indeksid vastavad küsimusele — *mitu korda* suurenes, võrreldes eelneva perioodiga (või eelneva momendiga) ehk mitu protsenti sellest moodustab uuritava nähtuse maht. Tempo vastab aga küsimusele — *mitme protsendi võrra* kasvas uuritava nähtuse maht, võrreldes eelneva perioodiga (või eelneva momendiga). Nii moodustas kolhoosi-turukaubanduse käive 1938. aastal 137,1 % 1937. aasta käibest, s. o. oli sellest 1,37 korda suurem. Vastates aga küsimusele, mille võrra suurenes kolhoosi-turukaubanduse maht, me ütleme, et ta suurenes 37,1 %.

Me arvutasime tempo, jagades juurdekasvu rea eelneva tasemega. On selge, et sel juhul, kui meil on juba arvutatud indeksid, võib tempod saada indeksitest 100 % lahutamise teel: kolhoosi-turukaubanduse käibe indeks 1938. aastal 1937. aasta suhtes võrdub 137,1 %, siit saame, et tempo moodustab 137,1 % — — 100 % = 37,1 %.

Nähtuse arenemistempode analüüsimisel ei tohi piirduda ainult üksikute tempode protsentide võrdlemisega, vaid samuti on tarvis teada, missugused absoluutsed väärtused vastavad tempo igale protsendile. Meie järjest arenevas sotsialistlikus majanduses suureneb juurdekasvu absoluutne väärtus pidevalt isegi tempo mõnevõrra vähenedes.

Nii näiteks olid teise viisaastaku jaoks ette nähtud tööstustoodangu väiksemad tempod. Tööstustoodangu niisuguste väiksemate tempode kindlaksmääramine oli põhjustatud sellest, et esimese viisaastaku peamine ülesanne — uuele kaasaegsele tehnikale rajaneva baasi loomine tööstusele, transpordile ja põllumajandusele — oli põhiliselt täidetud, maa kaitsevõime oli juba tõstetud vajalikule kõrgusele, esimese viisaastaku jooksul loodud uute ettevõtete ja uue tehnika omaksvõtmine valmistas aga suuremaid raskusi kui vanade tehaste ja vabrikute ärakasutamine. Kuid need tööstustoodangu väiksemad kasvutempod teisel viisaastakul ei tähendanud sugugi mitte tootmise mahu vähenemist.

Partei XIX kongressi direktiividega oli viiendaks viisaastakuks ette nähtud tööstustoodangu mõnevõrra väiksemad kasvutempod, võrreldes neljanda viisaastakuga. Kuid tööstustoodangu kasvutempode niisugune aeglustamine viiendal viisaastakul ei tähendanud samuti selle toodangu absoluutsete juurdekasvude vähenemist: toodangu tempo igale protsendile viiendal viisaastakul vastab peaaegu kaks korda suurem toodangu mahu juurdekasv kui neljandal viisaastakul.

Käesolevas paragrahvis toodud näites kasvasid kolhoosituru-kaubanduse käibed suurenevate tempodega. On selge, et tempode suurenemise puhul pidid suurenema ka juurdekasvude absoluutsed väärtused, järelikult suurenesid aga ka tempo ühele protsendile vastavad summad. Kuid andmed rahvatulu kohta aitasid hästi illustreerida seda asjaolu, et ka tempo vähenedes tempo ühe protsendi absoluutne suurus võib kasvada. Nii näiteks oli NSV Liidu rahvatulu 1930. aastal 35 miljardit rbl. 28,9 miljardi rbl. vastu 1929. aastal. Sel viisil moodustas rahvatulu tempo 1930. aastal 21%. 1937. aastal suurenes rahvatulu kuni 96,3 miljardi rublani, võrreldes 86 miljardi rublaga 1936. aastal, tempo olles 12%. Tempo niisuguse vähenemise juures oli 1937. aastal absoluutne juurdekasv peaaegu kaks korda suurem kui 1930. aastal: 96,3 — 86 = 10,3 miljardit rbl. 35 — 28,9 = 6,1 miljardi rbl. vastu. Tempo iga protsendi absoluutne väärtus osutus aga 1937. aastal peaaegu kolm korda suuremaks kui 1930. aastal — 10,3 miljardit : 12 $\approx$ 860 milj. rbl. 6,1 miljardit : 21 $\approx$ 290 milj. rbl. vastu.

4. Keskmise ahelindeksi arvutamine

Partei XIX kongressi direktiivides NSV Liidu rahvamajanduse arendamise viienda viisaastaku plaani kohta 1951.—1955. aastateks sisaldub viide sellele, et kogu tööstuse kogutoodangu aasta keskmine tempo peab moodustama ligikaudu 12%. Nii nagu iga teinegi keskmine, osutub see aasta keskmine tempo üldistavaks iseloomustajaks — antud juhul meie tööstuse viiendaks viisaastakuks ette nähtud arendamise tempode üldistavaks iseloomustajaks. Dünaamika niisugust üldistavat iseloomustajat leiame keskmiste tempode kujul väga tihti mitmesugustes majandusalastes töödes, näiteks meie sotsialistliku tööstuse arenemistempode vastastamisel kapitalistlike maade tööstuse arenemistempodega või meie rahvamajanduse erinevate arenemistempode omavahelisel võrdlemisel jne. Majandusteadlane, kellel on pidevalt tegemist dünaamiliste ridade analüüsimisega, peab oskama kasutada seda nende ridade iseloomustamise väga efektiivset võtet.

Dünaamilise rea keskmise tempo leidmiseks tuleb esmalt leida selle rea keskmine ahelindeks kui rea kõigi ahelindeksite geomeetriline keskmine.

Vaadeldes näiteks NSV Liidu rahvamajanduse arendamise kolmanda viisaastaku plaani, leiame sealt keskmisi temposid, mis on arvutatud ahelindeksite *geomeetriliste keskmiste* kaudu. Nii määrati NSV Liidu tööstustoodangu maht 1942. aastaks — viisaastaku viimaseks aastaks — ette võrdseks 180 miljardit rbl. (1926/27. a. hindades) 95,5 miljardi rbl. vastu 1937. aastal. Järelikult pidi 1942. aastal tööstustoodang moodustama 1937. aasta toodangust (180 : 95,5) × 100% = 188,5% ehk suurenema 88,5% võrra. Missugune tööstustoodangu aasta keskmine tempo määrati ette selle plaaniga? Tööstustoodangu aasta keskmine tempo määrati ette 13,5%-le. Kuidas aga saadi see 13,5% suurune aasta keskmine tempo?

Geomeetrilise keskmise valem, mille järgi arvutatakse keskmine ahelindeks, on järgmine:

$$\bar{i} = \sqrt[n-1]{i_1 \cdot i_2 \cdot i_3 \cdot \cdots \cdot i_{n-1}},$$

kus

$\bar{i}$ — otsitav keskmine ahelindeks,

$i_1, i_2, i_3, \ldots i_{n-1}$ — üksikute aastate (või kuude) ahelindeksid,

n — rea tasemete arv.

Arvutame tööstustoodangu aasta keskmise tempo esimese sõjajärgse viisaastaku kohta. Tööstuse kogutoodang suurenes 1947. aastal, võrreldes 1946. aastaga, 22%, järelikult oli selle aasta ahelindeks 122%. 1948. aastal suurenes tööstustoodang, võrreldes 1947. aastaga, 27%, seega oli selle aasta ahelindeks 127%. Toodangu suurenemine 1949. aastal, võrreldes eelneva 1948. aastaga, moodustas 20%, seega selle aasta ahelindeks oli 120%. Ja lõpuks kasvas toodang 1950. aastal 23%, moodustades 123% 1949. aasta toodangust. Küsitakse: missugune oli aga tööstustoodangu aasta keskmine tempo esimese sõjajärgse viisaastaku kestel? Selle arvutamisel geomeetrilise keskmise valemi abil saame:

$$\bar{i} = \sqrt[4]{122 \times 127 \times 120 \times 123}.$$

Juurija võrdub siin 4-ga, kuna rea liikmete, mille jaoks on arvutatud suhtarvud ahelindeksite näol, arv võrdub 5-ga (toodangud 1946., 1947., 1948., 1949. ja 1950. aastate kohta).

Kuna olemasolevates arvutustabelites antakse tavaliselt ainult arvude ruudud ja kuubid ning ruutjuured ja kuupjuured, siis tuleb endastmõistetavalt meie ülesanne lahendada logaritmide abil. Algebrast on teada, et juure logaritm võrdub juuritava logaritmi ja juurija jagatisega ja et mitme teguri korrutise logaritm võrdub nende tegurite logaritmide summaga. Juhindudes nendest eeskirjadest, leiame kõigepealt keskmise kasvutempo logaritmi.

$$\lg \bar{i} = \frac{\lg 122 + \lg 127 + \lg 120 + \lg 123}{4} =$$

$$= \frac{2{,}08636 + 2{,}10380 + 2{,}07918 + 2{,}08991}{4} = 2{,}08981.$$

Leides sellele logaritmile vastava arvu, saame 122,9. See ongi keskmine ahelindeks. Kui lahutame temast 100, siis saame aasta keskmise tempo: 122,9 — 100 = 22,9. See tähendab, et NSV Liidu tööstustoodang kasvas esimese sõjajärgse viisaastaku jooksul igal aastal keskmiselt 22,9 %.

Keskmise ahelindeksi arvutamine üksikute aastate või kuude ahelindeksite geomeetrilise keskmisena rajaneb järgmisele asjaolule. Oletame, et meil on dünaamiline rida, mis kujutab kaupluse käibeid kuude kaupa: a_1, a_2, a_3 ... a_{12}. Siis peab nende käivete kuu keskmise ahelindeks olema niisugune arv $\bar{i}$, millega jaanuari käivet üksteist korda korrutades saame detsembri käibe:

$$a_1 \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} \cdot \bar{i} = a_1 \bar{i}^{11} = a_{12}.$$

Teisendades kirjutatud võrdust, leiame sellest kuu keskmise ahelindeksi järgmisel viisil:

$$\bar{i} = \sqrt[11]{\frac{a_{12}}{a_1}}.$$

Selle viimase võrduse võib kirjutada üldkujul:

$$\bar{i} = \sqrt[n-1]{\frac{a_n}{a_1}},$$

kus:

a_1 — dünaamilise rea esimene tase,

a_n — selle rea viimane tase ja

n — rea tasemete arv.

See on geomeetrilise keskmise teine valem keskmise ahelindeksi arvutamiseks. Kui tuletada meelde algebrast, et geomeetrilise progressiooni mistahes liige võrdub selle progressiooni esimese liikme korrutisega rea teguri astmega, mille astendaja on ühe võrra väiksem otsitava liikme järjekorranumbrist, siis selgub, miks keskmise seda kuju nimetatakse geomeetriliseks: arvutame ülaltoodud võrduse abil geomeetrilise progressiooni teguri. Saab kergesti näidata, et selle valemi järgi arvutamine annab samad tulemused mis lk. 76 antud valemi järgi arvutamine.

Esimeses valemis on juuremärgi all ahelindeksite korrutis. Neid näitajaid võib endastmõistetavalt kujutada rea iga liikme ja temale vahetult eelneva liikme suhetena, s. o. et $i_1 = \frac{a_2}{a_1}$, $i_2 = \frac{a_3}{a_2}$, $i_3 = \frac{a_4}{a_3} \ldots i_{n-1} = \frac{a_n}{a_{n-1}}$, kus a_1, a_2, a_3, $a_4 \ldots a_n$ on dünaamilise rea tasemed. Kuid eelmisest paragrahvist me teame, et ahelindeksite korrutis võrdub viimase baasiindeksiga. Järelikult võrdub nende suhete korrutis rea viimase taseme ja esimese taseme suhtega:

$$\frac{a_2}{a_1} \times \frac{a_3}{a_2} \times \frac{a_4}{a_3} \times \frac{a_5}{a_4} \times \ldots \times \frac{a_n}{a_{n-1}} = \frac{a_n}{a_1}.$$

Sel viisil tehakse kindlaks mõlemas valemis juuremärgi all olevate avaldiste samasus ja sellest järeldub ka valemite endi samasus:

$$\sqrt[n-1]{i_1 \cdot i_2 \cdot i_3 \ldots i_{n-1}} = \sqrt[n-1]{\frac{a_n}{a_1}}.$$

Kasutades nüüd teist nendest valemitest, võime näidata, kuidas tööstustoodangu aasta keskmise tempona on saadud 13,5% kolmanda viisaastaku plaanis. Kuna see näitaja arvutati kuue aastase ajavahemiku kohta (alates 1937. a. kuni 1942. aastani), siis on valemis n, s. o. rea tasemete arv, võrdne kuuega, rea esimene tase a_1 = 95,5 miljardit rbl. (s. o. toodang 1937. a.), rea viimane tase a_6 = 180 miljardit rbl. (s. o. toodang 1942. a.).

Siit saame

$$\bar{i} = \sqrt[5]{\frac{180}{95,5}}.$$

Arvutame $\bar{i}$ logaritmi, pidades silmas, et juure logaritm võrdub juurutava logaritmiga, mis on jagatud juurijaga, ja et jagatise logaritm võrdub jagatava ja jagaja logaritmide vahega:

$$\lg \bar{i} = \frac{\lg 180 - \lg 95,5}{5} = \frac{2,25527 - 1,98000}{5} = 0,05505.$$

Võttes leitud logaritmi järgi arvu, saame

$$\bar{i} = 1,135 \text{ ehk } 113,5\%.$$

Nii leidsime keskmise ahelindeksi. Lahutades sellest 100%, saame keskmise tempo 13,5%. Niisugune tööstustoodangu aasta keskmine tempo oligi nimelt antud kolmanda viisaastaku plaanis.

On vaja pidada silmas, et kõik eespool, kolmandas peatükis, keskmiste arvude kasutamise tingimuste kohta öeldu kehtib igasuguste keskmiste kohta, olenemata sellest, mis kujul need arvutatakse — aritmeetilise keskmisena või geomeetrilise keskmisena. Kolmandast peatükist selgus, et keskmisele arvule ei tohi anda protsessi seaduspärasust peegeldava üldistava iseloomustaja või näitaja tähendust, kui see keskmine on arvutatud faktide kohta, mis oma erisugususe tõttu ei saa alluda mingile üldisele seaduspärasusele. See on täiel määral kehtiv ka keskmise tempo kohta. Selgitame seda järgmise näite varal.

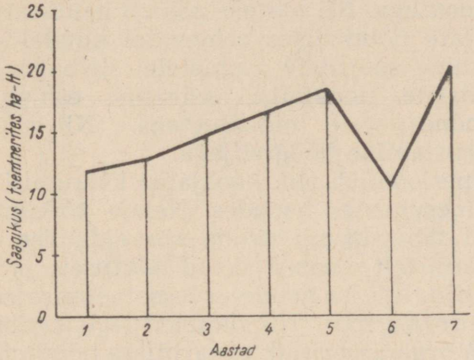
Moodustagu teravilja saagikus kolhoosis tsentnerites hektarilt järgmise rea [1]:

---

[1] Arvulised andmed selle näite jaoks on võetud J. Kabatšniku artiklist «Rahvamajanduse kasvutempode arvutamise küsimusest», ajakiri «Vestnik Statistiki», nr. 4, 1949. a. (v. k.).

		%%-des eelneva aasta suhtes
1. aasta	12	—
2. „	13	108,3
3. „	15	115,4
4. aasta	17	113,3
5. „	19	111,8
6. „	11	53,9
7. „	21	190,9

Kogu perioodi vältel suurenes saagikus pidevalt, välja arvatud kuuendal aastal, kui olid halvad ilmastikutingimused. Saagikuse dünaamika on ülevaatlikult kujutatud joonisel 1.



Joonis 1. Teraviljakultuuride saagikus

Katse arvutada selle rea keskmist tempot geomeetrilise keskmise kujul ja samuti aritmeetilise keskmise kujul viiks absurdsele tulemusele. Tõepoolest, geomeetrilise keskmise valemi järgi saaksime:

$$\bar{i} = \sqrt[6]{\frac{21}{12}} = 1{,}098 \text{ ehk } 109{,}8\,\%,$$

aritmeetilise keskmise arvutamine annaks aga järgmise tulemuse:

$$\frac{108{,}3+115{,}4+113{,}3+111{,}8+53{,}9+190{,}0}{6} = 116{,}3.$$

Nii me leiaksime, et vaadeldava perioodi kestel suurenes saagikus igal aastal keskmiselt 9,8 %, või isegi 16,3 %. Kuid kuidas saab rääkida keskmisest *juurdekasvust kogu* perioodi kohta, kui kuuendal aastal toimus saagikuse *vähenemine* tema suurenemise asemel, millele kaasnes seitsmendal aastal *hüpe* 90 %. Jõudsime sellepärast absurdsele tulemusele, et arvutasime «üldise» keskmise, arvestamata seda tähtsat asjaolu, et kogu rida ei allu saagikuse järkjärgulise suurenemise *üldisele* seaduspärasusele. Siin oleks võimalik arvutada keskmist tempot ainult esimesest viiest aastast koosneva ajavahemiku kohta, mille ulatuses kehtib saagikuse järkjärgulise suurenemise seaduspärasus.

5. Hooajaliste kõikumiste uurimine dünaamilistes ridades

Statistika ette kerkib mõnikord ülesanne uurida dünaamilise rea näitajate aastasiseseid kõikumisi. Neid kõikumisi võivad põhjustada aasta erinevate kuude iseärasused ja nad võivad olla perioodilise iseloomuga. Nii näiteks esineb kaubanduses hooajalisi iseärasusi tarbijate nõudmistes erinevatel kuudel — talve poole suureneb nõudmine soojadele esemetele, suve poole — suverõivastele ja -jalatseile. Hooajalisi iseärasusi esineb ka tarbijate varustamises mõnesuguste toiduainetega. Nii näiteks suureneb sügise poole varustamine köögiviljaga.

Niisuguseid perioodilisi ehk hooajalisi kõikumisi esineb rahvamajanduse mitmesugustes harudes. Nende kõikumiste uurimine osutub küllaltki tähtsaks nii nende kõrvaldamise eesmärgil, kui nad ei ole orgaaniliselt omased antud nähtusele ja toovad rahvamajandusele kahju, kui ka nende arvesse võtmise eesmärgil plaanilises ja operatiivses töös. Nii näiteks peab kaubandusettevõtte töö olema nõnda organiseeritud, et tarbijate nõudmiste hooajalisus mitmesuguste toodete suhtes oleks arvesse võetud. Kuid selleks tuleb uurida nõudmise hooajalisust.

Statistik võib asuda dünaamilise rea näitajate hooajaliste kõikumiste uurimisele erinevatel viisidel. Vaatleme neist kõige lihtsamaid.

Olgu meil näiteks järgmised andmed või varumisest ühes rajoonis kolme aasta jooksul üksikute kuude kaupa [1].

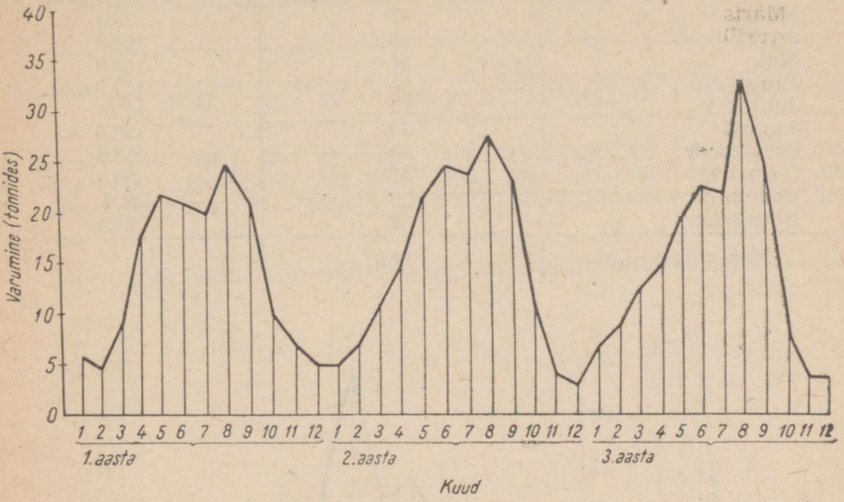
Aastad	Kuud											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1. aasta	6	5	9	18	22	21	20	25	21	10	7	5
2. aasta	5	7	11	15	21	25	24	28	23	6	4	3
3. aasta	7	9	13	15	20	23	22	34	25	8	4	4

Joonis 2 kujutab ülevaatlikult neid andmeid.

Joonisel on hästi näha või varumise hooajalised tõusud iga aasta keskpaiku. Vaadeldes aga joonist tähelepanelikult, võime märgata, et või varumise dünaamikal on igal aastal ka omad iseärasused. Nii näiteks algas esimesel aastal varumise tõus alles märtsis, samal ajal kui teisel ja kolmandal aastal on see tõus

[1] Andmed on võetud V. T. Jevdokimovi «Statistika lühikursusest», 1939, lk. 148 (v. k.).

märgatav juba veebruaris; seevastu aga järgmistel kuudel — aprillis ja mais — läheb esimesel aastal varumine palju «järsumalt» üles kui teisel ja kolmandal aastal jne. Kuid kõik need iga aasta iseärasused ei huvita meid. Meil on tähtis teha kindlaks kogu perioodi jaoks mõningad üldised jooned varumise hooajaliste



Joonis 2. Või varumine rajoonis

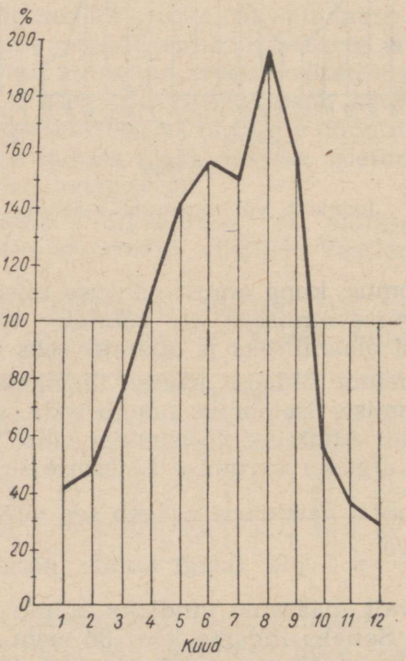
kõikumiste iseloomus, kuna ainult nähtuse niisuguste üldiste iseloomujoonte arvessevõtmisega on võimalik teha mingisuguseid kindlaid järeldusi plaaniliseks ja operatiivseks tööks.

On selge, et nende üldiste joonte ilmsikstegemine varumise hooajaliste kõikumiste iseloomus nõuab seda, et andmed oleksid kuidagi üldistatud. Andmete üldistamist võib teostada järgmisel viisil. Arvutame alguses varumise keskmise suuruse kõigi kolme aasta iga kuu kohta. Jaanuaris osutub see võrdseks $\frac{6+5+7}{3} = 6$, veebruaris $\frac{5+7+9}{3} = 7$ jne. (kõigi kuude keskmised on toodud allpool). Järgnevalt määrame kindlaks kolme aasta kõigi kuude üldise keskmise. Selleks liidame kõik 36 arvu ja jagame summa (525) 36-ga. Üldine keskmine on võrdne 14,6. Selleks et vabaneda varumise absoluutsetest arvudest, väljendame nüüd iga kuu keskmised selle üldise keskmise protsentides. Arvutamise tulemused on toodud tabelis lk. 82.

Teises veerus esitatud suhtarvude rida on kujutatud joonisel 3.

Rõhtjoon joonisel vastab 100%-le, s. o. üldise keskmise väärtusele. Joonis kujutab ilmekalt varumise «hooajalist tõusu», mis

Kuud	Keskmine varumine kuus (tonnides)	Kuude keskmised üldise keskmise protsentides
Jaanuar	6	41,1
Veebruar	7	47,9
Märts	11	75,3
Aprill	16	109,6
Mai	21	143,8
Juuni	23	157,5
Juuli	22	150,7
August	29	198,4
September	23	157,5
Oktoober	8	58,4
November	5	34,2
Detsember	4	27,4
Üldine keskmine	14,6	



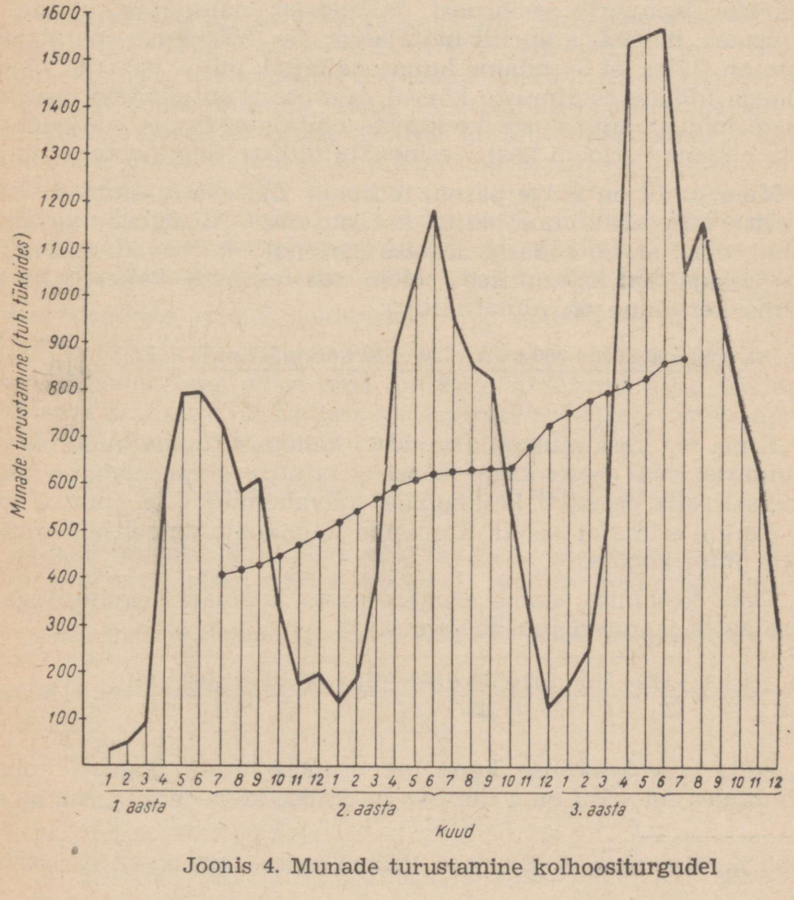
Joonis 3. Või varumise hooajaline tõus

järk-järgult kasvab suve lõpupoole ja langeb kesktalveks. Kirjeldatud meetod dünaamilise rea töötlemiseks «hooajalise tõusu» selgitamise eesmärgil on kasutatav ainult neil juhtumeil, kui selles reas ei esine selgelt väljenduvat tendentsi näitajate suuruse kasvus või vastupidi — kahanemises. Nagu selgub jooniselt 2, puudub niisugune tendents andmetel või varumise kohta: varumise maht igal järgneval aastal üldiselt ei suurene märgatavalt, võrreldes eelmise aasta varumisega.

Kuid oletame, et peame töötlema «hooajalise tõusu» selgitamise eesmärgil järgmist dünaamilist rida, mis esitab munade turustamise andmeid (tuhandetes) ühe linna kolhoositurul.

Aastad	Kuud											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1. aasta	35	50	90	620	800	802	730	582	612	317	174	102
2. aasta	141	186	395	902	1043	1196	964	861	834	526	296	129
3. aasta	176	245	511	1550	1559	1578	1061	1167	954	758	633	297

Nagu jooniselt 4 on näha, esinevad munade turustamises hoo-



Joonis 4. Munade turustamine kolhoositurgudel

ajalised tõusud kevade-suve kuudel, mis seejuures aasta-aastalt suurenevad.

Missugust töötlemise meetodit peaks kasutama niisuguse rea puhul «hooajalise tõusu» näitamiseks? Siin on eelkõige vaja väljendada arvuliselt kasvu üldine tendents ja seda selleks, et teda *elimineerida* (kõrvaldada) rea näitajatest. Niisugune üldise tendentsi elimineerimine on sellepärast vajalik, et ta võib moonutada hooajaliste kõikumiste intensiivsuse astet. Kuidas siis väljendada seda tendentsi arvudes, kuidas märkida ära Engelsi väljenduse järgi seda «kõvera kesktelge»? [1] Seda võib teha niinimetatud «liikuva» ehk «libiseva» keskmise abil.

Nähtuse dünaamika üldise suuna kindlaksmääramine liikuva ehk libiseva keskmise abil seisneb dünaamilise rea teatud hulga liikmete keskmiste väärtuste arvutamises, kusjuures iga uue keskmise arvutamisel jäetakse vasakult ära üks rea liige ja paremalt võetakse üks liige juurde. Kui arvutada sel viisil libisev keskmine kolme kuu andmete järgi, siis tuleb esimene keskmine määrata jaanuari, veebruari ja märtsi näitajatest, teine — veebruari, märtsi ja aprilli näitajatest jne. Niisuguse operatsiooni mõte on selles, et asendame kuude näitajad, mille väärtus oleneb mõnede üldiste tingimuste kõrval peamiselt antud kuu eritingimuste mõjust, niisuguste keskmiste näitajatega, mis väljendavad juba pikema perioodi kestel esinevate üldiste tingimuste mõju.

Meie juhul on kõige parem teostada libiseva keskmise arvutamist kaheteistkümne kuu keskmisena. Niisuguse keskmise puhul, mis haarab endasse aastase perioodi, «kustuvad» rea näitajate hooajalised kõikumised. Meie rea esimese kaheteistkümne liikme keskmine on (ümardatult):

$$\frac{35+50+90+620+800+802+730+582+612+317+174+102}{12} = 410.$$

Kuna see keskmine on arvutatud kaheteistkümne kuu kohta — jaanuarist kuni detsembrini (kaasa arvatud) —, siis tuleb see kanda joonisel selle perioodi keskkohale, ajavahemikku 15. juunist kuni 15. juulini esimesel aastal. Kanname selle kokkuleppeliselt esimese aasta juuli kohale.

Teise keskmise saame esimese aasta jaanuari ärajätmisega ja teise aasta jaanuari juurdevõtmisega:

$$\frac{50+90+620+800+802+730+582+612+317+174+102+141}{12} = 418.$$

Selle teise keskmise kanname esimese aasta augusti kohale. Arvutades sel viisil oma libiseva keskmise kõik «lülid», saame all-

[1] K. Marx ja F. Engels, Valitud kirjad, 1947, lk. 471 (v. k.).

pooltoodud näitajate rea. Need näitajad on joonisel 4 kujutatud punktiirjoone abil, mis iseloomustab munade turustamise kasvu üldist tendentsi kolhoosituru.

Kaheteistkümnekuulise libiseva keskmise lülid

Aastad	Kuud											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1. aasta	—	—	—	—	—	—	410	418	430	455	479	499
2. aasta	532	551	574	593	610	621	623	626	631	640	694	737
3. aasta	769	777	803	813	832	860	872	—	—	—	—	—

Kasvu üldise tendentsi elimineerimine meie dünaamilise rea näitajatest peab endastmõistetavalt toimuma sel teel, et libiseva keskmise lülide väärtused lahutatakse nendele lülidele vastavatest rea liikmetest. Nii tuleb 410 lahutada 730-st, 418 — 582-st jne. Järgmine tehe peab aga seisnema saadud vahede ja libiseva keskmise vastavate lülide protsentuaalse suhte leidmises: $(730—410)\times\times 100\% : 410 = 78,0\%$; $(528—418)\times 100\% : 418 = 39,2\%$ jne. Nende vahede ehk teiste sõnadega *hooajaliste kõikumiste väärtuste*, mis on esitatud juba «puhtal» kujul, avaldamine protsentuaalselt on sellepärast vajalik, et nende vahede absoluutväärtustele avaldab siiski mõju rea näitajate üldine kasv: hooajaliste kõikumiste ulatus kolmandal aastal on loomulikult suurem kui esimesel aastal, kuna munade turustamine kolmandal aastal üldiselt suurenes.

Kuid kõiki ülaltoodud operatsioone on võimalik kokku võtta üheks: rea liikmete ja neile vastavate libiseva keskmise lülide protsentuaalsete suhete leidmiseks: $\frac{730}{410} \times 100\% = 178\%$; $\frac{582}{418} \times \times 100\% = 139,2\%$ jne. Kuna meid ei huvita mitte iga aasta erinevused, siis teostame edasi oma andmete üldistamist rea liikmete ja libiseva keskmise lülide *keskmiste protsentuaalsete suhete* arvutamise teel jaanuaride, veebruaride jne. kohta:

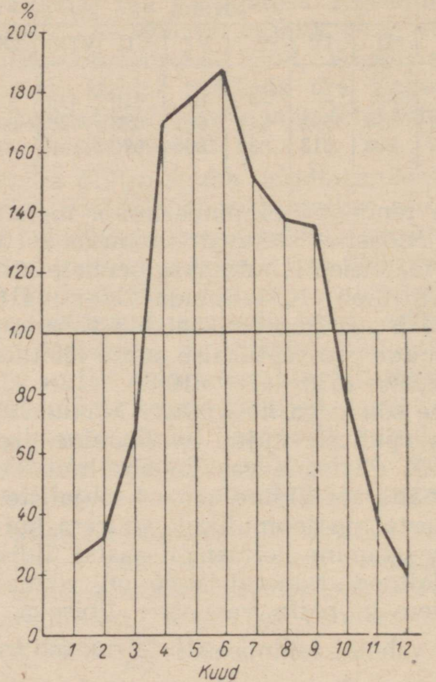
$$\frac{26,5\% + 22,9\%}{2} = 24,7\%; \quad \frac{33,8\% + 31,5\%}{2} = 32,7\% \text{ jne.}$$

Allpool on tabelis toodud rea liikmete ja libiseva keskmise lülide protsentuaalsed suhted ja nende suhete keskmised kuude

Rea liikmed libiseva keskmise vastavate lülide protsentides

Aastad	Kuud											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1. aasta	—	—	—	—	—	—	178,0	139,2	142,3	69,7	36,3	20,4
2. aasta	26,5	33,8	68,8	151,5	171,0	192,6	154,7	137,5	132,2	82,2	42,6	17,5
3. aasta	22,9	31,5	63,6	190,7	187,4	183,3	121,7	—	—	—	—	—
Keskmiselt	24,7	32,7	66,2	171,1	179,2	188,0	151,5	138,4	137,2	76,0	39,5	19,0

kaupa. Joonisel 5, mis on saadud tabeli andmetel, on libisev keskmine, olles võrrutatud 100%-ga, kujutatud rõhtjoonena (kuna kasvu tendents on elimineeritud), rea liikmete ja neile vastavate lülide kuu keskmised protsentuaalsed suhted kujutavad «hooajalist tõusu».



Joonis 5. Munade turustamise hooajaline tõus kolhoos
ajaline tõus kolhoosturul

6. Dünaamiliste ridade vastastamine. Dünaamiliste ridade andmete võrreldavus

Eri dünaamiliste ridade vastastamine on üheks tähtsamaks ja üheks kõige sagedamini majandusteadlaste ette kerkivaks ülesandeks. Majandusteadlane ei piirdu ainult meie rahvamajanduse dünaamika võrdlemisega kapitalistlike maade vastavate näitajate dünaamikaga. Rahvamajanduse dünaamika näitajate analüüs seisneb eelkõige nende näitajate vastastamises. Majandusteadlane vastastab tootmisvahendeid tootvate tööstusharude toodangu dünaamikat rahva tarbimisesemete tootmise tööstusharude toodangu dünaamikaga, et iseloomustada maa industrialiseerimise protsessi; ta vastastab kaubakäivete dünaamikat kaubandustöötajate arvu dünaamikaga, et iseloomustada müüjate tööjõudluse kasvu; ta teeb kindlaks, et tehniliste kultuuride külvipinna kasv ületab teravilja kultuuride külvipinna kasvu, s. o. et põllutöö muutub kvalifitseeritumaks, viljakamaks jne.

Niisugustel erinevate dünaamiliste ridade vastastamistel opereeritakse kõige sagedamini suhtarvudega — baasiindeksitega. Indeksite niisugust arvutamist, kasutades baasina üht ja sama perioodi või ajamomenti kõigi vastastavate ridade jaoks, nimetatakse statistikas dünaamiliste ridade ühisele alusele viimiseks. Dünaamiliste ridade ühisele alusele viimine kujutab endast täiesti vajalikku operatsiooni, kui võrreldakse dünaamilisi ridu, mis kuuluvad niisugustele nähtustele, milledel ei ole vahetut ühismõõtu. Näiteks ei ole võimalik vastastada raudteede veoste käibe absoluutset taset, mis on väljendatud tonn-kilomeetrites, kaubakäibe absoluutse tasemega, mis on väljendatud rublades, või meie tööstustoodangu mahtu, mis on esitatud rublades, Ameerika Ühendriikide tööstustoodangu mahuga, mis on väljendatud dollarites.

Dünaamiliste ridade niisugusest ühisele alusele viimisest nende võrdlemise eesmärgil toome näitena järgmised andmed:

Tööstustoodangu dünaamika NSV Liidus ja Ühendriikides 1929.—1951. a. (protsentides 1929. a. suhtes)

	1929. a.	1939. a.	1943. a.	1946. a.	1947. a.	1948. a.	1949. a.	1950. a.	1951. a.
NSV Liit	100	552	573	466	571	721	870	1082	1266
USA	100	99	217	155	170	175	160	182	200

Need andmed iseloomustavad väga väljendusrikkalt tööstustoodangu võrdlevat dünaamikat NSV Liidus ja peamises kapitalistlikus maas — Ameerika Ühendriikides.

Vaadeldava perioodi jooksul suurenes tööstustoodang NSV Liidus peaaegu kolmteist korda. Sama aja jooksul suurenes aga Ühendriikide tööstustoodang ainult kaks korda.

NSV Liidu tööstus arenes pidevalt nii enne Teist maailmasõda kui ka pärast seda. Ühendriikide tööstustoodang jäi aga sõjaeelse kümne aasta jooksul samale tasemele. Seejärel suurenes ta sõjatööstuse arvel ja langes siis uuesti. Tema edasine kasv on seotud juba sõjategevuse algusega Koreas ja uueks maailmasõjaks ettevalmistumise intensiivistumisega.

Erinevate nähtuste dünaamika vastastamisel on väga tähtis seostada üksteisega niisuguste muutumiste näitajaid, mis osutuvad vastastikku üksteisest põhjustatuiks. Nii näiteks, kui mingi kauba müügi puhul suurenes käive 45%, selle kauba hind samal perioodil alanes aga 10%, siis pidi kauba müüdud ühikute hulk endastmõistetavalt suurenema 61%. See järeldub sellest, et müüdud kauba maksumus on kaubahinna ja müüdud kauba koguse korrutis. Kuid müüdud kauba maksumus moodustas eelneva perioodi suhtes 145 %, hind aga — 90 %. Vaadeldava perioodi jooksul müüdud kauba koguse suhe eelmise perioodi jooksul müüdud kogusega peab järelikult moodustama 1,45 : 0,90 = 1,61 ehk 161 %.

Võtame teise näite. Müüjate arv, võrreldes eelmise perioodiga, moodustas 120 %, müüja keskmine jõudlus aga 125 %. Sel viisil tuleb arvata, et selle aja jooksul suurenes ka kaubakäive, moodustades eelmise perioodi käibest 150 %. See järeldub sellest, et kaubakäive võrdub müüjate arvu ja müüja keskmise jõudluse korrutisega. Järelikult: 1,20 × 1,25 = 1,50 ehk 150 %.

Nähtuse dünaamika uurimisel kerkib erilise teravusega üles küsimus nende statistiliste andmete võrreldavusest, mida on kasutatud alusena dünaamilise rea koostamisel. Mõnikord möödub väga pikk aeg nende loenduste ja uurimuste vahel, mille tulemused on toodud dünaamilises reas. On võimalik, et selle aja jooksul muutus isegi loenduse objektide koosseis, võis muutuda ka selle territooriumi ulatus, mis oli haaratud loendusega ja lõpuks võis muutuda ka loenduse kriitiline moment, mis samuti teeb sageli andmete võrdlemise võimatuks.

Vastastame näiteks veiste arvu andmeid 1933.—1938. aastal. Nende aastate kohta on olemas andmed, mis esitavad loomade arvu nii suvise perioodi (juuni — juuli) kui ka talvise perioodi (1. jaanuar) kohta.

Vastastades loomade arvu 1. jaanuaril 1938. a. nende arvuga 1937. a. suvisel perioodil, teeme kindlaks, et loomade arv vähenes 57 milj. pealt 50,9 milj. peale. Täpselt samuti osutub kõigi teiste talviste aegade puhul loomade arv väiksemaks kui neile eelnevatel suveperioodidel. See on näha järgmistest andmetest:

Veiste arv NSV Liidus (miljonites)

Suvel (juuni — juuli)	Talvel (1. jaanuaril)
1933. a. — 38,4	1934. a. — 33,5
1934. a. — 42,4	1935. a. — 38,9
1935. a. — 49,2	1936. a. — 46,0
1936. a. — 56,7	1937. a. — 47,5
1937. a. — 63,2	1938. a. — 50,9
1938. a. — 63,2	

Sel viisil teeks statistik, kes võrdleb loomade arvu mingisugusel talvisel perioodil sellele eelneva suvise perioodi loomade arvuga, jämeda vea, kui ta väidab, et esineb loomade arvu vähenemise tendents. Loomade arvu vähenemine talvisel perioodil osutub hooajaliseks, mis toimub igal aastal ka loomade arvu aasta-aastalt üldise suurenemise korral. Vastastades loomade arvu talvisel ja suvisel perioodil, võrdleks statistik andmeid, mis on oma tekkimise tingimuste poolest erisugused.

VI PEATÜKK

ÜLDINDEKSID

1. Üldindeksite üldmõiste

Statistikas püstitatakse väga sageli küsimus mitme erisuguse nähtuse keskmisest muutusest. Kuidas näiteks muutusid keskmiselt kaupade mingi rühma hinnad või kuidas muutus keskmiselt töötajate eri rühmade tööjõudlus?

Niisugustele küsimustele vastamiseks kasutatakse statistikas näitajaid, mida nimetatakse *üldindeksiteks*. Üldindeks on suhtarv, mis iseloomustab mitmete erisuguste ja vahetult ühele ühismõõdule mittealluvate nähtuste keskmist muutust.

Üldindeksid on tugevalt juurdunud statistilisse praktikasse. Nõukogude statistikas kasutatakse neid kõige mitmekesisemate majanduslike näitajate dünaamika uurimiseks. Tööstusstatistikas kasutatakse neid tööstuse kogutoodangu, tööviljakuse, omahinna jne. dünaamika uurimiseks; põllumajandusstatistikas — saagikuse, tööviljakuse jne. keskmise muutumise uurimiseks; kaubandusstatistikas — hindade, tööjõudluse, käibekulude jne. dünaamika uurimiseks. Nõukogude kaubandusstatistikas võib üldindeksite kasutamise näidetena tuua NSV Liidu Riikliku Plaanikomitee, samuti ka NSV Liidu Ministrite Nõukogu juures asuva Statistika Keskvalitsuse andmeid, mis iseloomustavad hindade alanemist kooperatiivkaubanduses ja kolhoositurgudel ning rubla ostujõu kasvu.

Ka kodanlikus statistikas on õige laialdaselt levinud üldindeksite arvutamise praktika. Kuid seal on üldindeksid üheks tegelikkuse moonutamise vahendiks selle ilustamise eesmärgil. Ameerika tööministeeriumi poolt avaldatav niinimetatud elukalliduse indeks, mis peab kujutama elanikkonna laiade kihtide poolt kasutatavate toodete hindade dünaamikat, kujutab hindade kasvu tõelisest väiksemana, kuna seda kasvu arvutatakse ainult väheste kaupade kohta, mis seejuures sageli ei kuulugi peamiste laiatarbekaupade hulka. Selle tulemusena ei peegelda see indeks õigesti töölisklassi järjest halvenevat olukorda.

2. Üldindeksite lihtsaimad kujud

Oletame, et uurime kahe kauba hindade muutumist jaanuaris ja veebruaris:

	Kaubaühiku hind (rublades)	
	jaanuar	veebruar
1. kaup	10	8
2. „	5	2,5

Sel viisil moodustas esimese kauba hind veebruaris, võrreldes jaanuariga, 80 %, s. o. alanes 20 %, teise kauba hind aga vastavalt — 50 %, s. o. alanes 50 %. Küsitakse: kuidas muutusid keskmiselt mõlema kauba hinnad?

Püüame vastata püstitatud küsimusele, liites mõlema kauba hinnad vastavalt jaanuaris ja veebruaris ja vastastades neid hindade summasid. Esimesel juhul saame niisuguseks näitajaks $(8+2{,}5):(10+5)=10{,}5:15=0{,}70$ ehk 70 %, see tähendab, et hinnad alanesid keskmiselt 30 %. Teisel juhul kujuneb meie näitaja järgmiseks: $\frac{80\%+50\%}{2}=65\%$, see tähendab, et hinnad alanesid 35 %.

Mõlemad need näitajad kujutavad endast kõige lihtsamal kujul arvutatud üldindekseid. Niisugustes lihtsaimates kujudes arvutati üldindekseid juba nende näitajate kasutamisel statistilise praktika kõige varasematel perioodidel.

Mõlemal näitajal on olulisi puudusi. Esimese neist saime kahe kauba hindade summade võrdlemisel. Kuid esiteks, liita võib ainult ühesuguste kaupade hindasid. On võimalik liita ühe ja sama kauba mõnede lähedaste sortide hindasid või ühe kauba hindasid eri turgudel, kuid ei tohi liita ühe paari saabaste ja kümne muna hindasid, sest et nad osutuvad ühismõõduta suurusteks. Teiseks, kaupade hindade summa oleneb sellest, missugused mõõtühikud oleme valinud, see asjaolu mõjutab aga ka indeksi väärtust, s. o. hindade summade vahelist suhet.

Tõepoolest, kui esimese ja teise toote hinnad 1 kg kohta olid jaanuaris 10 ja 5 rbl., veebruaris 8 ja 2,5 rbl., siis hindade summade suhe moodustab, nagu nägime, 70 %. Kui oletame, et teise toote hindasid me ei arvestanud mitte 1 kg kohta, vaid 100 g kohta, s. o. vastavalt 50 kop. ja 25 kop., siis moodustab hindade summa jaanuaris $10+0{,}50=10{,}50$, veebruaris aga $8+0{,}25=8{,}25$. Hindade summade suhe on $8{,}25:10{,}50=0{,}786$ ehk 78,6 %.

Ja lõpuks, ei tohi arvutada üldindekseid, mis kujutavad mitmete nähtuste keskmist muutumist, lihtsate kaalumata keskmistena, kuna eri nähtustel on ebavõrdne tähtsus nende ühises dünaamikas. See kehtib täiel määral ka teise näitaja kohta. Kahe kauba hindade keskmise muutumise mõlemad näitajad on eespool arvutatud just lihtsate keskmistena: esimene — hindade kahe summa suhtena, teine — lihtsa aritmeetilise keskmisena kahest suhtarvust. Kuid erinevate kaupade hindadel on endastmõistetavalt erinev tähtsus: ühe, tarbijale vajalikuma kauba müüdud kogus võib olla tunduvalt suurem teise kauba müüdud kogusest.

3. Kaalutud agregaatindeks

Need puudused, mis on omased hindade summade suhtena arvutatud üldindeksile, kõrvalduvad, kui arvutame üldindeksi järgmisel viisil.

Eelkõige peame võtma üldindeksi koostamisel arvesse eri kaupade erinevat tähtsust kaubakäibes. Võtame aluseks, et kaupu, mille hinnad tõime eelmises paragrahvis, müüdi järgmistes kogustes:

	Jaanuar		Veebruar	
	müüdi kaubaühikuid	ühiku hind (rbl.)	müüdi kaubaühikuid	ühiku hind (rbl.)
1. kaup	4000	10	6000	8
2. „	1000	5	1100	2,5

Sel kombel ületas esimese kauba müüdud kogus teise kauba müüdud koguse jaanuaris neljakordselt, veebruaris aga rohkem kui viiekordselt. Järelikult oli kaupade tähtsus käivetes erinev, mida tulebki arvesse võtta hindade keskmise muutuse arvutamisel.

Kuid missugusel viisil tuleb seda teha?

Selleks et vältida erisuguste suuruste liitmist, me ei vastasta enam hindade summasid, vaid müüdud kaupade maksumusi. Olenemata sellest, kas esimene kaup osutub puuvillaseks riideks ja teine nööpideks, võib liita neid summasid, mida sai kaubandusettevõte ühe ja teise kauba teatud koguse müümisest. Need summad osutuvad täiel määral üheväärseteks liidetavateks.

Niisugusel rahaliste summade liitmisel on veel teinegi eelis. Eelmises paragrahvis juhtisime tähelepanu sellele, et mitmesuguste kaupade hindade suurus oleneb sellest, missuguse mõõtühiku me juhuslikult valime, see asjaolu mõjutab aga omakorda nende summade vaheliste suhete väärtust. Kui meil on tegemist aga rahaliste summadega, siis vabaneme mõõtühikute juhusliku valiku niisugusest mõjust. Olgu meil hinnad antud mitte 1 kg, vaid 100 g toote kohta, — müüdud kauba koguhulga *üldine maksumus,* s. o. tema *rahaline hinne* ei muutu seejuures.

Kuid maksumuste vastastamisel tuleb võtta arvesse veel järgmist asjaolu. Kui me vastastame maksumust, millega hinnati veebruaris müüdud kaupasid (s. o. $6000 \times 8 + 11000 \times 2{,}5 = 50\,750$ rbl.), maksumusega, millega hinnati jaanuaris müüdud kaupasid (s. o. $4000 \times 10 + 1000 \times 5 = 45\,000$ rbl.), siis ei anna meie poolt arvutatud suhe õiget ettekujutust hindade keskmisest muutumisest. See suhe ei peegelda ainult hindade, vaid ka müüdud kaupade koguse muutumist. Järelikult on vaja meie näitaja vabastada müüdud kaupade koguse muutumise mõjust. Seda võime teha, kui kaalume mõlema kuu hindasid *kaupade ühtede ja samade kogustega*, näiteks veebruaris müüdud kogustega.

Arvesse võttes kõike ülaltoodut, arvutame nüüd hinna üldindeksi järgmisel viisil:

$$\frac{6000\times 8+1100\times 2{,}5}{6000\times 10+1100\times 5}=\frac{48\,000+2750}{60\,000+5500}=\frac{50\,750}{65\,500}=0{,}775 \text{ ehk } 77{,}5\,\%.$$

Üldindeksi lugejas on meil veebruaris müüdud mõlema kauba maksumus (50 750 rbl.), nimetajas aga samade koguste maksumus, kuid *jaanuari hindade* järgi.

Niisuguse vastastamise mõte on selge: olles teinud kindlaks veebruaris müüdud kahe kauba maksumuse, püstitame nüüd küsimuse, missugune oleks olnud nende kaupade maksumus, kui kaupade samad kogused poleks müüdud mitte veebruarikuu, vaid jaanuarikuu hindadega. Esimese suuruse vastastamine teisega annab ettekujutuse hindade keskmisest muutusest. Meie näite puhul moodustasid mõlema kauba hinnad veebruaris, jaanuariga võrreldes, 77,5 %, s. o. alanesid keskmiselt 22,5 %.

Meie poolt arvutatud üldindeksi valem on järgmine. Kui tähistame esimese ja teise kauba hinnad jaanuaris vastavalt p_0' ja p_0'' abil, p_1' ja p_1'' abil nende kaupade hinnad veebruaris, q_1' ja q_1'' abil veebruaris müüdud esimese ja teise kauba kogused, siis võib arvutuse kogu käiku kujutada järgmisel viisil:

$$I_p=\frac{p_1'\,q_1'+p_1''\,q_1''}{p_0'\,q_1'+p_0''q_1''}=\frac{\Sigma p_1\,q_1}{\Sigma p_0\,q_1}.$$

See on kaalutud *agregaatindeksi* valem. Seda üldindeksit nimetatakse niiviisi sellepärast, et üldindeksis vastastatakse kaupade teatud komplekti (agregaadi) kaht maksumust.

Üldindeksi elementideks osutuvad *indekseeritavad suurused*, s. o. need suurused, mille muutust üldindeks peab kujutama (meie näites osutuvad üldindeksiga iseloomustatavateks suurusteks kaupade hinnad), ja *üldindeksi kaalud*, s. o. need suurused, mida kasutatakse üldindeksiga iseloomustatavate suuruste kaalumiseks (meie näiteks on üldindeksi kaaludeks esimese ja teise kauba veebruaris müüdud kogused).

Perioodi, mis valitakse üldindeksi arvutamisel võrdlusaluseks, nimetatakse *baasiperioodiks* (meie näites — jaanuar); perioodi, mida võrreldakse aga baasiperioodiga, nimetatakse *aruandeperioodiks* (meie näites — veebruar).

Üldindeksid võivad olla nagu indeksidki *ahelindeksid* või *baasiindeksid*. Esimesel juhul iseloomustavad nad mingi rühma erisuguste nähtuste keskmisi muutusi eelneva perioodiga võrreldes (näiteks rühma kaupade hindade keskmist muutust veebruaris, võrreldes jaanuariga, märtsis — võrreldes veebruariga jne.); teisel juhul kujutavad nad neid keskmisi muutusi mingi ühe perioodiga võrreldes (näiteks hindade keskmist muutust kogu aasta kõigi kuude jooksul, võrreldes jaanuariga).

Agregaatkujul moodustatakse näiteks kolhoosituru hinna üldindeks. Kaaludena kasutatakse turgudel realiseeritud toiduainete koguseid. Statistika keskvalitsuse teadaandes NSV Liidu rahvamajanduse taastamise ja arendamise riikliku plaani täitmise kokkuvõtetest 1948. aastal on toodud kolhoosituru hinna üldindeks, mis näitab hindade alanemist 1947. a. ja 1948. a. kestel enam kui neljakordselt. Jaehindade üldindeksi alusel võib arvutada rubla ostujõu üldindeksit kui selle üldindeksi pöördväärtust.

Kui viimase viie aasta jooksul NSV Liidus teostatud viiekordse hindade alandamise tulemusena laiatarbekaupade hinnad alanesid üldiselt kaks korda, siis see tähendab, et rubla ostujõud suurenes kaks korda, mis kujutab endast hindade alanemise näitaja pöördarvu. Tegelikult tähendab see seda, et nõukogude tarbija — tööline, teenistuja, kolhoosnik — võib nüüd selle summa eest, mis ta kulutas viis aastat tagasi, osta kaks korda rohkem kaupu.

Jaehindade üldindeks annab võimaluse hindade suhtelise muutuse kujutamise kõrval teha kindlaks ka säästu, mida saab tarbija hindade alandamisest. Selle summa leiame, kui arvutame hinna üldindeksi lugeja ja nimetaja vahe. Esimese hindade alandamise tagajärjel — 1947. a. detsembris — säästis elanikkond aasta jooksul umbes 86 miljardit rubla. Hindade teine alandamine — 1949. a. märtsis — kindlustas elanikkonnale täiendava säästu ligikaudu 71 miljardi rubla suuruses aasta kohta. Kolmandast hindade alandamisest — 1950. a. märtsis — moodustas elanikkonna sääst aasta kohta vähemalt 110 miljardit rubla. Neljanda hindade alandamise tulemusena — 1951. a. märtsis — moodustas laiatarbekaupade järjekordne odavamaksmuutumine aastas umbes 34,5 miljardit rubla. Hindade viienda alandamise tagajärjel — 1. aprillil 1952. a. — säästis elanikkond veelgi ligikaudu 28 miljardit rubla aastas, hindade kuuendast alandamisest — 1. aprillil 1953. a. — moodustas elanikkonna sääst vähemalt 53 miljardit rubla.

Agregaatindeksi valemit ei kasutata meie statistika praktikas ainult hindade dünaamika uurimiseks. Agregaatindeksite kujul arvutatakse ka omahinna, tööviljakuse, saagikuse jne. üldindeksid. Eriti kasutatakse agregaatindeksit tööstustoodangu ja põllumajandustoodangu dünaamika uurimiseks, samuti kauba koguse realiseerimise dünaamika uurimiseks. Vaatleme näitena järgmisi andmeid.

NSV Liidu suurtööstuse kogutoodang (miljardites rbl., 1926/27. a. hindades)

1913. a.	1917. a.	1928. a.	1932. a.	1935. a.	1936. a.	1937. a.
11,0	6,9	16,8	38,8	62,1	80,9	90,2

Need andmed kujutavad NSV Liidu suurtööstuse kogutoodangut rahalises väljenduses. Teisiti kui rahalises väljenduses pole võimalik seda toodangut endastmõistetavalt kujutada, kuna ei ole võimalik liita erisuguseid toodanguid, kui nad on väljendatud naturaalseis näitajais (näiteks miljonid tonnid kivisütt ja vedurite või vagunite arvud). Kuid see toodangu rahaline väljendus ei ole toodud ära mitte vastavate aastate hindades, vaid ühe ja sama aasta (1926/27. a.) hindades. Kui väljendada 1913. a. toodangut 1913. a. hindades, 1917. a. toodangut 1917. a. hindades jne., siis ei oleks sel juhul võimalik saada õiget kujutlust toodangu mahu tegelikust dünaamikast, kuna dünaamilise rea näitajates peegelduks koos toodangu mahu muutusega ka hindade muutus. On selge, et nende näitajate dünaamika vabastamine hindade muutumise mõjust on võimalik ainult kõigi aastate toodangu väljendamise teel ühtedes ja samades püsivhindades. Niisuguste püsivhindadena ongi siin kasutatud 1926/27. aasta hindasid.[1]

Esitame nüüd meie poolt toodud dünaamilise rea kõik näitajad protsentides 1913. a. suhtes.

NSV Liidu suurtööstuse kogutoodang (protsentides 1913. a. suhtes)

1913. a.	1917. a.	1928. a.	1932. a.	1935. a.	1936. a.	1937. a.
100,0	63,7	152,7	352,7	364,5	735,5	820,0

Meie poolt arvutatud protsentuaalsed suhted kujutavad endast suhtarvusid, mida tööstusstatistikas nimetatakse toodangu füüsilise mahu üldindeksiteks. Need indeksid arvutatakse agregaatkujul, milles on kerge veenduda.

Tähistame toodanguüksuste kogust tööstuse eri harudes 1913. a. (baasiperioodil) q_0', q_0'', q_0''' jne. abil, 1917. aasta kohta aga q_1', q_1'', q_1''' jne. abil. Tähistame toodangu mitmesuguste liikide 1926/27. a. püsivhindasid p', p'', p''' jne. abil. Siis on võimalik avaldada 1917. a. kogu tööstuse üldtoodangu (1926/27. a. hindades) ja 1913. a. kogu tööstuse üldtoodangu (samades hindades) suhet järgmiselt:

$$I_q = \frac{q_1'p' + q_1''p'' + q_1'''p''' + \ldots}{q_0'p' + q_0''p'' + q_0'''p''' + \ldots} = \frac{\Sigma q_1 p}{\Sigma q_0 p}.$$

Saime agregaatindeksi valemi, mis erineb eespooltoodust sellega, et indeksiga iseloomustatavate suurustena ei esine enam

[1] Kuni 1927/28. a. kasutati nõukogude tööstusstatistika praktikas püsivhindadena 1912. a. hindasid. Alates 1927/28. a. asendati nad 1926/27. a. hindadega, mida kasutati kuni 1950. aastani (kaasa arvatud), kusjuures 1936. a. tehti neis hindades parandusi. Praegusel ajal kasutatakse tööstustoodangu dünaamika uurimisel vastastavate hindadena ettevõtete 1952. a. 1. jaanuari hulgihindasid.

hinnad, vaid toodangu kogused (q_1 ja q_0), püsivhindadel (p) on aga toodangu eri liikide ühismõõdu tähendus.

Samasuguseid toodangu füüsilise mahu üldindekseid kasutatakse meie statistikas nii tööstustoodangu dünaamika uurimiseks möödunud perioodil kui ka plaaniliste ülesannete kindlaksmääramiseks. Nii näiteks on NSV Liidu rahvamajanduse taastamise ja arendamise viisaastaku plaani (aastaiks 1946—1950) seaduses öeldud: «Määrata kindlaks kogu NSV Liidu tööstuse kohta toodangu maht 1950. aastal, NSV Liidu rahvamajanduse taastamise ja arendamise viisaastaku viimasel aastal, võrdseks 205 miljardit rubla (1926/27. aasta hindades) 138,5 rubla vastu 1940. aastal, s o. tööstustoodangu suurenemine, võrreldes sõjaeelse aastaga, 48 protsendi võrra.» 148%, mis kujutab endast 1950. a. toodangu (1926/27. a. hindades) suhet 1940. a. toodangusse (samades 1926/27. a. hindades), ongi toodangu füüsilise mahu üldindeks.

Samasugusel viisil nagu toodangu füüsilise mahu üldindekseid, saab koostada ka realiseeritud kauba koguse üldindekseid ehk nagu neid mõnikord ka nimetatakse — kaubakäibe füüsilise mahu üldindekseid. Selleks et kujutada, kuidas näiteks muutus kauba realiseeritud koguse maht nende kahe kauba puhul, millede jaoks me eespool arvutasime hinna üldindeksi, tuleb arvutada järgmiselt:

$$I_q = \frac{6\,000 \times 10 + 1\,100 \times 5}{4\,000 \times 10 + 1000 \times 5} = \frac{65\,500}{45\,000} = 1{,}455 \text{ ehk } 145{,}5\,\%.$$

Realiseeritud kauba koguse maht suurenes veebruaris järelikult 45,5% võrra.

Siin on samuti kasutatud agregaatindeksi valemit. Kui tähistada veebruaris müüdud kauba koguseid (6 000 ja 1 100) q_1' ja q_1'' abil, jaanuaris müüdud koguseid (1 400 ja 1 000) — q_0' ja q_0'' abil ja meie poolt püsivhindadena kasutatud jaanuari hindasid (10 ja 5) — p' ja p'' abil, siis võib üldindeksit kujutada järgmise valemiga:

$$I_q = \frac{q_1'p' + q_1''p''}{q_0'p' + q_0''p''} = \frac{\Sigma q_1 p}{\Sigma q_0 p}.$$

See valem, mis täpselt langeb ühte toodangu füüsilise mahu agregaatindeksi valemiga, on aluseks võrreldavates hindades arvutatud kaubakäibe dünaamika arvutamisele, s. o. kaupade koguse realiseerimise üldindeksite arvutamisele.

Statistika Keskvalitsus avaldab igas oma teadaandes rahvamajanduse plaanide täitmise kokkuvõtetest niisuguseid realiseeritud kauba koguse üldindekseid. Nii on NSV Liidu rahvamajanduse arendamise riikliku plaani täitmise kokkuvõtetes 1950. a. kohta näidatud, et riiklikus ja kooperatiivkaubanduses suurenes elanikkonnale müüdavate kaupade hulk 1949. a. suhtes 30% (võrreldavates hindades).

4. Keskmine harmooniline ja keskmine aritmeetiline üldindeks

Nõukogude statistikas tunnustatakse agregaatindeksi kuju indeksi peamise kujuna. Üldindeksi majanduslik sisu tuleb eriti selgelt esile just tema agregaatkujus. Kuid siiski tuleb real juhtudel seoses aruandluse andmete iseloomuga või statistilise materjali seisukorraga arvutada ka teisekujulisi üldindekseid. Kuid nendel juhtudel kerkib esile täiesti loomulik nõue, et teisel kujul arvutatud üldindeksi puhul saadud tulemus langeks ühte selle tulemusega, mida oleks võimalik saada agregaatindeksi arvutamisel.

Need teistsugused kujud, milledes tuleb real juhtudel üldindekseid arvutada, on üldindeksi harmoonilise keskmise kuju ja aritmeetilise keskmise kuju. Esimene neist on üksikute indekseeritavate suuruste individuaalseid muutusi väljendavate suhtarvude niinimetatud individuaalindeksite harmooniline keskmine; teine on üksikute indekseeritavate suuruste individuaalindeksite aritmeetiline keskmine. Kaubandusstatistikas arvutatakse näiteks riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaehindade üldindeks harmoonilise keskmise kujul.

Missugune on siis hinna keskmise harmoonilise üldindeksi valem ja miks arvutatakse nimelt riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaehindade indeks selle valemi järgi?

Hinna keskmise harmoonilise indeksi valem on niisugune:

$$I_p = \frac{\Sigma M_1}{\sum \frac{1}{i_p} M_1},$$

kus

M_1 — aruandeperioodi käibed kaupade rühmade järgi,

i — hinna individuaalindeksid, s. o. suhtarvud, mis kujutavad üksikute kaupade hindade muutusi.

See valem erineb kolmandas peatükis toodud harmoonilise keskmise valemist ainult selle poolest, et siin on tunnuse väärtused x, mille jaoks arvutatakse keskmine, asendatud hinna individuaalindeksite väärtustega i_p, kaalude üldine tähis f on asendatud aga M_1-ga — tähisega, mis on kasutatud aruandeperioodi käivete konkreetsete väärtuste väljendamiseks.

Eespooltoodud valemit kasutatakse riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaehindade üldindeksi arvutamiseks sellepärast, et riiklikus ja kooperatiivses jaekaubanduses ei peeta arvestust kõigi kaupade realiseerimise kohta naturaalseis näitajais, kuna niisugune arvestus kujuneks liiga laiaulatuslikuks. Seega, kui kolhoosi-turukaubanduse hinna indeksit on võimalik moodustada agregaatkujul, sest et statistilistel organitel on olemas andmed kolhoositurgudel müüdud toiduainete koguste kohta, siis riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaehindade üldindeksit ei saa enam arvutada agregaatindeksina. Tõepoolest, ei ole võimalik vahetult moodustada agregaatindeksi nimetajat, mis on väljendatud selle üldindeksi valemis kui $\Sigma p_0 q_1$ ja kujutab endast baasiperioodi hindade ja aruandeperioodi jooksul müüdud kauba koguste korrutiste summat, kui meil puuduvad andmed kõigi kaupade realiseerimise kohta naturaalväljenduses.

Kuid eespool oli juhitud tähelepanu sellele, et üldindeksi arvutamisel mitte agregaatkujul, vaid mingil teisel kujul, kerkib esile nõue, et see indeks oleks samane agregaatindeksiga. Kas on siis keskmine harmooniline hinna üldindeks samane hinna agregaatindeksiga? On kerge näidata, et see samasus tõepoolest on olemas, vähemalt teoreetiliselt.

Keskmise harmoonilise indeksi valemi lugejas esineb avaldis ΣM_1, mis on samane agregaatindeksi valemi lugejas oleva avaldisega $\Sigma p_1 q_1$, kuna aruandeperioodi käibed võrduvad aruandeperioodi jooksul müüdud kaupade koguste ja nende kaupade hindade korrutistega.

Keskmise harmoonilise indeksi valemi nimetajas leidub avaldis $\sum \frac{1}{i_p} M_1$ ehk $\sum \frac{M_1}{i_p}$ s. o. aruandeperioodi käivete ja hinna individuaalindeksite jagatiste summa. On selge, et sel juhul, kui jagame mingisuguse kauba käibe aruandeperioodil selle kauba aruandeperioodi hinna ja baasiperioodi hinna suhtega, siis teostame selle kauba aruandeperioodi jooksul müüdud koguse ümberhindamist baasiperioodi hindade alusel. Oletame, et veebruaris müüdi 10 000 rubla eest mingi kauba 1 000 ühikut ja olgu seejuures kaubaühiku hind, võrreldes jaanuariga, alanenud kaks korda. Kui palju oleksid maksnud need 1 000 kaubaühikut jaanuari hindades? Endastmõistetavalt oleksid nad maksnud 20 000 rubla. Sellesama vastuse oleks võinud saada ka jagades 10 000 rubla (müügi summa veebruaris) 0,5-ga (veebruari ja jaanuari hindade suhe).

Sel kombel osutuvad keskmise harmoonilise hinna üldindeksi valemis ja hinna agregaatindeksi valemis nimetajad samuti samasteks. Seda võib näidata ka algebraliselt. Kuna $M_1 = \Sigma p_1 q_1$, hinna individuaalindeksit i_p võib aga kujutada aruandeperioodi ja baasiperioodi hindade suhtena $\frac{p_1}{p_o}$, siis on

$$\Sigma \frac{1}{i_p} M_1 = \sum \frac{p_o}{p_1} p_1 q_1 = \Sigma p_0 q_1.$$

Nagu juba mainitud, osutub õigeks mõlema valemi nimetajate samasus, siit aga ka üldindeksite endi samasus, vähemalt teoreetiliselt. See asjaolu, et jaekaubakäibe aruandlus esitab seda kaubakäivet ainult kaupade küllaltki suurte rühmade kaupa ja seejuures eri kaupade hinnad nendes rühmades muutuvad erinevatel viisidel, põhjustab keskmise harmoonilise hinna indeksi nimetaja arvutamisel kaupade suurte rühmade *tingliku* killustamise vajadust väiksemateks rühmitusteks mõnesuguste kaudsete andmete alusel. Kuid on selge, et see viib sellele, et arvutamise tulemused osutuvad mõnevõrra erinevateks nendest tulemustest, mis oleks pidanud saama baasiperioodi hindade ja aruandeperioodil müüdud kaupade koguste korrutiste summa otsesel arvutamisel, nagu seda tehakse agregaatindeksi arvutamise puhul.

Nüüd selgitame konkreetse näite abil keskmise harmoonilise hinna üldindeksi arvutamise käiku. Olgu meil teada järgmised andmed:

Kaubarühmade nimetused	Käive 1951. a. märtsis (tuh. rbl.)	Hindade alanemine 1. märtsil 1951. a.
Liha	240	15%
Kala	120	10%
Loomarasvad	160	15%
Jahust valmistatud kondiitrisaadused	100	10%
Kokku	620	

Küsitakse: kui palju alanesid keskmiselt hinnad nimetatud kaupadelt antud kaubakäibe juures? Keskmise harmoonilise üldindeksi arvutamiseks on vajalik alguses leida hindade individuaalindeksid. Need hindade individuaalindeksid on järgmised: liha jaoks — 0,85, kala puhul — 0,90, loomarasvade jaoks — 0,85 ja kondiitrisaaduste puhul — 0,90. Keskmise harmoonilise hinna üldindeksi arvutame järelikult järgmisel viisil:

$$I_p = \frac{620}{240 \cdot \frac{1}{0,85} + 120 \cdot \frac{1}{0,90} + 160 \cdot \frac{1}{0,85} + 100 \cdot \frac{1}{0,90}} = 0,867 \text{ ehk } 86,7\%.$$

Järelikult alanesid kõigi nimetatud kaupade hinnad keskmiselt 13,3%.

Nagu eespool tähendatud, võib üldindeksit arvutada ka individuaalindeksite aritmeetilise keskmise kujul. Kuna kolhoosituru-kaubanduse hinna indeksi arvutamisel aritmeetilise keskmise kujul ei ole praktiliselt mõtet, riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaehindade keskmist aritmeetilist üldindeksit ei ole aga võimalik arvutada nii, et ta oleks samane agregaatindeksiga, siis kasutame keskmise aritmeetilise üldindeksi arvutamise illustreerimiseks mitte hindasid, vaid toodangu füüsilisi mahtusid. Olgu meil näiteks leheküljel 99 toodud andmed.

Küsitakse: missugusel määral suurenes toodangu kõigi tähendatud liikide maht 1951. aastal, võrreldes 1950. aastaga? Kuna toodang on siin mitmekesine, siis võime sellele küsimusele vastata ainult toodangu füüsilise mahu üldindeksi arvutamise kaudu. Antud juhul ei ole meil võimalik seda indeksit arvutada agregaatkujul, kuna meil pole antud 1951. a. toodangu maksumus 1950. a. hindades (s. o. võrreldavates hindades). Kuid võime selle

Toodangu liigid	Toodetud 1950. a. summaliselt (tuh. rbl.)	Toodangu füüsilise mahu suurenemine 1951. aastal, võrreldes 1950. aastaga (%%-des)
Jalatsid	5 100	10,5
Puuvillane riie	12 700	11,2
Villane riie	21 270	14,9
Peakatted	1 500	7,5
Meeste palitud ja ülikonnad	22 160	4,2
Naiste mantlid ja kostüümid	25 600	7,0

indeksi arvutada toodangu individuaalindeksite aritmeetilise keskmise kujul, kusjuures kaaludena kasutame 1950. a. toodangut. Järelikult tuleb toodangu füüsilise mahu üldindeks arvutada järgmisel viisil:

$$I_q = \frac{1{,}105\times 5\,100+1{,}112\times 12\,700+1{,}149\times 21\,270+1{,}075\times 1\,500+}{5\,100+127\,000+21\,270+1\,500+}$$

$$\frac{+1{,}042\times 22\,160+1{,}070\times 25\,600}{+22\,160+25\,600} = \frac{96\,292{,}35}{88\,330} = 1{,}09 \text{ ehk } 109\,\%.$$

Nii moodustas 1951. aasta toodangu füüsiline maht toodangu kõikide liikide alal 1950. aasta mahust 109% ehk suurenes 9%.

Missugune on aga toodangu füüsilise mahu üldindeksi valem ja kas ka see valem on samane agregaatindeksi valemiga? Kui tähistada toodangu individuaalindeksid (mida kujutasime indeksi arvutamisel mitte protsentides, vaid murdudena) tähega i_q, 1950. aasta toodangut tema rahalises väljenduses P_0 abil, siis saame meie poolt arvutatud üldindeksi jaoks järgmise valemi:

$$I_q = \frac{\Sigma i_q P_o}{\Sigma P_o}.$$

See valem erineb kolmandas peatükis toodud aritmeetilise keskmise valemist selle poolest, et temas on tunnuse väärtused x, millede jaoks arvutatakse keskmine, asendatud toodangu individuaalindeksite väärtustega i_q, kaalude üldine tähis f on asendatud aga P_0-ga — tähisega, mida kasutame baasiperioodi toodangu konkreetsete suuruste jaoks sama baasiperioodi hindades (meie näites — 1950. a. toodang).

Selle üldindeksi samasust agregaatindeksiga on kerge näidata, kui kujutada toodangu individuaalindeks jagatise $\frac{q_1}{q_o}$ kujul (s. o. aruandeperioodi jooksul valmistatud toodanguüksuste arvu suhe baasiperioodil valmistatud toodanguüksuste arvuga), baasiperioodi toodangut aga q_0p abil (s. o. baasiperioodi toodanguüksuste arvu ja püsivhindade korrutisena). Siis:

$$I_q = \frac{\Sigma i_q P_o}{\Sigma P_o} = \frac{\Sigma \frac{q_1}{q_o} q_o p}{\Sigma q_o p} = \frac{\Sigma q_1 p}{\Sigma q_o p}.$$

5. Indeksid plaani täitmise analüüsimisel

Senini rääkisime üldindeksite kasutamisest mingisuguse nähtuse dünaamika uurimiseks. Kuid nõukogude statistikas kasutatakse laialdaselt üldindekseid ka plaani täitmise analüüsimiseks. Üldindeksite kasutamine sellel eesmärgil muutub neil juhtudel möödapääsmatuks, kui on jutt mitte üksiku objekti, vaid terve rühma niisuguste objektide plaani täitmisest.

Üldindeksite koostamise põhimõtted plaani täitmise uurimisel jäävad samadeks kui nähtuste dünaamika uurimiselgi. Selgitame lihtsa näite abil niisuguste plaani täitmise üldindeksite arvutamise käiku. Oletame, et käibekulude plaaniline ülesanne oli järgmine:

	1951. a. plaan			1952. a. plaan		
	käive (rbl.)	käibekulud (rbl.)	käibekulud (%-des käibest)	käive (rbl.)	käibekulud (rbl.)	käibekulud (%-des käibest)
Ettevõtete rühm A	400 000	32 000	8	500 000	37 500	7,5
Ettevõtete rühm B	1 000 000	90 000	9	1 500 000	120 000	8

Me näeme, et ettevõtete kummagi rühma kohta üksikult oli plaaniga ette nähtud käibekulude suhtelise taseme alanemine: rühmas A 6,2% $\left(\frac{7{,}5 \times 100\%}{8} = 93{,}8\%\right)$ ja rühmas B 11,1% $\left(\frac{8 \times 100\%}{9} = 88{,}9\%\right)$.

Missugune oli aga mõlema rühma kohta käibekulude alandamise plaan keskmiselt?

Tähistades M_{pl} abil plaaniga kindlaks määratud käivete summasid, z_{pl} abil plaanilist käibekulude suhtelist taset ja z_0 abil käibekulude suhtelist taset 1951. a., koostame järgmise üldindeksi (väljendades käibekulude suhtelist taset mitte protsentides, vaid kümnendmurdude abil):

$$I_z = \frac{\Sigma z_{pl} M_{pl}}{\Sigma z_o M_{pl}} = \frac{0{,}075 \times 500\,000 + 0{,}08 \times 1\,500\,000}{0{,}08 \times 500\,000 + 0{,}09 \times 1\,500\,000} = \frac{157\,500}{175\,000} = 0{,}90 \text{ ehk } 90\%.$$

Järelikult oli ettevõtete mõlema rühma kohta keskmiselt plaani järgi ette nähtud käibekulude alandamine 10%. Selle üldindeksi tähendus seisneb selles, et võrdlesime plaaniga kindlaks määratud käibekulude summat (157 500 rbl.) käibekulude selle summaga, mis oleks esinenud plaaniliste käivete puhul, kuid käibekulude 1950. a. suhtelise taseme juures (175 000 rbl.).

Oletame edasi, et 1952. aastal osutusid käibed ja käibekulud järgmisteks:

	Käive (rbl.)	Käibekulud (rbl.)	Käibekulude suhteline tase (‰-des käibest)
Ettevõtete rühm A	1 000 000	70 000	7,0
„ „ B	1 600 000	116 800	7,3

Käibekulude suhtelise taseme alandamise plaan ületati nii ettevõtete rühmas A kui ka ettevõtete rühmas B. Esimeses rühmas moodustas see alanemine 12,5% ($\frac{7 \times 100\%}{8} = 87{,}5\%$) plaanilise 6,2% asemel ja teises rühmas 18,9% ($\frac{7{,}3 \times 100\%}{9} = 81{,}1\%$) plaanilise 11,1% asemel.

Kuidas siis täideti käibekulude alandamise plaan keskmiselt mõlema rühma kohta? Et vastata sellele küsimusele, moodustame jälle üldindeksi, kusjuures kasutame kaaludena plaaniga kindlaks määratud käibeid (üldindeksi I_z valemis z_1 tähendab aruandeperioodi käibekulude suhtelist taset ja z_0 baasiperioodi käibekulude suhtelist taset):

$$I_z = \frac{\Sigma z_1 M_{pl}}{\Sigma z_o M_{pl}} = \frac{0{,}07 \times 500\,000 + 0{,}073 \times 1\,500\,000}{0{,}08 \times 500\,000 + 0{,}09 \times 1\,500\,000} = \frac{144\,500}{175\,000} = 0{,}826 \text{ ehk}$$

82,6%.

Käibekulude suhtelise taseme tegelik alanemine moodustas 17,4% plaanilise 10% asemel. Käibekulude suhtelise taseme alandamise ülesanne osutus ületatuks. Viimase üldindeksi tähendus on samuti selge: võrdlesime käibekulude summat, mis oleks tekkinud aruandeperioodil selle perioodi käibekulude suhtelise taseme juures, kuid käibe plaanilise suuruse (144 500 rbl.) puhul, selle käibekulude summaga, mis oleks esinenud baasiperioodi käibekulude suhtelise taseme puhul, kuid plaanikohaste käivete (175 000) tingimustes.

Miks kaalusime selle indeksi puhul käibekulude suhtelisi tasemeid mitte aruandeperioodi käivetega, vaid plaaniga kindlaks määratud käivetega? Sellepärast, et aruandeperioodi käivete suurus ei lange ühte plaaniliste käivetega ja järelikult saaksime mittevastavad suurused, kui me esimest oma indeksitest (plaani vastastamine 1951. a. tulemustega) kaaluksime plaaniliste käivetega, teist aga (aruandeperioodi vastastamine 1951. aastaga) aruandeperioodi käivetega.

Käibekulude suhtelise taseme tegeliku alanemise indeksit võib arvutada ka aruandeperioodi käivete abil, mida kasutatakse sel puhul kaaludena. Niisugust indeksit arvutatakse tavaliselt käibekulude alanemisest tekkiva säästu kindlaks tegemiseks. Arvutame selle indeksi:

$$I_z = \frac{\Sigma z_1 M_1}{\Sigma z_0 M_1} = \frac{0{,}07 \times 1\,000\,000 + 0{,}073 \times 1\,600\,000}{0{,}08 \times 1\,000\,000 + 0{,}09 \times 1\,600\,000} = \frac{186\,800}{224\,000} = 0{,}834 \text{ ehk } 83{,}4\,\%.$$

Kuna üldindeksi lugejas esineb aruandeperioodi käibekulude summa, üldindeksi nimetajas aga see käibekulude summa, mis oleks esinenud meie ettevõtetes aruandeperioodi käivete puhul, kui nad ei oleks alandanud käibekulude suhtelist taset, siis kujutabki endastmõistetavalt üldindeksi lugeja ja tema nimetaja vahe tegelikku säästu, mis on tekkinud käibekulude suhtelise taseme alanemisest. See säästu summa on 186 800 — 224 000 = = — 37 200 rbl. Kui suur kokkuhoid käibekulude suhtelise taseme alandamisest oli aga ette nähtud plaani järgi? Vastame sellele küsimusele, kasutades eespool arvutatud plaanilist käibekulude suhtelise taseme indeksit. Selle üldindeksi lugejas esineb 157 500 rbl., mis kujutab endast plaaniga kindlaks määratud käibekulude summat, lugejas aga 175 000 rbl., — see käibekulude summa, mis oleks esinenud meie ettevõtetes plaaniga kindlaks määratud käivete puhul, kui ettevõtted ei oleks alandanud käibekulude suhtelist taset. Järelikult, 157 500 — 175 000 = —17 500, mis kujutabki plaaniliselt ette nähtud käibekulude alandamisest tekkinud kokkuhoidu. See plaaniline ülesanne osutus ületatuks.

Samasugustel alustel kasutatakse üldindekseid ka omahinna, tööviljakuse jne. plaani täitmise analüüsimisel.

6. Üldindeksi lahutamine komponentideks

Eelmise peatüki 6-ndas paragrahvis rääkisime, et eri nähtuste dünaamika vastastamise puhul on väga tähtis üksteisega kooskõlastada niisuguste muutuste näitajaid, mis on vastastikku seostatud. Enamiku majandusstatistikas uuritavate nähtuste dünaamikat võib kujutada kahe või suurema arvu elementide muutuste korrutisena. Nii osutub kaubakäibe muutus hindade ja müüdud kauba koguste muutuste korrutiseks. Kui on jutt kaubandustöötajate tööjõudlusest, siis osutub kaubakäibe muutus müüjate arvu ja müüja keskmise jõudluse muutuse korrutiseks. Teravilja kogusaagi muutust võib samuti kujutada külvipinna suuruste ja saagikuse (vilja saak hektari kohta) muutuste korrutisena.

Niisuguste vastastikku seostatud muutuste näitajate analüüsimisel kerkib loomulikult üles küsimus, missuguse teguri mõju osutus suuremaks või, võib olla, isegi määravaks antud nähtuse dünaamikas? Missugust mõju osutasid näiteks kaubakäibe muutumisele müüdud kaupade koguse suurenemine ja missugust hindade alanemine? Kas toimus teravilja kogusaagi suurenemine peamiselt külvipinna laiendamise arvel või oli siin otsustava tähtsusega saagikuse suurenemine?

Selleks et vastata niisugustele küsimustele, tuleb statistikul real juhtudel kasutada mingi üldindeksi lahutamist tema komponentideks ehk osaindeksiteks.

Olgu näiteks teatava rühma kaupade kaubakäive 1951. a. 230 000 rbl. ja 1952. a. 313 000 rbl., nii et 1952. a. kaubakäive moodustas eelmise aasta kaubakäibest 136,1% ehk suurenes 36,1%. Küsitakse: kuidas mõjus kaubakäibe dünaamikale hindade muutumine ja kuidas mõjus müüdud kaupade koguste muutumine, kui seda muutumist iseloomustavad järgmised andmed.

Kaubad	Kaubaühiku hind		Kauba müüdud kogus	
	1951. a.	1952. a.	1951. a.	1952. a.
1. (tükki)	20	18	2 000	3 000
2. (kg)	8	7	5 000	7 000
3. (m)	15	14	10 000	15 000

Kui tähistada 1951. a. hindasid p_0 abil ja 1952. a. hindasid p_1 abil, müüdud kaupade koguseid aga vastavalt q_0 ja q_1 abil, siis võib eespool märgitud kaubakäibe muutust esitada järgmise indeksi kujul:

$$I_M = \frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_0} = \frac{3\,000 \times 18 + 7\,000 \times 7 + 15\,000 \times 14}{2\,000 \times 20 + 5\,000 \times 8 + 10\,000 \times 15} = \frac{313\,000}{230\,000} = 1{,}361 \text{ ehk}$$

136,1%.

Selleks et vastata eespool püstitatud küsimusele, lahutame selle üldindeksi kaheks üldindeksiks, mis osutuvad tema komponentideks: hinna üldindeksiks ja kaubakäibe füüsilise mahu üldindeksiks (koguse üldindeks).

Endastmõistetavalt kujuneb hinna üldindeks niisuguseks:

$$I_p = \frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_1} = \frac{3\,000 \times 18 + 7\,000 \times 7 + 15\,000 \times 14}{3\,000 \times 20 + 7\,000 \times 8 + 15\,000 \times 15} = \frac{313\,000}{341\,000} =$$

$= 0{,}918$ ehk 91,8%.

Kaubakäibe füüsilise mahu üldindeks osutub aga järgmiseks (indeksi arvutamisel on püsivhindadena kasutatud 1951. a. hindasid):

$$I_q = \frac{\Sigma q_1 p_0}{\Sigma q_0 p_0} = \frac{3\,000 \times 20 + 7\,000 \times 8 + 15\,000 \times 15}{2\,000 \times 20 + 5\,000 \times 8 + 10\,000 \times 15} = 1{,}483 \text{ ehk } 148{,}3\%.$$

Eespool koostatud kaubakäibe üldindeks võrdub nende kahe osaindeksi korrutisega: 1,361 = 0,918×1,483.

Seda võib näidata ka üldkujul:

$$\frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_0} = \frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_1} \cdot \frac{\Sigma p_0 q_1}{\Sigma p_0 q_0} \quad \text{ehk } I_M = I_p \cdot I_q \cdot$$

Sel viisil suurenes müüdud kaupade kogus 48,3 %, kaubakäibe kasvamisel 36,1 %. Järelikult pidurdus mõningal määral kaubakäibe kasv hindade alanemisest. Hinnad alanesid 8,2 %, nagu seda näitas indeks.

7. Hinna üldindeks, milles on arvestatud kaubamassi geograafilise jaotumise muutuste mõju

Käesoleva peatüki eelmistes paragrahvides käsitlesime üldindekseid, mis kujutasid mingite vahetu ühismõõduta nähtuste rühma keskmist muutust nii-öelda puhtal kujul, s. o. arvestamata seda mõju, mis sellele keskmisele muutusele avaldavad mitmesugused nihked indeksis kaaludena kasutatavate suuruste struktuuris. Sääraseid üldindekseid nimetatakse *püsiva struktuuriga üldindeksiteks.* Niisugused püsiva struktuuriga üldindeksid on: hinna üldindeks, mille lugejaks on aruandeperioodi käive ja nimetajaks on sama kauba maksumus baasiperioodi hindades; toodangu füüsilise mahu üldindeks, mille lugejaks ja nimetajaks on ühtedes ja samades hindades väljendatud aruande- ja baasiperioodi toodangud; käibekulude suhtelise taseme indeks, milles eri perioodide käibekulude suhtelisi tasemeid kaalutakse ühtede ja samade käivetega.

Kuid statistika praktikas tuleb kasutada ka selliseid üldindekseid, milledes indekseeritavate suuruste muutusi käsitletakse mitte enam sellisel puhtal kujul, vaid võetakse arvesse ka seda mõju, mis nendele muutustele avaldavad indeksi kaaludes toimuvad struktuurilised nihked. Niisuguseid üldindekseid nimetatakse *muutuva struktuuriga üldindeksiteks.* Selline muutuva struktuuriga üldindeks on näiteks kolhoosituru hinna üldindeks, milles on arvesse võetud see mõju, mida üldisele hindade muutusele avaldavad kaubamassi jaotuse geograafilised muutused.

Kaubamassi geograafilise jaotuse muutuste all mõistame siin muutusi eri linnade kolhoositurgudel müüdud mitmesuguste kolhoosisaaduste käivetes. On selge, et kui teataval perioodil kolhoosisaadusi realiseeritakse suuremal hulgal just nendel turgudel, kus hinnad on madalamad kui teistel turgudel, siis on tähtis seda arvesse võtta hindade dünaamika kindlaks tegemisel.

On ju nii, et kolhoositurgudele toodavate toiduainete tarbija (mõistes selle tarbija all meie linnade ja asulate elanikkonna koguhulka) endastmõistetavalt võidab niisugusest kolhoosisaaduste madalamate hindadega suurenenud müügist.

Kuidas tuleb võtta arvesse seda geograafiliste nihete mõju kolhoosikaubanduses selle kaubanduse hinna üldindeksile? See saavutatakse üldindeksisse keskmiste hindade sisseviimise abil, kusjuures need keskmised hinnad arvutatakse nii, et aruandeperioodi hindade kaaludena kasutatakse eri kolhoositurgudel sel aruandeperioodil müüdud toiduainete koguseid, baasiperioodi hindade kaaludena aga eri kolhoositurgudel baasiperioodil müüdud toiduainete koguseid. Sel viisil mõjutab nende keskmiste hindade taset toiduainete müükide geograafiline struktuur, mis on erinev aruandeperioodi ja baasiperioodi jooksul. Selgitame seda näite abil.

Olgu antud järgmised andmed kahe toiduaine hindade ja müükide kohta aruande- ja baasiperioodil kahe linna turgudel.

Toiduained	Baasiperiood				Aruandeperiood			
	Linn A		Linn B		Linn A		Linn B	
	Hind	Müüdud kogus	Hind	Müüdud kogus	Hind	Müüdud kogus	Hind	Müüdud kogus
1.	10	1000	8	2000	8	1500	6	4000
2.	3	2000	2	5000	3	2500	1,5	8500

Arvutades hinna indeksi agregaatkujul, mille puhul kaaludena on kasutatud aruandeperioodil müüdud kaupade kogused, saame:

$$I_p = \frac{1\,500\times8+4\,000\times6+2\,500\times3+8\,500\times1{,}5}{1\,500\times10+4\,000\times8+2\,500\times3+8\,500\times2} = \frac{56\,250}{71\,500} =$$

$=0{,}787$ ehk $78{,}7\%$.

See üldindeks näitab hindade üldist alanemist 21,3%. Kuid selles arvus ei peegeldu see asjaolu, et kolhoosisaaduste müük aruandeperioodil linna B turul, kus hinnad olid madalamad, suurenes rohkem kui linna A turul, kus hinnad olid kõrgemad. Tõepoolest, sel ajal kui esimese toiduaine müük linna A turul suurenes ainult poolteist korda (1000 ja 1500), suurenes selle toiduaine müük linna B turul kaks korda (2 000 ja 4 000). Teise toiduaine müük linna A turul kasvas kõigest 1,25 korda (2 000 ja 2 500), linna B turul aga 1,7 korda (5 000 ja 8 500). Selleks et seda arvesse võtta, arvutame kummagi toiduaine keskmised hinnad, kaaludes neid vastavate kogustega.

Esimese toiduaine keskmised hinnad

Baasiperioodil: $\frac{1\,000\times10+2\,000\times8}{1\,000+2\,000} = 8{,}67.$

Aruandeperioodil: $\frac{1\,500\times8+4\,000\times6}{1\,500+4\,000} = 6{,}55.$

Teise toiduaine keskmised hinnad

$$\text{Baasiperioodil:} \quad \frac{2\,000 \times 3 + 5\,000 \times 2}{2\,000 + 5\,000} = 2{,}29.$$

$$\text{Aruandeperioodil:} \quad \frac{2\,500 \times 3 + 8\,500 \times 1{,}5}{2\,500 + 8\,500} = 1{,}84.$$

Nendes keskmistes hindades peegeldus müükide struktuuri muutus, kuna baasiperioodi kohta kasutati kaaludena baasiperioodil müüdud koguseid, aruandeperioodil aga sellel perioodil müüdud koguseid. Arvutame nüüd hinna üldindeksi nende keskmiste hindade alusel, kaaludes neid endisel viisil aruandeperioodil müüdud kogustega (liidame mõlema linna turgudel müüdud toiduainete kogused, kuna keskmised hinnad on arvestatud mõlema linna kohta):

$$I_p = \frac{(1\,500 + 4\,000) \times 6{,}55 + (2\,500 + 8\,500) \times 1{,}84}{(1\,500 + 4\,000) \times 8{,}67 + (2\,500 + 8\,500) \times 2{,}29} = \frac{56\,265}{72\,875} = 0{,}772 \text{ ehk } 77{,}2\,\%.$$

Seega, võttes arvesse nihkeid saaduste müükide geograafilises jaotumises kolhoositurgude vahel, osutus hindade alanemine mõnevõrra suuremaks: mitte 21,3%, vaid 22,8%. See vastab müükide erikaalu suurenemisele aruandeperioodil linna B turul, kus hinnad olid madalamad.

VII PEATÜKK

GRAAFIKUD

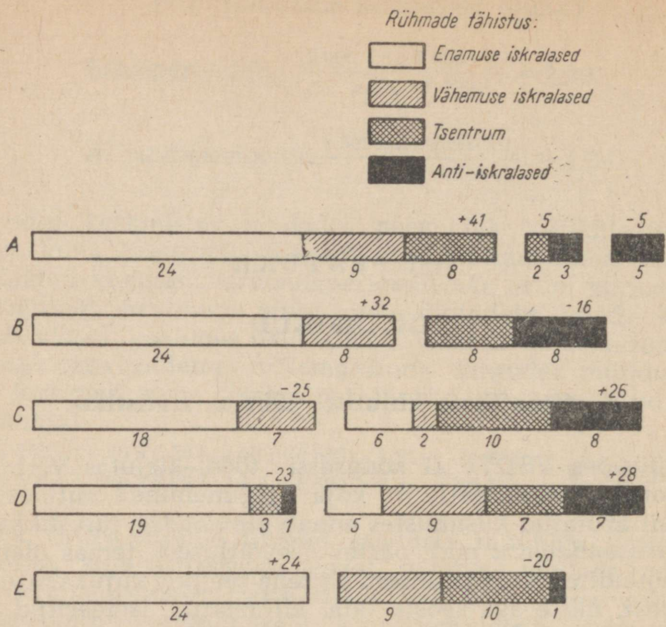
1. Graafiliste kujutiste tähtsus statistikas

Analüüsides VSDTP II kongressi tööd, kirjutas V. I. Lenin: «Meie sotsiaaldemokraatliku koja «jagunemine» mitmesugustes kongressil arutatud küsimustes annab *ainulaadse, täiuslikkuselt ja täpsuselt asendamatu* pildi partei sisevõitlusest, temas olemasolevaist varjunditest ja rühmadest. Et teha see pilt kujukaks, et saada tõelist *pilti*, mitte aga seostamata, killustatud, isoleeritud faktide ja faktikeste hunnikut, et teha lõpp lõputuile ja mõttetuile vaidlustele üksikute hääletuste üle (kes kelle poolt hääletas ja kes keda toetas?), otsustasin katsuda kujutada meie kongressi «jagunemise» *kõiki põhilisi* tüüpe *diagrammi* näol. Niisugune võte näib vististi väga ja väga paljudele veidrana, kuid ma kahtlen, kas võib leida teist esitusviisi, mis tõepoolest üldistaks ja teeks kokkuvõtte, võimalikult täielikumalt ja kõige täpsemalt.» [1] Diagramm, mille koostas V. I. Lenin, kujutas niiviisi parteis esineva võitluse pilti partei teisel kongressil (joonis 6).

Selles tsitaadis räägib V. I. Lenin sellest tähtsusest, mis on graafikute kasutamisel statistikas. Statistik täiendab statistilisi arvusid graafikuga selleks, et näitlikumalt kujutada uuritavat nähtust. Ta läheb sel juhul «kuivade» statistiliste arvude keelelt üle näitlikele kujutistele, joonistele, mis on kergesti arusaadavad ja meelespeetavad.

Me kõik tunneme graafikuid, milledega täiendatakse statistilisi tabeleid ja ridu. Me leiame tabeleid mitte ainult spetsiaalsete statistiliste tööde lehekülgedel, vaid neid kasutatakse ka statistiliste teadaannete laialdase populariseerimise eesmärgil. Kooliruumide seintel võib näha graafikuid, mis piltlikult näitavad õpilaskonna koosseisu, nende õppeedukust jne.; tehase direktori kabinetis me näeme graafikuid, mis näitlikult kujutavad tehase tööd; mitmesuguseid küsimusi puudutavaid graafilisi kujutisi on üles pandud ka meie klubides.

[1] V. I. Lenin, Teosed, 7. kd., lk. 307.



Joonis 6. Üldpilt VSDTP II kongressil toimunud võitlusest. Numbrid, mis on kirjutatud iga «riba» **alla**, kujutavad häälte arvu, mis anti teatud küsimuses ühe või teise rühma esindajate poolt. Numbrid, mis on kirjutatud «ribade» **kohale**, tähistavad häälte üldarvu, mis anti teatud küsimuse **poolt** (kui esineb märk +) või **vastu** (kui esineb märk —) või erapooletute arvu (kui ei ole mingit märki). Tähed A, B, C, D ja E tähistavad mitmesuguseid küsimusi, mille suhtes toimus hääletamine. (Need küsimused on ära toodud V. I. Lenini töö «Üks samm edasi, kaks sammu tagasi» tekstis.)

2. Graafiku mõiste ja graafikute peamised liigid

Kui statistik kujutab graafiliselt oma andmeid, püüab ta graafiku abil näitlikult iseloomustada uuritavat nähtust. Tavaliselt tehakse seda mingisuguste geomeetriliste kujundite abil: punktide, joonte, ristkülikute, ringide abil. Kuid vaatleja peab mõistma, mida tähendavad need punktid, jooned või kujundid. Selleks varustab statistik oma graafiku selgitavate pealkirjadega ja arvuliste andmetega, mis kuuluvad graafiku üksikute osade juurde. Geomeetriliste kujundite, selgitavate pealkirjade ja arvuliste andmete kogum kujutabki endast graafikut.

Graafik on esemete või nähtuste tinglik kujutis, ta on nende sümbol. Järelikult on ta lähedane mitte pildile või joonisele, vaid keelele, milles mõtted samuti leiavad oma väljenduse tinglikes tähistustes (häälikutes, mida ühendatakse sõnadeks, viimased aga lauseteks).

Graafiku tegelikuks autoriks ei ole mitte joonestaja, vaid statistik, kes hästi tunneb neid statistilisi andmeid, mida ta soovib graafiliselt kujutada. Joonestaja on ainult ülesande täitja. Sellepärast peab statistik olema hästi tuttav graafiliste kujutiste konstrueerimise peamiste reeglitega.

Statistiliste andmete graafilisel kujutamisel võivad olla mitmesugused eesmärgid. Tavaliselt püüab statistik graafikute abil näitlikult kujutada: 1) nähtuste ulatusi, võrreldes neid üksteisega, 2) mingi nähtuse struktuuri, 3) nähtuste muutumist ajaliselt, 4) ühe nähtuse olenevust teisest nähtusest, 5) uuritava kogumi liikmete jaotumist mingisuguse tunnuse väärtuste järgi, 6) mingite suuruste territoriaalset jaotumist. Esimest viit ülesannet lahendab statistik niinimetatud *diagrammide* koostamisega, mingite suuruste territoriaalse jaotumise kujutamiseks kasutatakse aga *kartogramme* või *kartodiagramme*

Kartogrammide ja kartodiagrammide iseärasus seisneb selles, et niisuguste diagrammide koostamisel kasutatakse geograafilist kaarti (sellest tulenebki nende nimetus). Mis puutub eriti aga kartodiagrammidesse, siis osutuvad nad kartogrammide eriliigiks, mille iseärasuseks on diagrammide kandmine kaardile. Graafikuid kasutatakse edukalt ka plaaniülesannete täitmise kontrollimise vahendina. Kujud, milledes graafikud võivad olla koostatud, on erakordselt mitmekesised. Graafiku kuju valik oleneb eelkõige kujutatava nähtuse iseloomust. Järgnevalt vaatleme graafikute mõnesuguseid kujusid, mis leiavad statistilises praktikas kõige sagedamat kasutamist.

3. Suuruste võrdlemine

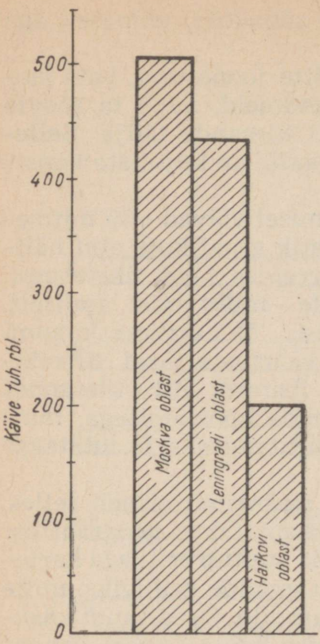
Mitmesuguste suuruste võrdlemiseks kasutatakse kõige sagedamini tulpdiagrammi, üht kõige lihtsamat ja statistikas kõige levinumat graafikute kuju. Tulpdiagrammi ehitamise tehnika on lihtne. Oletame, et on vaja tulpdiagrammi abil kujutada järgmisi andmeid:

Käive ühe jaemüügiettevõtte kohta 1935. aastal (tuh. rbl.)

Moskva oblast	510
Leningradi oblast	437
Harkovi oblast	204

Diagrammi ehitamiseks tuleb esialgu joonestada rõhtjoon, millele hiljem paigutatakse tulbad. Me võrdleme kolme suurust ja seepärast märgime joonele kolm võrdse pikkusega lõiku, mis on meie tulpade alusteks. Selleks, et määrata kindlaks nende tulpade kõrgust, on vajalik valida mastaap, s. o. määrata püstjoone lõigu pikkus, mis joonisel kujutab teatud arvulist suurust.

Olgu käibe iga 50 000 rubla kujutamiseks valitud 7,5 mm pik-



Joonis 7. Käive ühe kaubandusliku jaemüügi üksuse kohta 1935. aastal (tuh. rbl.)

kune lõik. Siis esimese tulba kõrgus, arvestades seda rõhtsast nulljoonest, on 7,7 cm (510 : 50×7,5=76,5), teise tulba kõrgus on 6,6 cm (437 : 50×7,5=65,6) ja kolmanda tulba kõrgus on 3 cm (204 : 50×7,5= =30,3). Mastaap on kujutatud vasakul asuval püstjoonel. Diagrammi varustame kõigi vajalike pealkirjadega, kuna teisiti poleks ta lugejale arusaadav. On soovitav tulbad viirutada.

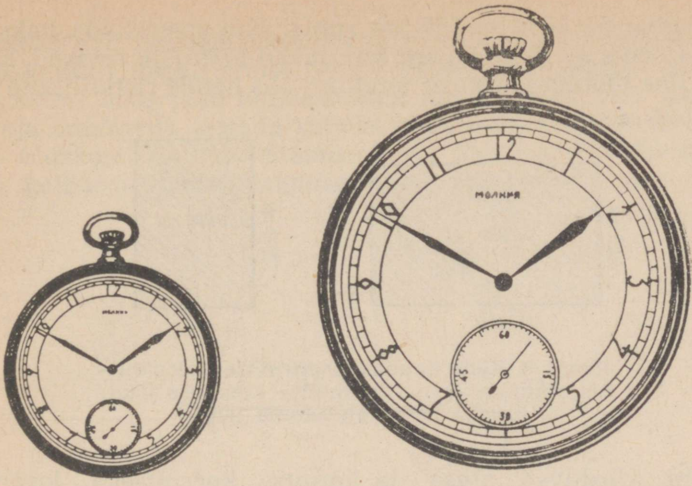
Meie diagramm on järgmise kujuga (joonis 7).

Diagramm on väga lihtne ja näitlik. Niisuguse diagrammi abil saab viia läbi mitmesuguseid vastastamisi ja võrdlemisi.

Suuruste võrdlemiseks kasutatakse samuti ka piltdiagramme, ehk nagu neid veel nimetatakse, kujutisdiagramme. Allpool on toodud niisuguse piltdiagrammi näidis. Diagramm kujutab riiklikes ja kooperatiivkauplustes elanikkonnale müüdud kultuurikaupade müügi kasvu (joonis 8).

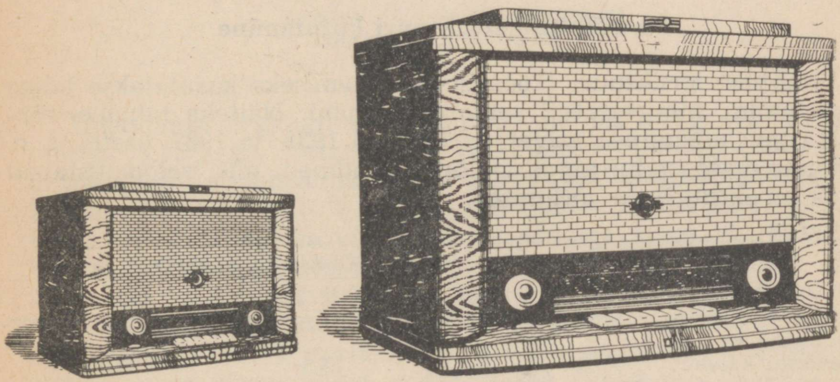
Võrreldes 1940. aastaga, suurenes kellade müük 1950. aastal 3,3 korda. Kuna ringide pindalad suhtuvad üksteisesse nagu nende raadiuste ruudud, siis suurema kella raadius, mis kujutab müükide summat 1950. aastal, on $\sqrt{3,3} = 1,82$ korda suurem kui väiksema kella raadius, mis kujutab müükide summat 1940. aastal. Raadiovastuvõtjate müük suurenes 1950. aastal, võrreldes 1940. aastaga, kuus korda. Risttahukate mahud suhtuvad üksteisesse nagu nende kolme mõõtme korrutised. See nõue on joonisel täidetud. Suurema raadiovastuvõtja, mis kujutab müükide summat 1950. aastal, põhja kõrgus ja laius on 1,82 korda suuremad kui põhja kõrgus ja laius väiksemal raadiovastuvõtjal, mis kujutab müükide summat 1940. aastal. Nende raadiovastuvõtjate kõrguste suhe on samuti 1,82 : 1. Sel viisil on suurema raadiovastuvõtja ruumala 1,82×1,82×1,82=6 korda suurem kui väiksema raadiovastuvõtja ruumala. Kuigi piltdiagrammid ei anna vaatlemisel täiesti õiget muljet kujutatavate esemete suhtelistest mõõdetest, osutuvad nad oma väljendusrikkuse tõttu statistiliste andmete populariseerimise suurepäraseks vahendiks.

Mitmete tunnustega iseloomustatud nähtuste võrdlemise puhul



1940. a. 1950. a.

Kellade müük suurenes 3,3 korda



1940 a. 1950 a.

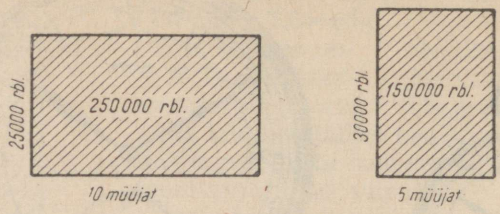
Raadiovastuvõtjate müük suurenes 6 korda

Joonis 8. Kultuurikaupade müügi suurenemine elanikkonnale

kasutatakse diagramme, mida nimetatakse «Varzari märgiks».[1] Olgu meil antud kaks kaubandusettevõtet. Töötajate arv esimeses nendest ettevõtetest on 10, teises — 5. Müüja keskmine jõudlus esimeses ettevõttes võrdus 25 000 rubla, ettevõtte üldise käibe $10 \times 25\,000 = 250\,000$ rubla juures. Müüja keskmine jõudlus teises ettevõttes moodustas 30 000 rubla ja järelikult võrdub ettevõtte

[1] Nimetus on võetud vene teadlase V. E. Varzari nime järgi (tõlkija märkus).

üldine käive 5×30 000=150 000 rubla. Kui joonestada kaks ristkülikut (joonis 9), mille alused kujutavad töötajate arvusid, kõrgused aga ühe töötaja keskmist jõudlust, siis nende ristkülikute pind-



Joonis 9. Kahe kaubandusettevõtte iseloomustus müüjate arvu, ühe müüja keskmise jõudluse ja käibe üldsumma järgi

alad, mis võrduvad aluse ja kõrguse korrutisega, kujutavad endastmõistetavalt ettevõtete käibeid. Sel kombel võimaldas diagramm võrrelda kahe kaubandusettevõtte tööd üheaegselt kolme näitaja osas.

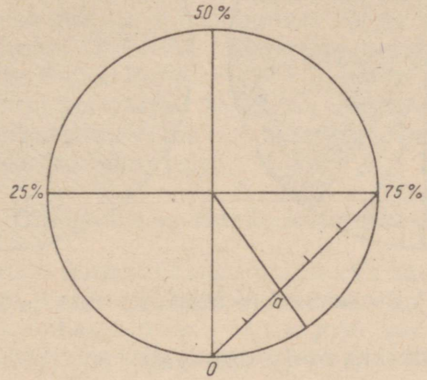
4. Nähtuse struktuuri kujutamine

Nähtuse struktuuri (koostise) kujutamiseks kasutatakse kõige sagedamini niinimetatud sektordiagrammi. Näiteks tahame võrrelda jaekaubanduse käivete struktuuri 1932. ja 1937. aastal, s. o. esimese viisaastaku algul ja lõpul. Andmed, mis iseloomustavad seda struktuuri, on järgmised:

Näitajad	Üldise käibe protsentides	
	1932. a.	1937. a.
Jaevõrgu käive	74,5	80,6
Ühiskondliku toitlustamise käive	10,0	7,0
Kolhoosituru kaubanduse käive	15,5	12,4
Kokku	100,0	100,0

Joonis 10 selgitab niisuguse diagrammi koostamise tehnikat.

Oletame, et ringi pindala vastab jaekäibe 100%-le 1932. aastal. Jättes tähele panemata niisugust väikest suurust, nagu seda on 0,5%, võib arvestada, et jaevõrgu käive 1932. aastal moodustas 75% üldisest jaekäibest, ühiskondliku toitlustamise võrgu käive 10% ja kolhoosituru kaubanduse käive — 15%. Ring tuleb jaotada sektoriteks (sellest tulenebki nimetus — sektordiagramm), mis vastavad üldise jaekäibe eri liikide käivete osatähtsustele. On lihtne leida sektor, mis vastab 75%-le (jaevõrgu käibe osatähtsus üldisest käibest); selleks tuleb jaotada ring kahe vastastikku ristioleva diameetri abil neljaks sektoriks ja võtta kolm nendest sektoritest. Ühiskondliku toitlustamise võrgu käibe ja kolhoosi-turukaubanduse käibe jaoks jääb neljas sektor, mis kujutab 25%. See sektor on vaja omakorda jaotada kaheks ja seejuures ebavõrdseks osaks, kuna ühiskondliku toitlustamise käive moodustab üldisest käibest 10%, kolhoosi-turukaubanduse käive aga 15%.

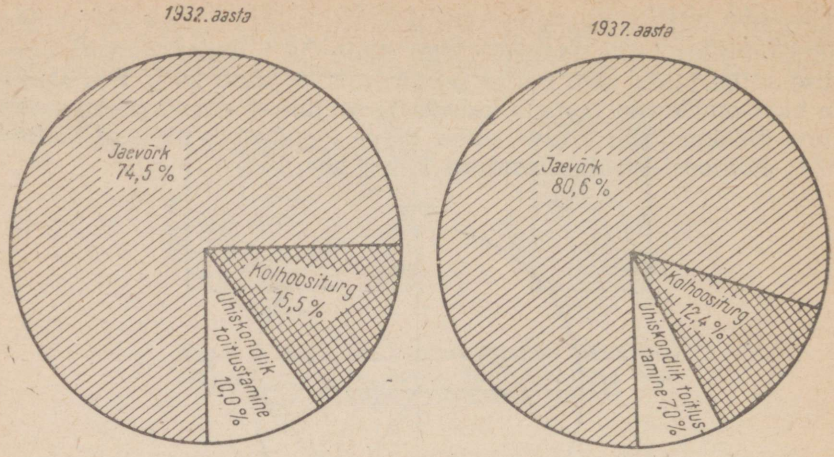


Joonis 10. Sektordiagrammi konstrueerimise tehnika

Ühendame sirglõigu abil punktid, mis on märgitud vastavalt nulliga ja 75%-ga. Jaotame selle lõigu viieks võrdseks osaks. Kuna ühiskondliku toitlustamise käive suhtub kolhoosi-turukaubanduse käibesse nagu 2 : 3 (10% : 15%), siis tuleb esimese käibe kujutamiseks võtta kaks osa viiest, teise jaoks aga kolm osa. Sirglõigu kaheks ja kolmeks osaks jaotamine ongi tehtud punkti a abil. Tõmbame läbi selle punkti raadiuse. Sektor, mis asetseb sellest raadiusest paremal pool, vastab ligikaudu kolhoosi-turukaubanduse käibe osatähtsusele (15%), vasakul pool asetsev sektor aga ühiskondliku toitlustamise võrgu käibe osatähtsusele (10%).

Selleks, et kujutada 1937. aasta andmeid, joonistame sama raadiusega teise ringi ja jaotame ta sektoriteks vastavalt jaekaubanduse eri liikide osatähtsustele üldises käibes. Viirutame sektorid nii ühes kui ka teises ringis. Tulemusena saame joonisel 11 toodud diagrammi.

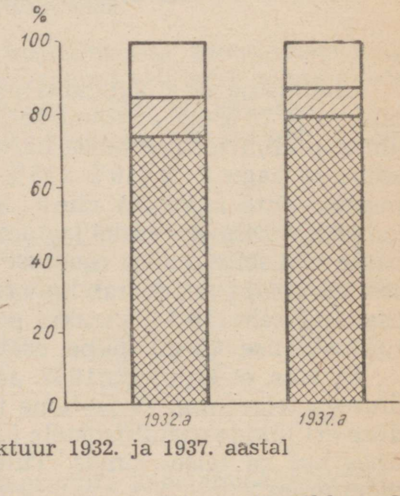
Nõnda konstrueeritakse sektordiagrammi, kui meil ei ole käepärast malli. Kui aga mall on olemas, siis on diagrammi konstrueerimine palju lihtsam. Malli kaar, mis sisaldab 180°, vastab diagrammi koostamisel endastmõistetavalt 50%-le, iga 3,6° aga ühele protsendile (180 : 50 = 3,6). Järelikult tuleb malli abil sektori leidmisel, mis vastab 1932. aasta jaekaubanduse üldises käibes jaevõrgu käibe 75%-lisele erikaalule, mõõta kaar 270° (75×3,6 = 270), sektorite jaoks, milledele vastavad aga ühiskondliku toitlustamise võrgu käibe (10%) ja kolhoosi-turukaubanduse käibe (15%) eri-

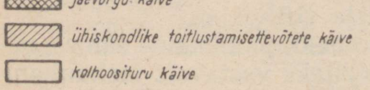


Joonis 11. Jaekaubakäibe struktuur 1932. ja 1937. aastal

kaalud, mõõdame kaared vastavalt 36° (10×3,6=36) ja 54° (15×3,6=54).

Nähtuste struktuuri kujutamiseks kasutatakse mõnikord ka meile juba tuttavat tulpdiagrammi. V. I. Lenini poolt koostatud diagramm (vt. eespool, lk. 108) kujutab näidet nähtuse struktuuri kujutamisel tulpdiagrammi kasutamisest ribade





Joonis 12. Jaekaubakäibe struktuur 1932. ja 1937. aastal

(tulpade) rõhtsa paigutusega. Eri ribade (tulpade) osade pikkused vastavad sellel diagrammil häälte arvudele, mis anti partei II kongressil mitmesuguste küsimuste hääletamisel *poolt* või *vastu*.

Sektordiagrammi asemel võime 1932. ja 1937. aasta jaekaubanduse struktuuri kujutada samuti tulpdiagrammi abil. Joonisel 12 on kujutatud kaks tulpa, mis on ühesuguse kõrgusega, ja kumbki kujutab 100 protsenti. Tulpade tihedalt viirutatud alumised osad kujutavad jaevõrgu käibe osatähtsust üldises käibes, keskmised osad kujutavad ühiskondliku toitlustamise võrgu käibe osatähtsust, ülemised osad kujutavad aga kolhoosi-turukaubanduse käibe osatähtsust.

Niisuguste diagrammide koostamise tehnika on lihtne. Vasakul on antud mastaap, mis näitab, et tulpade kõrgus võrdub 100%-ga. Kasutades seda mastaapi, määrasime kindlaks esimese osa kõrguse esimeses tulbas, mis kujutab jaekaubandust 1932. aastal. Selle esimese osa kõrgus on 74,5% — niisugune on jaevõrgu käibe osatähtsus. Kuna ühiskondliku toitlustamise võrgu käibe osatähtsus 1932. aastal moodustas 10%, siis tulba teise ja kolmanda osa piiri määrasime kindlaks 84,5% kõrgusel (74,5% + 10% = 84,5%). Tulba ülemine järelejäänud osa vastab 15,5%-le (100% — 84,5% = 15,5%), see on kolhoosikaubanduse käibe osatähtsusele. Samasugusel viisil on jaotatud osadeks ka teine tulp.

5. Dünaamiliste ridade kujutamine

Mistahes nähtuste dünaamika kujutamiseks kasutatakse tavaliselt joondiagrammi, kuid mõnikord kasutatakse ka tulpdiagrammi. Tuleb eelistada joondiagramme, kuna joon osutub sobivamaks pidevalt aja jooksul kulgevate muutumiste graafiliseks kujutamiseks.

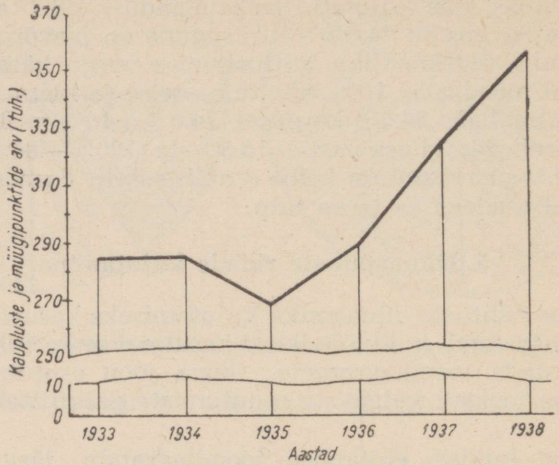
Vaatame, kuidas ehitatakse joondiagramm järgmises näites. Viienda peatüki esimeses paragrahvis olid toodud järgmised jaevõrgu dünaamikat iseloomustavad andmed:

Aastad	Riikliku ja kooperatiivkaubanduse jaemüügi võrk (kaupluste ja müügipunktide arv) aasta lõpuks
1933	285 355
1934	286 236
1935	268 713
1936	289 473
1937	327 361
1938	356 930

Kujutame selle arvude rea joondiagrammi abil.

Selleks et joondiagrammi koostada, on vaja kõigepealt joonestada niinimetatud koordinaatteljed: rõhtsirge — abstsisstelg ja püstsirge — ordinaattelg (vt. joonis 13). Abstsissteljele märgime kuus punkti, mis vastavad kuuele ajamomendile, millede kohta andmed on toodud. Punktid on märgitud üksteisest võrdsetele kaugustele, kuna meie näites on andmed toodud võrdsete ajavahemike tagant — iga aasta lõpuks. Ordinaattelg oma jaotustega on mastaabiks.

Meie joonis on nagu katki rebitud: mastaabil läheb arvestus nullist kuni 10 000-ni, seejärel aga pärast katkemist juba alates 250 000-st. Niisugune joonisest osa väljalõikamine on tehtud sellepärast, et isegi kõige väiksem arv meie andmete hulgast asetseb nullist liiga kaugel (269 000 kaubanduslikku üksust 1935. aasta lõpuks). Sel kombel oleks meil tulnud valida sel juhul, kui pidada pidevat arvestust nullist alates, väga väike mastaap, et mitte liialt suureks ajada oma graafiku kõrgust. Kuid siis ei oleks graafikul esinevad kõvera käänakud küllalt selgelt kujutatud.



Joonis 13. Jaemüügi võrgu dünaamika

Abstsissteljele märgitud punktidest on püstitatud vastavalt mastaabile püstlõigud, mis kujutavad kaubanduslike üksuste arvu iga aasta lõpuks (ümardatult tuhandeteni). Nende püstlõikude otsad on ühendatud sirglõikudega. Saadud murdjoon kujutabki jaekaubanduse võrgu suuruse dünaamikat.

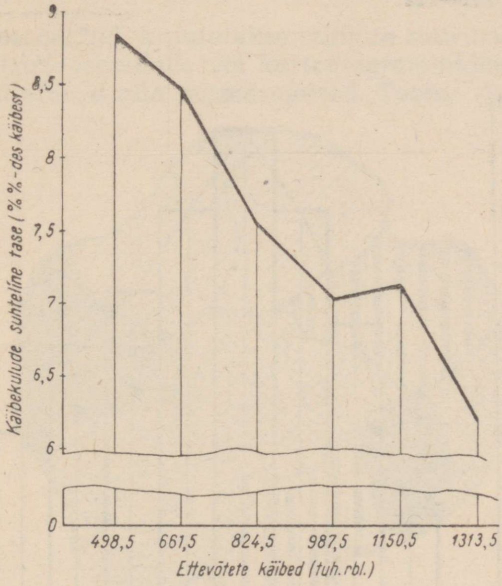
Täpselt samasugusel viisil, nagu praegu esitatud joondiagramm, olid koostatud ka joonised 1, 2, 3, 4 ja 5 viienda peatüki neljandas ja viiendas paragrahvis.

6. Nähtuste vahelise olenevuse kujutamine

Ühe nähtuse olenevust teisest nähtusest kujutatakse tavaliselt joondiagrammi abil. Olgu vaja kujutada graafiliselt käibekulude suhtelise taseme muutumist seoses jaemüügi kaubandusettevõtete käivete suurenemisega. Need andmed on toodud lk. 32. Need on järgmised:

Ettevõtete rühmad käibe suuruse järgi (tuh. rbl.)	Käibekulude suhteline tase (%-des käibest)
417 kuni 580	8,9
581 „ 743	8,5
744 „ 906	7,6
907 „ 1069	7,1
1070 „ 1232	7,2
1233 „ 1395	6,3

Abstsissteljele kanname kuus punkti, mis on üksteisest võrdsetel kaugustel. Need punktid vastavad variantide intervallide kuuele keskmisele väärtusele: 498,5; 661,5; 824,5; 987,5; 1150,5 ja 1313,5. Ordinaattelge kasutatakse käibekulude suhtelise taseme mastaabina. Meie diagramm on jälle vahepeal katkestatud, kuna vastasel korral asetseks kõver liiga kaugel abstsissteljest (joonis 14).



Joonis 14. **Käibekulude suhtelise taseme olenevus ettevõtte käibest**

Diagrammil on selgelt kujutatud käibekulude suhtelise taseme järkjärguline alanemine seoses ettevõtete käivete suurenemisega.

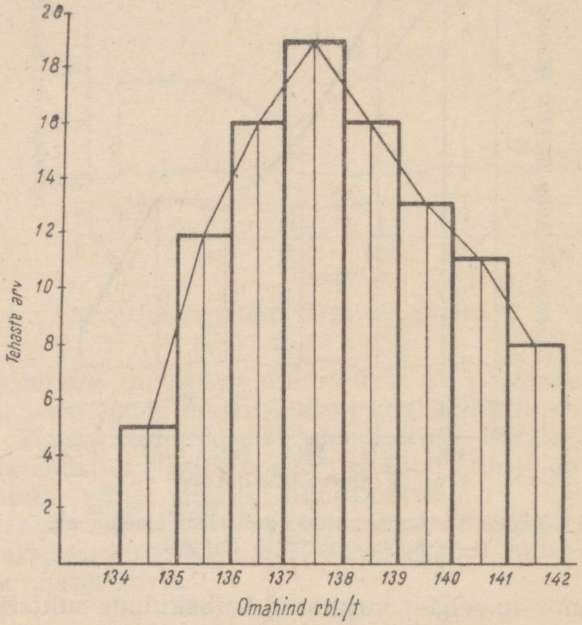
7. Jaotusrea graafiline kujutamine

Kogumi liikmete mingi tunnuse väärtuste järgi jaotumise kujutamiseks kasutatakse nii tulpdiagrammi kui ka joondiagrammi. Esimest neist nimetatakse *jaotuse histogrammiks.*

Kujutame diagrammina järgmised andmed, mis esitavad 100 leivatehase jaotumist 1 tonni leiva küpsetamise omahinna järgi (vt. lk. 118).

Kui kanname rõhtsale nulljoonele (abstsissteljele) kaheksa võrdset lõiku ja neile kui alustele ehitame vastavalt sobivalt valitud mastaabile kaheksa tulpa, siis saamegi jaotuse histogrammi (joonis 15). See histogramm kujutab näitlikult, kuidas jaotusid

1 tonni leiva küpsetamise omahind (rbl.)	Tehaste arv
134—135	5
135—136	12
136—137	16
137—138	19
138—139	16
139—140	13
140—141	11
141—142	8
	100



Joonis 15. 100 leivatehase jaotumine 1 tonni leiva küpsetamise omahinna järgi

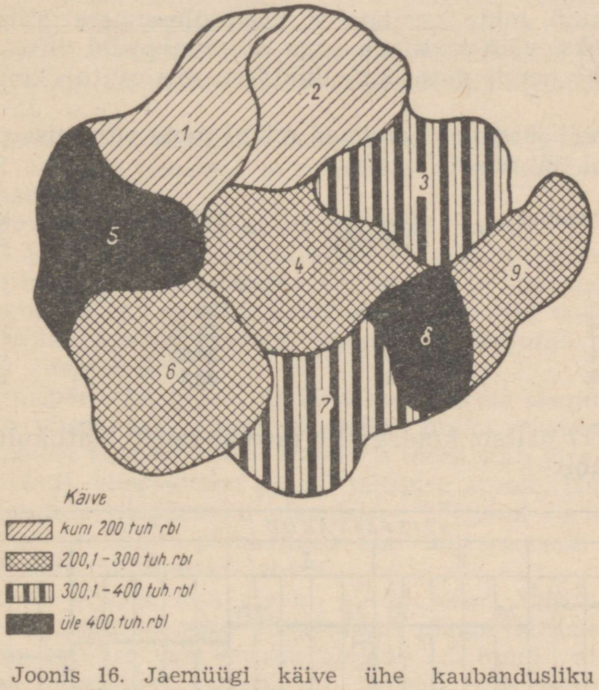
kõik 100 tehast 1 tonni leiva küpsetamise omahinna järgi. Tehaste arv, mis tootsid leiba ühe ja sama omahinnaga, on kujutatud vastava kõrgusega tulba abil.

Kui ühendame tulpade ülemiste otste keskpunktid sirglõikude abil, siis saame murdjoone, mida nimetatakse *jaotuskõveraks.*

Joonisel kujutasime nii jaotuse histogrammi kui ka jaotuskõvera. Jaotuskõver on saadud histogrammi ümberkujundamise tulemusena. Kogumi liikmete jaotumise kujutamiseks uuritava tunnuse väärtuste järgi valitaksegi tavaliselt emb-kumb nendest graafikutest. Kui oleksime tahtnud kujutada oma andmeid jaotuskõverana ja mitte kasutada seejuures histogrammi, oleks abstsissteljele tulnud märkida üksteisest võrdsetel kaugustel asetsevate punktide abil intervallide keskkohad, s. o. 134,5 rbl., 135,5 rbl. jne. Nendest punktidest püstitaksime püstlõigud, millede pikkused valitud mastaabis kujutaksid sagedusi, ja nende püstlõikude ülemised otspunktid ühendaksime sirglõikudega. Selle tulemusena saaksime sama murdjoone, mis on kujutatud meie joonisel.

8. Suuruste territoriaalse jaotumise kujutamine

Nagu juba öeldud, kujutatakse mingite suuruste jaotumist territooriumil *kartogrammide* või *kartodiagrammidena*. Nende graafikute kujud võivad olla mitmesugused. Toome siinjuures näitena



Joonis 16. Jaemüügi käive ühe kaubandusliku üksuse kohta oblasti üheksas rajoonis

ainult ühe nendest kujudest, niinimetatud *toonilise diagrammi*, milles uuritava nähtuse territoriaalset jaotumist iseloomustatakse tooniliste vahendite — *värvide* või *viirutuste* abil. Tooniline kartogramm on kartogrammide üheks kõige levinumaks liigiks.

Oletame, et on tarvis kartogrammi abil kujutada andmeid leheküljel 120.

Kasutame nende nelja rajoonide rühma jaoks erinevaid viirutamise viise (nagu see on näidatud joonisel 16). Joonistame üheksa uuritava rajooni piirid ja katame iga rajooniala vastava viirutu-

Jaemüügi käive ühe kaubandusliku üksuse kohta (tuh. rbl.)

Käive	Oblasti rajooni nr.
kuni 200	1, 2
200,1 kuni 300	4, 6, 9
300,1 „ 400	3, 7
üle 400	5, 8

sega. Kartogramm kujutab väga näitlikult käibe suuruste jaotumist rajoonide järgi.

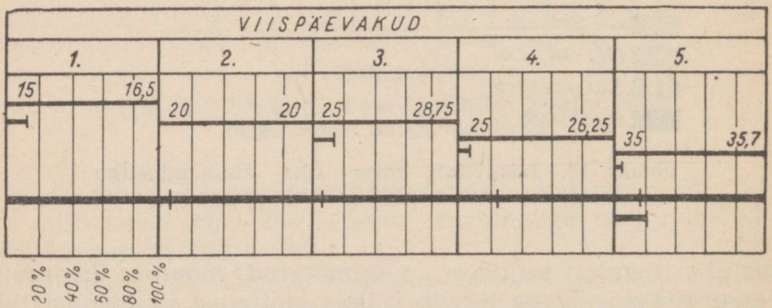
9. Plaani täitmise graafik

Graafikuid, mida kasutatakse plaaniülesannete täitmise käigu kujutamiseks, võib koostada väga mitmesugustel viisidel. Toome siin ära ühe nende graafikute liikidest, mis osutub kõige levinumaks.

Olgu meil järgmised andmed mingi toote varumise plaanist ja selle plaani täitmisest:

Viispäevakud	Plaan (tonnid)	Täitmine (tonnid)	%%-des plaani suhtes
1.	15	16,5	110
2.	20	20	100
3.	25	28,75	115
4.	25	26,25	105
5.	35	35,7	102

Joonis 17 näitab, kuidas võib neid andmeid näitlikult kujutada graafiku abil.



Joonis 17.

Graafik on jaotatud viieks osaks, mis vastavad viiele viispäevakule, mille kohta andmed on toodud. Iga niisugune osa on omakorda jaotatud viieks võrdseks osaks, mis vastavad antud viispäevaku plaani täitmisele 20, 40, 60, 80 ja 100% ulatuses. Ülemine peen joon kujutab plaani täitmist iga viispäevaku jooksul. Nii oli varumise plaan esimesel viispäevakul 15 tonni, varuti aga 16,5 tonni, s. o. 110 % plaanist. Graafikul on tõmmatud peen joon graafiku selle osa kogu ulatuses, mis vastab esimesele viispäevakule, kusjuures see joon väljendab plaani 100 %-list täitmist; peale selle on allpool joonestatud veel üks täiendav peen joon, mis kujutab 10 %-list plaani ületamist. Teise viispäevaku kestel täideti plaan 100 %-liselt. Seda kujutabki peen joon, mis läbib graafiku teise osa kogu laiuse. Kolmanda viispäevaku plaan oli 25 tonni, varuti aga 28,75 tonni, s. o. 115 % plaanist. See plaani ületamine 15 % võrra on jällegi kujutatud täiendavalt lühikese sirglõigu abil. Neljanda ja viienda viispäevaku ulatuses osutus varumise plaan samuti ületatuks: neljandal viispäevakul varuti 26,25 tonni plaanilise 25 tonni asemel, s. o. 105 % plaanist, viiendal viispäevakul aga 35,7 tonni plaanilise 37 tonni asemel, s. o. 102 % plaanist. See plaani ületamine 5 % neljandal viispäevakul ja 2 % viiendal viispäevakul on samuti näidatud graafikul täiendavate peente lõikude abil.

Kuid peale viispäevakute kaupa plaani täitmise on graafikul kujutatud alumise rasvase joone abil veel plaani täitmise käik järgsummades.

Esimese viispäevaku plaan oli 15 tonni, varuti aga 16,5 tonni. Ületatud 1,5 tonni võib endastmõistetavalt arvata teise viispäevaku plaani täitmise arvele. Järgmise viispäevaku plaanist, mis on 20 tonni, moodustab see 1,5 tonni ehk 7,5 %. See ongi graafikul näidatud põikkriipsuga rasvasel joonel, mis kujutab plaani täitmist teisel viispäevakul.

Teise viispäevaku plaan oli 20 tonni. Varuti samuti 20 tonni. Kuid selle viispäevaku plaani täitmise hulka arvestati veel 1,5 tonni esimesest viispäevakust. Need 1,5 tonni võib järelikult võtta juba kolmanda viispäevaku plaani täitmise arvele. Nad moodustavad kolmanda viispäevaku plaanist — 25 tonni — 6 %. Ka see on näidatud graafikul põikkriipsu abil läbi rasvase joone, mis läbib kolmanda viispäevaku lahtrit.

Kolmanda viispäevaku plaan oli 25 tonni. Varuti aga 28,75 tonni. Peale selle on selle viispäevaku plaani täitmisele juurde arvatud ka eelmise viispäevaku ülejääk 1,5 tonni ulatuses. Sel kombel on kolmanda viispäevaku jooksul üle plaani varutud 5,25 tonni, mida võib kanda üle järgmise, neljanda, viispäevaku plaani täitmise arvele. Need 5,25 tonni moodustavad selle viispäevaku plaanist — 25 tonni — 21 %. See on märgitud põikkriipsuga rasvasel joonel neljanda viispäevaku lahtris.

Neljanda viispäevaku plaan oli 25 tonni. Varuti 26,5 tonni. Peale selle oli arvestatud neljanda viispäevaku sisse eelmise viispäevaku ülejääk 5,25 tonni suuruses. Sellepärast on neljanda viispäevaku kogu ülejääk võrdne 6,5 tonniga. See ülejääk, mis tuleb juba lugeda viienda viispäevaku plaani täitmise arvele, moodustab selle viispäevaku plaanist — 36 tonni — 18,6 %. Ka see on graafikul märgitud.

Ja lõpuks, viienda viispäevaku plaan — 35 tonni — osutus 7,2 tonni võrra ületatuks: 0,7 tonni varuti üle plaani selle viispäevaku jooksul, kuid eelmisest viispäevakust tuli juurde selle plaani täitmise arvele 6,5 tonni. Need 7,2 tonni moodustavad viienda viispäevaku plaanist 20,6 %. See ongi kujutatud graafikul täiendavalt lühikese rasvase joonega viienda viispäevaku lahtris.

VIII PEATÜKK

VARIATSIOONI MÕÕT

1. Keskmine ruuthälve ja variatsioonikoefitsient

Mitmesuguste nähtuste uurimisel statistilise meetodi abil kerkib sageli esile küsimus uuritava kogumi liikmete mingi tunnuse väärtuste kõikumise (variatsiooni) mõõtmisest. Kui kõneleme näiteks, et teraviljasaak antud kolhooside rühmas ei ületa 20 tsentnerit, kuid ei lange ka madalamale 15 tsentnerist hektarilt, samal ajal kui saak teises rühmas kõigub 12 ja 24 tsentneri vahel hektarilt, siis tahame sellega iseloomustada viljasaagi kõikumist kolhoosides. Täpselt samasugust ülesannet lahendame, öeldes näiteks, et antud töötajate kollektiivi 1000-rublase keskmise palga juures kuni 40% töötajaist teenivad üle selle keskmise palga. Ka siin pidasime silmas palga suuruse kõikumise iseloomustamist.

Matemaatilises statistikas, mille küsimuste enamik on seotud uuritava kogumi liikmete tunnuse väärtuste kõikumise (variatsiooni) mõõtmisega, on selle kõikumise näitaja või variatsiooni mõõt palju keerulisem kui äsja toodud arvutused, mida statistik tihti kasutab oma praktikas. Selleks näitajaks matemaatilises statistikas on *keskmine ruuthälve*, mis iseloomustab tunnuse üksikute väärtuste *keskmist hälbimist nende aritmeetilisest keskmisest.*

Demonstreerime keskmise ruuthälbe arvutamise käiku järgmise näite abil. Saja teeproovi keemilise analüüsi tulemusena saadi järgmised andmed, mis iseloomustavad ekstraktiivsete ainete (s. o. vees lahustuvate ainete) protsentuaalset sisaldust tees.

Ekstraktiivsete ainete protsentuaalne sisaldus	Teeproovide arv
27 kuni 28,99	3
29 „ 30,99	10
31 „ 32,99	15
33 „ 34,99	24
35 „ 36,99	31
37 „ 38,99	8
39 „ 40,99	4
41 „ 42,99	3
43 „ 44,99	2
	100

Selle rea aritmeetiline keskmine on 34,74. Küsitakse: kuidas kõigub ekstraktiivsete ainete protsentuaalne sisaldus nendes teeproovides?

Nagu juba öeldud, iseloomustab keskmine ruuthälve tunnuse üksikute väärtuste keskmist hälbimist aritmeetilisest keskmisest. Järelikult tuleb kõigepealt leida need tunnuse üksikute väärtuste hälbed. Kuna meie reas variandid on esindatud intervallidega, teisendame neid, võttes kasutusele intervallide keskväärtused — 28, 30, 32, 34, 36, 38, 40, 42, 44. Seega tunnuse üksikute väärtuste hälbed aritmeetilisest keskmisest on järgmised:

$$\begin{array}{ll}
28-34{,}74=-6{,}74 & 38-34{,}74=3{,}26 \\
30-34{,}74=-4{,}74 & 40-34{,}74=5{,}26 \\
32-34{,}74=-2{,}74 & 42-34{,}74=7{,}26 \\
34-34{,}74=-0{,}74 & 44-34{,}74=9{,}26 \\
36-34{,}74=1{,}26 &
\end{array}$$

Saime tunnuse üksikute väärtuste hälbed aritmeetilisest keskmisest esimeses astmes. Kuid vastavalt matemaatilise statistika teooriale ei tule keskmise hälbe näitaja arvutamisel opereerida mitte hälvete esimeste, vaid teiste astmetega. Seepärast tõstame kõik hälbed ruutu.

$$\begin{array}{ll}
(-6{,}74)^2=45{,}4276 & 3{,}26^2=10{,}6276 \\
(-4{,}74)^2=22{,}4676 & 5{,}26^2=27{,}6676 \\
(-2{,}74)^2=7{,}5076 & 7{,}26^2=52{,}7076 \\
(-0{,}74)^2=0{,}5476 & 9{,}26^2=85{,}7476 \\
1{,}26^2=1{,}5876 &
\end{array}$$

Arvutame nüüd nende hälvete ruutude keskmise, kaaludes neid proovide arvuga:

$$\begin{array}{ll}
45{,}4276\cdot 3=136{,}2828 & 10{,}6276\cdot 8=85{,}0208 \\
22{,}4676\cdot 10=224{,}6760 & 27{,}6676\cdot 4=110{,}6704 \\
7{,}5076\cdot 15=112{,}6140 & 52{,}7076\cdot 3=158{,}1228 \\
0{,}5476\cdot 24=13{,}1424 & 85{,}7476\cdot 2=171{,}4952 \\
\hline
1{,}5876\cdot 31=49{,}2156 & 1061{,}24
\end{array}$$

Tunnuse väärtuste aritmeetilise keskmise suhtes võetud hälvete keskmine ruut võrdub $1061{,}24 : 100 = 10{,}6124$. Võttes saadud arvust ruutjuure, leiamegi keskmise ruuthälbe

$$\sqrt{10{,}6124} = \pm\, 3{,}26.$$

Keskmine ruuthälve, samuti kui aritmeetiline keskminegi, on nimega arv. Keskmise ruuthälbe väärtuse ees on kaks märki — pluss ja miinus, mis näitab, et hälbed aritmeetilisest keskmisest on võetud mõlemale poole. Seega võime ütelda, et kui meie teeproovid sisaldavad ekstraktiivseid aineid keskmiselt 34,74%, siis keskmine hälve sellest keskmisest moodustab ühele või teisele poole 3,26%.

Tuletame nüüd valemi keskmise ruuthälbe arvutamiseks. Tähistades $x_1, x_2, \ldots, x$ abil tunnuse üksikuid väärtusi (s. o. ekstraktiivsete ainete protsentuaalseid sisaldusi teeproovide eri rühmades), $x_1-\bar{x}, x_2-\bar{x}, \ldots, x_k-\bar{x}$ abil tunnuse üksikute väärtuste hälbeid aritmeetilisest keskmisest ja $f_1, f_2, \ldots, f_k$ abil teeproovide arvu, millel on üks või teine ekstraktiivsete ainete protsentuaalne sisaldus, võib esitada keskmise ruuthälbe valemi järgmisel kujul (tähistades selle näitaja väikese kreeka tähega «sigma»):

$$\sigma = \sqrt{\frac{(x_1-\bar{x})^2 f_1 + (x_2-\bar{x})^2 f_2 + \ldots + (x_k-\bar{x})^2 f_k}{f_1+f_2+\ldots+f_k}} = \sqrt{\frac{\Sigma(x-\bar{x})^2 f}{\Sigma f}}.$$

Vastavalt sellele valemile on keskmise ruuthälbe arvutamise käik järgmine. Tuleb: 1) leida tunnuse väärtuste aritmeetiline keskmine, 2) leida tunnuse iga väärtuse hälve aritmeetilisest keskmisest, kasutades selleks variantide asemel nende intervallide keskväärtusi, kui variandid on esitatud intervallidega, 3) tõsta leitud hälbed ruutu, 4) korrutada hälvete ruudud nende hälvete esinemise arvuga, s. o. sagedusega, ja saadud korrutised liita, 5) hälvete ruutude summa jagada rea liikmete üldarvuga ja jagatisest leida ruutjuur.

Arvutame oma rea jaoks uuesti keskmise ruuthälbe, paigutades kõik arvutused ühte tabelisse.

Ekstraktiivsete ainete protsentuaalne sisaldus	Intervallide keskväärtused	Teeproovide arv	Tunnuse üksikute väärtuste hälbed aritmeetilisest keskmisest	Hälvete ruudud	Hälvete ruutude ja proovide arvude korrutised
	x	f	$(x-\bar{x})$	$(x-\bar{x})^2$	$(x-\bar{x})^2 f$
27 ... 28,99	28	3	−6,74	45,4276	136,2898
29 ... 30,99	30	10	−4,74	22,4676	224,6760
31 ... 32,99	32	15	−2,74	7,5076	112,6140
33 ... 34,99	34	24	−0,74	0,5476	13,1424
35 ... 36,99	36	31	1,26	1,5876	49,2156
37 ... 38,99	38	8	3,26	10,6276	85,0208
39 ... 40,99	40	4	5,26	27,6676	110,6704
41 ... 42,99	42	3	7,26	52,7076	158,1228
43 ... 44,99	44	2	9.26	85,7476	171,4952
	$\bar{x}=34,74$	100			1 061,24

Hälvete ruutude summa, s. o. $\Sigma(x-\bar{x})^2 f$, võrdub 1 061,24. Keskmise ruuthälbe leiame ülaltoodud valemi abil:

$$\sigma \sqrt{\frac{\Sigma(x-\bar{x})^2 f}{\Sigma f}} = \sqrt{\frac{1\,061,24}{100}} = \pm 3,26.$$

Missugune on meie teeproovides ekstraktiivsete ainete protsentuaalse sisalduse variatsiooni aste? Kas ekstraktiivsete ainete sisaldus kõigub tugevasti või, vastupidi, tähtsusetult?

Et sellele küsimusele vastata, tuleb tunnuse üksikute väärtuste aritmeetilise keskmise suhtes arvutatud keskmise hälbe absoluutväärtus, s. o. keskmine ruuthälve, muuta suhteliseks suuruseks. Seda suhtelist suurust, mis iseloomustab tunnuse väärtuste kõikumuse (variatsiooni) astet, nimetatakse *variatsioonikoefitsiendiks* ja ta kujutab endast keskmise ruuthälbe ja aritmeetilise keskmise protsentuaalset suhet. Meie juhtumil võrdub variatsioonikoefitsient

$$v = \frac{\sigma}{x} \cdot 100\% = \frac{3{,}26}{34{,}74} \cdot 100\% = 9{,}4\%.$$

Nüüd saame vastata ülalesitatud küsimusele. Ekstraktiivsete ainete sisaldus meie teeproovides kõigub küllaltki märgatavalt.

Variatsioonikoefitsiendi arvutamine osutub hädatarvilikuks neil juhtudel, kui võrreldakse tunnuse väärtuste kõikumust mitmesugustes statistilistes ridades. Oletame, et tehti veel 100 teeproovi (näiteks teisest sordist) keemiline analüüs. Selgus, et ekstraktiivsete ainete keskmine protsentuaalne sisaldus nendes uutes proovides on 40,9 ja keskmine ruuthälve 3,27. Küsitakse, missuguse teeproovide rühma ekstraktiivsete ainete sisalduse kõikumuse aste on kõrgem? Kuigi keskmiste ruuthälvete suurused mõlemas rühmas on peaaegu ühesugused: 3,26 ja 3,27, osutub ekstraktiivsete ainete sisalduse kõikumise aste teises teeproovide rühmas madalamaks. See on tingitud asjaolust, et hälvete absoluutväärtuste võrdsuse kõrval on tunnuse väärtused teises rühmas üldse suuremad kui esimeses: ekstraktiivsete ainete keskmine sisaldus on siin 40,9, kuna esimeses rühmas oli see 34,74. Ekstraktiivsete ainete sisalduse kõikumise väiksemat astet teises proovide rühmas näitabki variatsioonikoefitsient, mis on siin ainult $(3{,}27 : 40{,}9) \cdot 100\% = 8\%$ esimese rühma $9{,}4\%$ asemel.

2. Keskmise ruuthälbe arvutamine «esialgse keskmise» meetodil

Eelmises paragrahvis on toodud keskmise ruuthälbe valem ja näidatud selle näitaja arvutamise käik. Kuid praktikas arvutatakse keskmist ruuthälvet harva näidatud viisil, kuna see viis sisaldab teatavaid ebamugavusi. Tõepoolest, selleks et arvutada keskmist ruuthälvet näidatud viisil, tuleb algul leida aritmeetiline keskmine. See tehe ise võib juba tekitada raskusi, kui rida on pikk ja tema variandid avalduvad mitmekohaliste arvudena. Nendest mitmekohalistest arvudest saadakse ka mitmekohaline keskmine, millest tunnuse üksikute väärtuste hälbed on samuti mitmekohalised arvud. Lõpuks, tõstes hälbed ruutu ja korrutades neid sagedustega, suurenevad arvud, millega meil edaspidi tegemist on, veel rohkem. Toodud näites tegelesime seitsmekohaliste arvudega. Kuid on võimalikud juhtumid, kus arvud osutuvad üheksa- ja kümnekohalisteks.

Kuidas saaks lihtsustada keskmise ruuthälbe arvutamist?

Kujutleme kokkuleppeliselt aritmeetilise keskmise asemel mingit arvu, millest oleks mugav lugeda tunnuse väärtuste hälbeid. Niisuguse «esialgse keskmisena» hälvete lugemiseks (siit tuleneb ka arvutusviisi nimetus; seda nimetatakse samuti ka «tingliku keskmise» meetodiks) on kõige parem võtta mingi variant rea keskelt. Sel juhul on hälvete väärtused väikesed ja reeglina täisarvud. Tähistades niisugust esialgset keskmist tähega A, saame hälbed esialgsest keskmisest $x—A$ kujul. Juhul kui kõik intervallid, milledes on avaldatud variandid, on võrdsed, osutub soovitavaks arvutuste mugavuse huvides kõik hälbed jagada intervalli pikkusega. Tähistame niisuguseid intervalli pikkusega jagatud hälbeid tähega d. Tõstes need hälbed ruutu, saame d^2. Hälvete ruutude korrutamine nende sagedustega ja korrutiste liitmine annab $\Sigma\ d^2f$.

Kõik arvutused, mis on kohaldatud näitele ekstraktiivsete ainete sisalduse kohta 100 teeproovis, esitame alljärgneva tabeli kujul. Esialgseks keskmiseks, mille suhtes on arvutatud hälbed $x—A$, on selles tabelis võetud variant 36. Kõik hälbed on jagatud intervalli pikkusega — arvuga 2.

x	f	$x—A$	d	d^2	d^2f
28	3	−8	−4	16	48
30	10	−6	−3	9	90
32	15	−4	—2	4	60
34	24	−2	—1	1	24
36	31	0	0	0	0
38	8	2	1	1	8
40	4	4	2	4	16
42	3	6	3	9	27
44	2	8	4	16	32
	100				305

Arv 305 kujutab endast summat $\Sigma\ d^2f$, s. o. tunnuse üksikute väärtuste esialgse keskmise suhtes võetud hälvete ruutude summat, kusjuures need hälbed on jagatud intervalli pikkusega. Kuid vastavalt eelmises paragrahvis toodud keskmise ruuthälbe valemile tuleb arvutada $\Sigma\ (x—\bar{x})^2 f$, s. o. tunnuse üksikute väärtuste nende aritmeetilise keskmise suhtes võetud hälvete ruutude summa. Kuidas leida seda viimati mainitud suurust? Seda võib leida järgmisest võrdusest:

$$\Sigma(x-\bar{x})^2f=\left[\Sigma d^2f-\frac{(\Sigma df)^2}{\Sigma f}\right]\cdot i^2.$$

Teine liige võrduse paremal poolel väljendab seda parandust, mis meie arvutustes tuleb teha. Peale selle on kogu meie poolt kirjutatud võrduse parem pool korrutatud intervalli pikkuse ruuduga i^2, kuna me jagasime kõiki hälbeid esimeses astmes intervalli pikkusega i.

Tähendatud paranduse leidmiseks tulevad ilmselt kõik tunnuse üksikute väärtuste hälbed esialgsest keskmisest, mis on jagatud intervalli pikkusega, s. o. suurused d korrutada sagedustega, s. o. suurustega f. Saadud korrutised tuleb liita ja tulemus tõsta ruutu $(\Sigma df)^2$, jagades selle pärast rea liikmete arvuga Σf. Teostame need arvutused:

f	d	df
3	−4	−12
10	−3	−30
15	−2	−30
24	−1	−24
31	0	0
8	1	8
4	2	8
3	3	9
2	4	8
100		−63

$$\Sigma\, df = -63; \quad (\Sigma\, df)^2 = 3969; \quad \frac{(\Sigma\, df)^2}{\Sigma\, f} = \frac{3969}{100} = 39{,}69.$$

Lahutades saadud suuruse varem arvutatud esialgse keskmise suhtes võetud hälvete ruutude summast ja korrutades vahe intervalli pikkuse ruuduga, saame meile vajaliku aritmeetilise keskmise suhtes võetud hälvete ruutude summa:

$$\Sigma\,(x—\bar{x})^2 f = (305—39{,}69) \cdot 4 = 1\,061{,}24.$$

Paigutades selle suuruse keskmise ruuthälbe valemisse, saame pärast vajalikke arvutusi viimase väärtuse.

$$\sigma = \sqrt{\frac{1\,061{,}24}{100}} = \pm\, 3{,}26.$$

On arusaadav, et keskmise ruuthälbe lõplikku arvutamist võib teostada ka veidi teisiti. Toodud võrduse parema poole võib otseselt kirjutada juuremärgi alla, ilma et seda korrutaksime intervalli pikkuse ruuduga. Siis valem, mille abil saab arvutada keskmise ruuthälbe väärtust, omandab järgmise kuju:

$$\sigma = i\sqrt{\frac{\Sigma\, d^2 f}{\Sigma f} - \left(\frac{\Sigma\, df}{\Sigma f}\right)^2} = 2\sqrt{\frac{305}{100} - \left(\frac{-63}{100}\right)^2} = \pm\, 3{,}26.$$

Pärast seda, kui sel viisil on leitud keskmise ruuthälbe väärtus, saab väga kergesti leida ka variatsioonikoefitsiendi arvutamiseks vajaliku aritmeetilise keskmise. See avaldub järgmise võrduse näol:

$$\bar{x} = A + \frac{\Sigma\, df}{\Sigma\, f} \cdot i.$$

Meie näites aritmeetiline keskmine on

$$\bar{x} = 36 + \left(\frac{-63}{100}\right) \cdot 2 = 34{,}74.$$

3. Keskmise ruuthälbe kasutamine väljavõttelise vaatluse vea määramisel

Nagu eespool näidatud, on matemaatilise statistika poolt lahendatavate küsimuste enamik seotud uuritavate objektide kogumi tunnuse väärtuste kõikumuse (variatsiooni) mõõtmisega. Seega on keskmine ruuthälve, mille tähendus ja arvutusviisid olid toodud eelmistes paragrahvides, üheks tähtsaimaks näitajaks matemaatilises statistikas. Keskmise ruuthälbe alusel arvutatakse ka *väljavõttelise vaatluse viga.*

Käesoleva kursuse sissejuhatuses kõnelesime, et väljavõttelise vaatluse teooria küsimused koos mõnede muude probleemidega moodustavad matemaatilise statistika sisu, mis oma teoreetilistes alustes on seotud tõenäosusteooriaga. Matemaatilise statistika meetodeid kasutatakse tänapäeval laialdaselt paljude loodusteaduse harude poolt, samuti aga tehnikas. Nendes teadusharudes toimub arvude kujul avalduvate eksperimentaalsete andmete töötlemine sageli matemaatilise statistika meetodeil.

Näiteks kaubatundjal-uurijal või inseneril, kes kontrollib oma tehases toodangu kvaliteeti, pole alati kasutada kõikehõlmavaid teatmeid oma uurimisobjekti kohta, vaid niisugused andmed, mida arvudes avaldatult tuleb vaadelda kui väljavõttelise statistilise vaatluse tulemusi. Kaubatundjal on statistilised andmed, mis käivad antud toodangu võrdlemisi väikese näidiste või proovide arvu kohta. Kaubatundjal pole kaugeltki mitte alati võimalik uurida selle toodangu üksuste üldist kogumit. Täpselt samuti võtab ka insener tehases toodangu kvaliteedi kontrollimiseks mõned detailid vahetuse jooksul toodetud kogusest. Ka temal pole võimalik uurida toodete tervet kogumit — see on selleks liiga suur. Kuid järeldused, milledeni jõuab kaubatundja või insener väljavõetud objektide alusel, peavad olema laiendatavad kogumi kohta üldse, ilma selleta poleks niisugusel väljavõttelisel vaatlusel mõtet. Seoses sellega kerkib üles küsimus *vea* suurusest, mis võis olla tehtud väljavõttelise vaatluse teostamisel. Abiks tuleb siin matemaatiline statistika.

Mingi katse arvulisi andmeid võib samuti vaadelda kui väljavõttelise statistilise vaatluse andmeid. Katsetaja võib ise oma katseid korrata lõpmatuseni. Kuid niisuguse katsete kordamise juures võib oodata, et katsete läbiviimisel arvestamatute juhuslikkuste toimel saadakse iga kord erinevad tulemused. Katsetajal tulebki ütelda, kui suur on tema katse *viga*, s. o. missuguseid erinevusi võib oodata saadud näitajate ja korduvate katsete näitajate vahel. Ka siin tuleb abiks matemaatiline statistika.

Kuidas leitakse tegelikult väljavõttelise statistilise vaatluse viga? Selgitame lühidalt selle küsimuse juhuväljavõtte näitel (vt. esimene peatükk, kolmas paragrahv).

Mehaanilise väljavõtte teostamisel, mida sageli kasutatakse statistilises praktikas, arvutatakse viga sama valemiga, mis juhuväljavõttelgi. Mis puutub tüüp- ja seeriaväljavõttesse, siis nende vea valemid on liiga keerulised selleks, et neid vaadelda käesolevas elementaarkursuses.

Eelmises paragrahvis uurisime 100 teeproovi keemilise analüüsi tulemusi ekstraktiivsete ainete protsentuaalse sisalduse kohta nendes proovides. Oletame, et need sada proovi valiti suurest teepartiist, pidades valikul kinni juhuslikkuse põhimõttest. Ekstraktiivsete ainete keskmine sisaldus meie proovides moodustas 34,74% (vt. lk. 124). Küsitakse: missugune võiks olla ekstraktiivsete ainete protsentuaalne sisaldus *keskmiselt kogu teepartiis*?

Meie endastmõistetavalt ei saa leida täpselt meie väljavõttelise keskmise erinevust kogu partii keskmisest. Väljavõttelise meetodi teooria õpetab, et on võimalik määrata *tõkked*, millede vahel peitub väljavõttelise keskmise ja üldise keskmise vahe, kuid jälle mitte täiesti usaldusväärselt, vaid ainult *teatava tõenäosusega* (s. o. ühe või teise soodsate võimaluste arvuga kõigist võimalikest).

Selle vahe võimalike tõkete määramine väljavõttelise keskmise ja üldise keskmise vahel on seotud niinimetatud *väljavõtteliste keskmiste keskmise vea* arvutamisega, mis tugineb keskmise ruuthälbe mõistele. Väljavõttelise meetodi teooriast on teada, et kui me ei piirduks ühekordse 100 teeproovi väljavõtmisega, vaid jätkaksime väljavõtmist palju kordi ja saaksime mitte ühe väljavõttelise keskmise (mis võrdus 34,74%), vaid hulga väljavõttelisi keskmisi, siis nende väljavõtteliste keskmiste keskmist ruuthälvet võib ligikaudselt arvutada valemi järgi:

$$m \approx \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

kus:

σ — väljavõetud üksuste kogumi kohta arvutatud keskmine ruuthälve ja

n — väljavõetud üksuste arv.

Seda keskmist ruuthälvet, mis iseloomustab kõigi võimalike väljavõtteliste keskmiste kõrvalekaldumist üldisest keskmisest, võibki nimetada väljavõtte keskmiseks veaks.

Kuna 100 teeproovi keskmine ruuthälve oli 3,26 (vt. lk. 124), siis väljavõtte keskmine viga on sel juhtumil ligikaudu

$$m \approx \pm \frac{3{,}26}{\sqrt{100}} \approx \pm 0{,}33.$$

Mõnede väljavõtteliste keskmiste kõrvalekaldumine üldisest keskmisest võib olla väiksem, kui selle keskmise vea väärtus, teiste kõrvalekaldumine aga suurem. Meie ei tea, muuseas, kas meie väljavõttelise keskmise (34,74%) hälve üldisest keskmisest ületab keskmise vea tõkked või asub nende tõkete piirides. Kuid vastavalt väljavõttelise meetodi teooriale võime tõenäosusega 0,68 väita, et see hälve ei ületa keskmise vea tõkkeid. Tõenäosus 0,68 tähendab, et meie väite tõepärasus kehtib 68-l juhtumil 100-st. Kuid andes sel viisil meie väljavõttelise keskmise hälbele üldisest keskmisest võimalikud tõkked, määrame järelikult ka need võimalikud tõkked, mida ei ületa üldine keskmine. Kui ütleme, et väljavõttelise keskmise hälbel üldisest keskmisest on vähenemise suunas tõkkeks 0,33, siis koos sellega tõendame, et üldine keskmine, s. o. ekstraktiivsete ainete keskmine protsentuaalne sisaldavus kogu teepartiis, ei saa olla suurem kui 34,74 + 0,33 = 35,07, ja vastupidi, kui ütleme, et meie väljavõtteline keskmine ei ületa üldist keskmist rohkem kui 0,33 võrra, tõendame sellega, et ekstraktiivsete ainete keskmine protsentuaalne sisaldavus kogu teepartiis ei osutu väiksemaks kui 34,74 — 0,33 = 34,41.

Käsitledes meie kursuse esimeses peatükis väljavõttelise vaatluse organiseerimise küsimusi statistikas, mainisime, et väga tähtsaks asjaoluks õpetuses väljavõttelisest meetodist on *suurte arvude seadus*, mille olemus seisneb selles, et väljavõttesse sattunud üksuste tunnuse keskmine väärtus (aga ka seda tunnust omavate üksuste osamäär väljavõttes) väljendab seda täpsemini tunnuse keskmist väärtust nende üldkogumis (ja ka tunnust omavate üksuste osamäära üldkogumis), mida suurem on väljavõte. Eespooltoodud keskmise vea valem väljendabki matemaatiliselt suurte arvude seaduse mõju. Keskmise vea valemi nimetajaks on $\sqrt{n}$ — ruutjuur väljavõetud üksuste arvust ja seega, mida suurem on valitud üksuste arv, seda väiksemaks osutub väljavõtte keskmine viga.

VALEMID

OSKUSSÕNADE LOETELU

SISUKORD

Sissejuhatus

Проф. Н. К. Дружинин
ТЕОРИЯ СТАТИСТИКИ
На эстонском языке

Trükivigade õiendus

Lk.	Rida	On	Peab olema
55	11 ülalt	$\frac{1}{x} f_1$	$\frac{1}{x_1} f_1$
68	12 alt	a^n	a_n
71	1 ülalt	Puudub murru nimetaja	$n-1$
130	8 alt	$-\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

VI. Peatükk. **Üldindeksid**

VII. Peatükk. **Graafikud**

Проф. Н. К. Дружинин
ТЕОРИЯ СТАТИСТИКИ
На эстонском языке

Эстонское Государственное Издательство
Таллин, Пярнуское шоссе, 10

*

Toimetaja K. Ratassepp
Tehniline toimetaja H. Kohu
Korrektorid M. Pedajas ja V. Pillau

Ladumisele antud 30. III 1957. Trükkimisele antud 4. II 1958. Paber 60×92, 1/16. Trükipoognaid 8,75. Arvutuspoognaid 8,68. Trükiarv 1000. Tellimise nr. 824. Trükikoda „Pioneer“, Tartu, Kastani 38.

Hind rbl. 4.35

1—11

Rbl. 4.35