U. Mereste

# STATISTIKA üldteooria

# III

## Indeksid

TALLINN 1969

TALLINNA POLÜTEHNILINE INSTITUUT
Statistika ja raamatupidamise kateeder

U. M e r e s t e

# S T A T I S T I K A   Ü L D T E O O R I A

## III

## I n d e k s i d



Tallinn
1969

## S i s u k o r d .

## 0.0. Indeksiteooria sisu.

Indeksiteooria on statistikateaduse nooremaid harusid. Nagu noorele ja alles kujunemisjärgus olevale teadusalale iseloomulik, pole paljudes teoreetilistes üksikküsimustes jõutud veel kõigi indeksiteoreetikute poolt ühiselt tunnustatud seisukohtadeni. Paljud küsimused on veel diskussioonilised. Sellest hoolimata kasutatakse indekseid juba aastakümneid väga paljudeks otstarveteks. Indeksite abil uuritakse hindade kõikumist, tähtsamate tooteliikide dünaamikat, riikide majanduslikku olukorda, rahvusvahelise kaubanduse konjunktuuri, raha väärtuse muutumist jne.

Kaasaegsele agregaatindeksite teooriale pani 1871. aastal aluse tuntud majandusteadlane Etienne Laspeyres (töötas mõnda aega Tartu Ülikoolis statistikaprofessorina). Sellest ajast kuni tänapäevani on indeksiteooria alal antud välja tuhandeid teaduslikke töid. Indeksitele on otsitud ja leitud üha uusi rakendusvõimalusi. Tunduvalt on täienenud ka arusaamine indeksi sisust ja tema osast teaduslikus tunnetusprotsessis.

Kui sajandi algusekümnenditel kasutati indekseid peamiselt rahvamajanduslike ja rahvusvahelise majanduse küsimuste uurimiseks, siis viimasel ajal leiavad nad üha laiemat kasutamist ettevõtete majandusliku tegevuse analüüsimise vahenditena. Kuigi mõlemal indeksite kasutamise juhul tuginetakse ühtedele ja samadele teoreetilistele põhikontseptsioonidele, on indeksite kasutamises nendel otstarvetel ka mõnesuguseid erinevusi. Seetõttu võib piiritleda kaht indeksiteooria rakendusala:

a) rahva- ja maailmamajanduslike ehk makroökonoomiliste probleemide käsitlemine;
b) ettevõtte- ja organisatsioonisiseste ehk mikroökonoomiliste probleemide käsitlemine.

Esimest liiki indeksite konstrueerimise ja arvutamisega tegelevad peaasjalikult riiklikud statistikaorganid. Majanduslike küsimuste uurijad leiavad nende indeksite väärtused valmis kujul statistilistest aastaraamatutest või andmekogumikest. Et seda laadi indeksite arvutamisel kasutatud lähteandmed pole üldsusele enamasti teada, esinevad indeksid eeskätt asendamatute informatsiooniallikatena.

Teist liiki indekseid konstrueeritakse ettevõtete majandusliku tegevuse üksikasjalisel uurimisel. Kõik lähteandmed on sel juhul uurijale teada. Tavaliselt pole nende hulk kuigi suur ja teatud järeldusi võib ettevõtte tegevuse kohta langetada enamasti ka ilma indeksiteta. Indeksid osutuvad vajalikuks eeskätt niisuguste nihete ja muutuste uurimiseks, mis pole empiiriliselt küllalt täpselt määratavad ja jääksid muidu analüüsija pilgu eest varju.

Hoolimata erinevast kasutusalast, leitakse nii makro- kui mikroökonoomiliste protsesside uurimisel kasutatavad indeksid põhimõtteliselt ühesuguste teoreetiliste lähtekontseptsioonide alusel.

Kui riiklike statistikaorganite poolt arvutatavate indeksite arv on suhteliselt väike ja nende struktuuris võetakse ette muudatusi väga harva (muidu poleks tagatud indeksite võrreldavus pikema aja jooksul), siis mingi ettevõtte või ettevõtete rühma analüüsijat ei piira indeksite loomisel miski. Iga uue küsimuse tekkimisel võib ta konstrueerida uue indeksi, mis aitab tal avada ettevõtte tegevuse paljusid külgi võhikule tihtipeale täiesti ootamatutest aspektidest. Juba üksnes ettevõtte aastaaruandes sisalduvad andmed võimaldavad koostada ja arvutada suure hulga indekseid, mille abil saab uurida ettevõtte tööd mitmest eri vaatenurgast. Kahjuks aga ei tunta veel piisavalt indeksiteooriat, mistõttu need analüüsivõimalused jäävad pahatihti kasutamata. Ettevõtete töö hindamisel opereeritakse veel liiga sageli puhtsubjektiivsete "muljetega", mis on enam-vähem alati ühekülgsed või isegi ekslikud.

Praegu võib eristada indeksiteoorias kaht peamist suunda, deskriptiivset ja analüütilist. Deskriptiivne ehk kirjeldav suund seab eesmärgiks niisuguste indeksiridade tuletamise, mis kirjeldaksid ülevaatlikult mitmesuguste nähtuste ajalist muutumist. Deskriptiivsed indeksiread ei ütle enamasti midagi oluliselt uut. Kõike seda, mida saab öelda niisuguste ridade alusel, saab öelda tavaliselt ka vastavate absoluutarvude alusel. Indeksite tunnetuslik ülesanne seisneb selle suuna esindajate arvates peaasjalikult mitmesuguste nähtuskäikude niisuguses kujutamises, et neist saaks hõlpsalt ülevaatliku pildi ja et need oleksid võrreldavad teiste nähtuste kulgemise iseloomuga. Selles mõttes on kirjeldavatel indeksiridadel täita suuri tunnetuslikke ülesandeid.

Deskriptiivne suund on indeksiteoorias suhteliselt vanem. Uuem suund, mis on NSV Liidus viimastel aastatel eriti intensiivselt arenenud, rõhutab indeksite analüütilisi funktsioone. Analüütilise indeksiteooria esindajate arvates on indeksi põhiülesandeks selgitada, kui suur on mingi nähtuse kujunemisel olnud teda mõjustanud tegurite suhtelised või absoluutsed mõjuulatused, mille kohta majanduslikust praktikast kogutud arvulistes lähteandmetes otsest informatsiooni ei ole. Nõnda peab siis indeks andma uurijale midagi oluliselt uut, midagi niisugust, mis peitub lähteandmetes varjatud kujul küll juba algusest peale, ent mida analüüsija enne indeksite arvutamist ei tea.

Analüütilised indeksid on oma ehituslaadilt tunduvalt komplitseeritumad. Neis on ühtede tegurite mõju elimineeritud ja teiste mõju seetõttu eriti selgepiiriliselt esile tõstetud. Käesolevas töös on meie huviobjektiks arusaadavalt just viimased - analüütilised indeksid.

Hoolimata deskriptiivsete ja analüütiliste indeksite kergest eristatavusest oleks siiski täiesti väär taotleda ületamatu piiri tõmbamist nende indeksite vahele. Vahetegemine deskriptiivsete ja analüütiliste indeksite vahel saab olla ainult tinglik. Indeksid on täitnud tunnetusprotsessis alati nii kirjeldavaid (resp. üldistavaid) kui ka analüütilisi funktsioone, sõltuvalt sellest, missugusel eesmärgil neid rakendatakse ja kuidas neid tõlgendatakse. Et teatud analüütilisi funktsioone täidavad ka tüüpilised kirjeldavad indeksid ja vastupidi, see tähendab, et deskriptiivseteks ja analüütilisteks tuleks jaotada rangemalt võttes mitte otse indekseid, vaid nende eri tähendusvarjundis kasutamise juhtumeid. Sellele seisukohale on rajatud õpetus teguriindeksite kahest erisisulisest tõlgendamisvõimalusest, millel on edasises peatutud suhteliselt üksikasjaliselt.

Indeksiteooria hõlmab nelja erinevat küsimuste kompleksi. Need on:

1) individuaalindeksite ehk kvalitatiivselt ühtsete kogumite dünaamikat iseloomustavate näitajate kons ueerimine. Näiteks piima hinna, lehmade arvu ja traktorite arvu muutumist iseloomustavate indeksite arvutamine;

2) üldindeksite ehk kvalitatiivselt mitteühtsete kogumite dünaamikat iseloomustavate näitajate konstrueerimine. Näiteks niisuguse indeksi tuletamine, mis iseloomustaks ühes arvus põllumajandusettevõtte kõigi toodete naturaalsete koguste muutumist. Siin on uuritav kogum - majandi toodang - selles mõttes mitteühtne, et ta koosneb paljudest erinevatest toodetest, mille naturaalsetes mõõtühikutes avaldataval summal ei ole mõtet. Selliste indeksite konstrueerimise metoodika on indeksiteooria põhiprobleeme;

3) kogumite struktuuris (koostises) toimunud nihete mõju uurimine. Näiteks niisuguste indeksite tuletamine, millest üks näitaks, kui palju tõusis või langes keskmine saagikus seetõttu, et majandis suurenes või vähenes saagikamate kultuuride osatähtsus ja teine keskmise saagikuse muutumist agrotehniliste tööde parema või halvema tegemise tagajärjel;

4) nähtuse mahu või suhtelise taseme, näiteks toodangu hulga või omahinna muutumist mõjustavate tegurite absoluutsete, s.o. rahas või naturaalsetes mõõtühikutes avaldatud mõjuulatuste leidmine.

Kõik loetletud probleemid on tihedalt üksteisega seotud. Selles avaldubki indeksiteooria terviklikkus.

Indeksiteooriat ei saa mõista kui ainult õpetust indeksite konstrueerimise ja kasutamise teoreetilistest alustest. Tegurite absoluutsete mõjuulatuste määramine ei eelda näiteks üldse indeksi koostamist. Peale selle kuulub indeksiteooriasse veel teisigi küsimusi, mis pole seotud vahetult indeksitega (s.t. indeksimeetodiga), vaid on laiema tähtsusega. Sellisteks küsimusteks on näiteks tegurisüsteemide koostamine, kvalitatiivselt mitteühtsete kogumite ühismõõtsustamine jne.

Indeksiteooria käsitlusobjektiks olevate küsimuste loetlemine ja nende pealiskaudnegi võrdlemine majandusliku analüüsi ülesannetega näitab, et indeksiteooriat saab majandusliku tegevuse analüüsis õige tõhusalt kasutada. Seda veendumust süvendab veelgi majandusalane praktika. Võrreldes kõigi muude statistiliste ja matemaatiliste meetoditega on indeksid majanduslikku analüüsi juurdunud kõige kindlamalt. Sellal kui korrelatsioon- ja dispersioonanalüüsi ning lineaarse programmeerimise meetodite rakendamisel tehakse alles esimesi samme, on analüütiliste indeksite kasutamise alal NSV Liidu majandusala töötajatel seljataga mitmete aastakümnete jooksul soetatud kogemuste pagas.

Võib ütelda, et indekseid kasutatakse erandituls kõigis majandusettevõtetes ja keskasutustes ning et suurem osa igalaadi analüütilisi näitarve, mida praktikas kasutatakse, tuletatakse kas otse indeksitena või siis indeksiteooria mitmesuguste muude rakenduste alusel. Mainigem näiteks kas või ainult järgmisi küsimusi: kui suures ulatuses on plaan täidetud? kui palju säästeti omahinna alandamise tagajärjel? kui palju käibevahendeid vabastati seoses käibe kiirendamisega? kui suur osa toodangu juurdekasvust saadi tööviljakuse tõusu tagajärjel? kuidas mõjustas hindade langus (resp. tõus) elanikkonna ostuvõimet? missuguse keskmise tempoga kasvab viisaastaku jooksul piima, liha ja või toodang? kui palju muutus kaupade keskmine käibekiirus aeglasemalt käibivate kaupade osatähtsuse muutumise tagajärjel? jne. Kõikidele neile ja veel loendamatule hulgale muudelegi suure praktilise tähtsusega küsimustele hangitakse igapäevases analüüsitöös vastused just indeksimeetodi abil. Kahjuks ei oska aga paljud analüüsijad neid ülesandeid vaadelda indeksiteooria seisukohalt. Enamasti leitakse neile lahendused keskasutuste instruktiivkirjades sisalduvate retseptuursete arvutusskeemide alusel. Tihtipeale jääb arvutajale täiesti selgusetuks, miks tuleb talitada just nii ja mitte teisiti. Seepärast on hiljem suuri raskusi numbriliste analüüsitulemuste mõtestamisega. Neile osatakse anda ainult trafaretseid seletusi. Indeksiteooria puuduliku tundmise tõttu jääb suur osa indeksites sisalduvast väärtuslikust informatsioonist rakenduslikes järeldustes kasutamata. Sellega kaotab analüüs palju oma tõhususest. On ilmne, et olukorras, kus suurem hulk praktilises töös arvutatavaid analüütilisi näitarve leitakse indeksitena, on indeksiteooria enam-vähem põhjalik tundmine igale majandusliku analüüsiga tegelejale täiesti vältimatu.

Muidugi ei ole indeksitega võimalik lahendust leida eranditult kõigile ettevõtete tegevuse uurimisel tõstatuvatele probleemidele. Selles mõttes tuleb tervitada mitmesuguste matemaatiliste ja statistiliste meetodite laialdasemat juurutamist majanduslikku analüüsi, millele viimastel aastatel pööratakse üha suuremat tähelepanu. Teiselt poolt on täiesti selge, et ka indeksimeetodi kasutusvõimalustes vajavad veel mõnedki aspektid senisest põhjalikumat läbitöötamist ning ühtlustamist.

## 1. peatükk.

# INDIVIDUAALINDEKSID.

### 1.1. Individuaalindeksi mõiste.

Sõna "indeks" pärineb inglise keelest (index), kus see tähendas esialgu lihtsalt "näitajat".

Statistikas kasutatavad "indeksid" ehk "indeksarvud" (index numbers) kujutavad endast spetsiaalse metoodika kohaselt leitud suhtarve, mis iseloomustavad uuritavate nähtuste ajalist muutumist ehk dünaamikat.[1]

Individuaalindeksid iseloomustavad kvalitatiivselt ühtlaste kogumite dünaamikat. Kvalitatiivselt ühtlaseks kogumiks loetakse statistikas niisugust üksiknähtuste kollektiivi, mille liikmeid saab üksteisega liita nii, et saadaval summal on iseseisev majanduslik tähendus. Teatud üht liiki toodete, näiteks kauba A toodang on kvalitatiivselt ühtlane kogum, sõltumata sellest, kas seda vaadeldakse ühe ettevõtte, tööstusharu või kogu rahvamajanduse ulatuses.

Kui tehas väljab rohkem kui üht laadi tooteid, on te-

[1] Erandina tuntakse küll ka teisiti arvutatud või teisi funktsioone täitvaid indekseid, näiteks mõningaid hulgihindade indekseid, mis leitakse absoluutarvudena ja nn. leviku- ehk geograafilisi indekseid. Käesolevas töös neid indekseid ei käsitleta.

ma toodang kvalitatiivselt mitteühtlane. Valmistatakse tehases näiteks jalgrattaid, käsikärusid, mootorratta külgkorve ja muid taolisi tooteid, siis ei saa neid naturaalühikuis liita. Seda laadi kogumite dünaamika väljendamiseks kasutatakse üldindekseid.

Et naturaalsest aspektist vaadatuna moodustab kvalitatiivselt ühtlase kogumi tavaliselt ikka ainult mingi ühe toote toodang, nimetatakse selle dünaamika näitajat individuaalindeksiks.

Kui on teada mingi ühe kauba toodang vähemalt kahel erineval aastal (resp. perioodil), arvutatakse vastav individuaalindeks nende suhtena, jagades hilisema aasta toodangu varasema aasta toodanguga. Kasutame andmeid elektrienergia toodangu kohta Eesti NSV-s (vt. tabel 1). Nagu tabelist selgub, toodeti 1940. aastal 190,0 miljonit ja 1956. aastal 1024,8 miljonit kilovatt-tundi elektrienergiat. Vastava indeksi saame sel juhul lihtsa suhtarvuna

$$\frac{1024,8}{190,0} = 5,39 ,$$

millest nähtub, et elektrienergia toodang on suurenenud 5,39 korda (täpsemalt 5,3937 korda).

Leitud indeks, mis iseloomustab elektrienergia toodangu suurenemist kordades, on avaldatud nn. vahetu suhtena. Et väljendada toodangu muutumist protsentides, tuleb see korrutada sajaga. Antud juhul saaksime 539,37 %.

Üldiselt eelistatakse kõikides indeksiarvutustes vahetute suhetena avaldatud indeksite väärtusi. Populaarsetes väljaannetes kasutatakse enamasti protsente, sest keskmine ajaleheluge ja on nendega rohkem harjunud.

Näites toodud indeks iseloomustab elektrienergia toodangu mahu muutumist. Et väga paljudel juhtudel väljendatakse toodangu suurust ka rahalistes ühikutes ja et antud juhul on tegemist just nimelt toodangu mahuga naturaalühikutes

T a b e l 1

Elektrienergia toodang Eesti NSV-s.

| Aasta | Milj. kWt | Aasta | Milj. kWt |
|---|---|---|---|
| 1940 | 190,0 | 1954 | 854,3 |
| 1945 | 123,6 | 1955 | 940,9 |
| 1950 | 435,6 | 1956 | 1024,8 |
| 1951 | 525,3 | 1957 | 1093,9 |
| 1952 | 659,6 | 1958 | 1159,2 |
| 1953 | 736,1 | 1959 | 1267,5 |

(kWt-des), nimetatakse seda rõhutatult toodangu füüsiliseks (ehk naturaalseks) mahuks. Vastavalt sellele tuleks eespool leitud indeksit nimetada toodangu füüsilise mahu individuaalindeksiks.

Mis tahes nähtuse füüsilist mahtu tähistatakse statistikas tavaliselt tähega "q" (ladina sõnast "quantum" - kogus). Nii võime füüsilise mahu individuaalindeksi kirjutada üldkujul

$$i_q = \frac{q_1}{q_0},$$

kus individuaalindeksi tähiseks on i, toodangu mahtu uuritaval aastal väljendab $q_1$ ning võrdlusbaasiks oleval aastal $q_0$.

Kui üldkujul avaldatud individuaalindeksi valemis soovitakse näidata, missuguste aastate võrdlemisega on tegu, siis märgitakse vastavad aastaarvud indeksitähisele juurde. Võime kirjutada

$$i_{q(56/40)} = 5,39 .$$

Tuleb eristada indeksi majanduslikku sisu ja tema numbrilist väärtust. Indeksi majandusliku sisu ehk tähenduse määrab ära tema põhimõtteline koostis; see, missuguste absoluutsuuruste jagatisena ta leitakse. Nagu iga teine suhtarv, nii on ka indeks teisene, tuletatud näitaja, mis võlgneb kogu oma tähendussisu absoluutsuurustele, mille väärtuste vahelisi proportsioone ta esindab.[1]

Indeksi arvulise ehk numbrilise väärtuse all mõistetakse indeksivalemisse ühendatud absoluutsuuruste jagamisel saadavat arvulist tulemust.

Indeksi väärtuse lugemisel tuleb arvesse kolm eri juhtumit:

1) $i_q = 1$ , kui nähtuse maht ei ole muutunud;
2) $i_q > 1$ , kui nähtuse maht on suurenenud ja
3) $i_q < 1$ , kui nähtuse maht on vähenenud.

Tähele tuleb panna ka indeksi väärtuste tõlgendamisel kasutatavat sõnastust. Indeksid on olemuselt kordsed suurused. Seetõttu on tegemist jämeda veaga, kui väljendada $i_q = 5{,}39$ väärtust sõnadega "suurenes 539 protsendi võrra". Õige oleks ütelda "suurenes 5,39 korda" või "suurenes 439 protsenti".

Ajakirjanduses kasutatakse arvandmete refereerimisel sõna "võrra" üldse väga sageli valesti. Et see on lubamatu ja võib põhjustada ilmseid eksitusi, selgub järgmisest näitest. Oletame, et mingi kauba A hinnatäiend oli 8 %. Hiljem tõsteti seda, ja uueks hinnatäienditasemeks määrati 10 %. Kauba A hinnatäiendi muutumist iseloomustavat suhtarvu ehk hinnatäiendi individuaalindeksit

$$i_{hinnat.} = \frac{10}{8} = 1{,}25$$

võib sõnastada kas "suurenes 1,25 korda" või "suurenes 25 protsenti". Ei saa aga ütelda "suurenes 25 protsendi võrra" (veel vähem "125 protsendi võrra"), sest andmetest selgub

---

[1] Absoluut- ja suhtarvude lähemal käsitlemisel siin ei peatuta. Eeldatakse, et lugeja on tuttav statistika üldteooria õppekava indeksiteooriale eelnevate teemadega, sealhulgas ka teemadega "Absoluutsed ja suhtelised suurused" ning "Keskmised".

täiesti veenvalt, et kauba A hinnatäiendi individuaaltase on tõusnud ainult 2 protsendi võrra (10 % - 8 % = 2 %)!

Elektrienergia toodangu füüsilise mahu indeksit

$$i_{q(45/40)} = \frac{123,6}{190,0} = 0,65$$

(vt. tabel 1) sõnastades võiks öelda, et 1945. aastal moodustas elektrienergia toodang Eestis ainult 65 protsenti sõjaeelsest. Teisiti võiks öelda, et elektrienergia toodang "oli vähenenud 35 protsenti" või "oli 35 protsenti väiksem kui enne sõda".

Analoogiliselt füüsilise mahu individuaalindeksiga võib konstrueerida ka kaupade hinna, toodete omahinna, tööliste arvu, lehmade keskmise produktiivsuse, traktorite jõudluse, tööliste tööviljakuse ja paljude teiste nähtuste muutumist iseloomustavad indeksid. Tähistades hinna tähega p (saksakeelsest sõnast "Preis" = hind), saame hinna individuaalindeksi kujul

$$i_p = \frac{p_1}{p_0},$$

kus $p_1$ on kauba hind uuritaval perioodil (resp. aruandeperioodil) ja $p_0$ sama kauba hind võrdlusperioodil (resp. baasiperioodil).

## 1.2. Alusindeksid ja ahelindeksid.

Et väljendada nähtuse muutumist pikema aja jooksul, on indeksite arvutamiseks kaks võimalust.

A - Arvutada kõik indeksid ühe teatud kindla aasta, näiteks 1940., 1945. või 1950. aasta baasil, mispuhul saadavat rida nimetatakse alusindeksite reaks (teisiti ka veel baasiindeksite reaks).

B - Arvutada kõik indeksid eelmise aasta (resp. perioodi) taseme suhtes. Tabeli 1 andmete põhjal saab selle põhimõtte alusel arvutada lünkadeta indeksite rea alles 1951. aastast alates. Vastavaid indekseid nimetatakse ahelindeksiteks, sest nad on kõik järjekorras üksteisega seotud nagu mingi ahel. (Alusindeksid pole üksteisega järjekorras seotud, nad on kõik seotud ühe ühise baasiga.)

Nii ahel- kui alusindeksite ridade näol on tegemist eri liiki aeg- ehk dünaamiliste ridadega.

Alus- ja ahelindeksite ridade kujunemist illustreerib tabel 2. Tabelist tuleneb kaks lihtsat üldistust:

1) indekseid on reas alati ühe võrra vähem kui liikmeid vastavas absoluutarvude reas;

2) esimene indeks alusindeksite reas ja esimene indeks ahelindeksite reas on nii põhimõtteliselt kui arvuliselt väärtuselt võrdsed. Seega pole ühe eelmise aasta baasil arvutatud indeksi puhul üldse võimalik ütelda, kas ta on alus- või ahelindeks. Probleem indeksite sellisest liigitamisest tõstatub alles indeksiridade käsitlemisel.

Tabelis toodud arvutuskäigu üldistusena võime kirjutada alusindeksi üldjuhul järgmiselt:

$$i^{b}_{q(k)} = \frac{q_k}{q_o},$$

kus k on mistahes perioodi number (näit. aastaarv), $q_k$ nähtuse maht sel perioodil ja $q_o$ nähtuse maht baasiperioodil. Sama mõtet väljendab kirjutis

$$i_{q(k/o)} .$$

Ahelindeks on üldkujul vastavalt

$$i^{a.}_{q(k)} = \frac{q_k}{q_{k-1}} = i_{q(k/k-1)},$$

kus $q_{k-1}$ on nähtuse maht uuritavale perioodile eelneval perioodil.

Tabel 2

**Alus- ja ahelindeksite ridade kujunemine.**

| | Aasta | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1950 | 1951 | 1952 | 1953 | 1954 | 1955 | 1956 |
| | $q_{50}$ | $q_{51}$ | $q_{52}$ | $q_{53}$ | $q_{54}$ | $q_{55}$ | $q_{56}$ |
| Elektrienergia toodang Eesti NSV-s milj. kWh | 435,3 | 525,3 | 659,6 | 736,1 | 854,3 | 940,3 | 1024,8 |
| **Alusindeksid** | | | | | | | |
| indeksivalemid | | $\frac{q_{51}}{q_{50}}$ | $\frac{q_{52}}{q_{50}}$ | $\frac{q_{53}}{q_{50}}$ | $\frac{q_{54}}{q_{50}}$ | $\frac{q_{55}}{q_{50}}$ | $\frac{q_{56}}{q_{50}}$ |
| indeksite väärtused | | 1,207 | 1,515 | 1,691 | 1,963 | 2,160 | 2,354 |
| **Ahelindeksid** | | | | | | | |
| indeksivalemid | | $\frac{q_{51}}{q_{50}}$ | $\frac{q_{52}}{q_{51}}$ | $\frac{q_{53}}{q_{52}}$ | $\frac{q_{54}}{q_{53}}$ | $\frac{q_{55}}{q_{54}}$ | $\frac{q_{56}}{q_{55}}$ |
| indeksite väärtused | | 1,207 | 1,256 | 1,116 | 1,161 | 1,101 | 1,090 |

## 1.3. Indeksiridade ümberarvutamine.

Alusindeksite rida võib arvutada ümber ahelindeksite reaks ja vastupidi. Kui üksteisele järgnevate perioodide kohta on teada absoluutarvude rida

$$q_o\ ,\ q_1\ ,\ q_2\ ,\ \dots\ ,\ q_{k-1}\ ,\ q_k\ ,\ \dots\ ,\ q_{n-1}\ ,\ q_n\ ,$$

siis mistahes perioodi ahelindeks võrdub sama perioodi alusindeksi ja eelmise perioodi alusindeksi jagatisega, s.o.

$$\frac{q_k}{q_o} : \frac{q_{k-1}}{q_o} = \frac{q_k}{q_{k-1}} .$$

Tabelis 2 toodud andmetel selgub näiteks, et

$$i_{q(53/52)} = \frac{1,691}{1,515} = 1,116 ;$$

$$i_{q(54/53)} = \frac{1,963}{1,691} = 1,16085 \approx 1,161 \text{ jne.}$$

Samuti selgub, et mistahes perioodi alusindeks võrdub kõigi ahelindeksite korrutisega alates baasiks võetavale aastale järgnevast aastast kuni antud aastani. See tähendab, et

$$i_{q(k/o)} = i_{q(1/o)} \cdot i_{q(2/1)} \cdot \dots \cdot i_{q(k/k-1)} ,$$

sest

$$\frac{q_1}{q_o} \cdot \frac{q_2}{q_1} \cdot \frac{\dots}{q_2} \cdot \dots \cdot \frac{q_{k-1}}{\dots} \cdot \frac{q_k}{q_{k-1}} = \frac{q_k}{q_o} .$$

Tabeli 2 andmetel selgub näiteks, et

$$i_{q(53/50)} = 1,207 \cdot 1,256 \cdot 1,116 = 1,69184 .$$

Võrreldes seda tulemust vastavate lähteandmete alusel arvutatud indeksi väärtusega 1,691 näeme, et siin on jagatiste ümmardamisest tekkinud väike viga, mis aga juhul, kui indeksid väljendatakse näiteks sajandiku täpsusega, ei avalda tulemustele mingisugust mõju.

Indeksite ümberarvutamise tehnika pole keeruline. Ometi on selle praktiline tähtsus väga suur. Majandusteadlasel tuleb sageli opereerida lünklike andmetega, sest kõikide probleemide kohta pole võimalik alati hankida täiesti ühtlasi arvuridu. Teades kas või mõningaid üksikuidki lünklikke andmeid, võib neist, kasutades indeksite ümberarvutamise valemeid, konstrueerida mõnigi kord täiesti laitmatuid ja lünkadeta indeksiridu. Indeksite ümberarvutamist võib kasutada samuti tõhusa vahendina arvutusvigade leidmiseks, samuti ka indeksiridadesse tahtlikult lükitud väärandmete avastamiseks.

### 1.4. Lünklike indeksiridade täiendamine.

Oletagem, et NSV Liidu kivisöetoodangu kasvu kohta on teada järgmine ahelindeksite rida:

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Aasta | 1946 | 1947 | 1948 | 1949 | 1950 | 1951 | 1952 | 1953 |
| Indeks | 109,86 | 111,69 | 113,63 | 113,09 | 110,86 | 107,97 | 106,72 | 106,50 |

Peale selle on teada, et 1940. aastal toodeti 165 923 000 tonni kivisütt ja et 1950. aastal oli kivisöetoodang 57,36 protsenti suurem kui 1940. aastal. Metoodilistel kaalutlustel eeldame, et mingisuguseid muid andmeid teada ei ole ja et seistakse ülesande eest konstrueerida nende lünklike andmete alusel statistiline rida, mis iseloomustaks kivisöetoodangu kasvu 1945. aastast kuni 1951. aastani absoluutarvudes (a) ja alusindeksites 1945. aasta baasil (b).

Taolist laadi ülesannete lahendamise käiku on kõige lihtsam kavandada siis, kui kanda kõik teada olevad andmed sellekohasesse tabelisse (vt. tabel 3). Et arvusid, millest ülesande lahendamisel lähtutakse, arvutuste käigus leitavatest arvudest eraldada, ümbritseme nad raamiga. Lahtrid, millesse kuuluvaid suurusi pole vaja leida, märgitakse ristiga. Ülesanne on lahendatud, kui on täidetud kõik lahtrid veergudes 4 ja 5.

Ülesande lahendamine on võimalik mitmel eri viisil. Allpool kirjeldame üht võimalikku tööjärjekorda.

1. Tuletatakse kivisöetoodangu maht 1950. aastal

$$q_{50} = q_{40} \cdot i_{q(50/40)} = 1,5736 \cdot 165,923 = 261,096.$$

2. Leitakse kivisöetoodangud eelmistel aastatel

$$q_{49} = \frac{q_{50}}{i_{q(50/49)}} = \frac{261,09643}{1,1086} = 235,51716 .$$

T a b e l 3 .

| Aasta | Ahelindeks | Alusindeks 1940. a. baasil | Alusindeks 1945. a. baasil | Absoluutne toodang (milj. tonnides) |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1940 | X | 100,00 | X | 165,9 |
| 1945 | – | X | 100,0 4. | 149,4 |
| 1946 | 109,86 | X | 109,8 | 164,1 |
| 1947 | 111,69 | X | 122,7 | 183,3 |
| 1948 | 113,64 | X | 139,5 | 208,3 |
| 1949 | 113,09 | X | 157,6 | 235,5 2. |
| 1950 | 110,86 | 157,36 | 174,8 | 261,1 1. |
| 1951 | 107,98 | X | 188,7 | 281,9 3. |
| 1952 | 106,72 | X | 201,4 | 300,9 |
| 1953 | 106,50 | X | 214,5 | 320,4 |

$$q_{48} = \frac{q_{49}}{i_{q(49/48)}} = \frac{235,51716}{1,1309} = 208,256$$

jne. (Edasiste arvutuste tulemused vt. tabel 3 veerg 5.)

3. Leitakse järgmiste aastate toodangu mahud

$$q_{51} = q_{50} \cdot i_{q(51/50)} = 261,09643 \cdot 1,0798 = 281,932$$

$$q_{52} = q_{51} \cdot i_{q(52/51)} = 281,93193 \cdot 1,0672 = 300,878 \text{ jne.}$$

4. Leitakse alusindeksid 1945. aasta põhjal

$$i_{q(46/45)} = \frac{q_{46}}{q_{45}} = \frac{164,1}{149,4} = 109,8$$

$$i_{q(47/45)} = \frac{q_{47}}{q_{45}} = \frac{183,3}{149,4} = 122,7$$

jne.

## 1.5. Indeksid ja nähtuskäikude võrdlev analüüs.

Indeksite kasutamine avardab tunduvalt majanduslike nähtuste muutumiskäigu kujutamise ja analüüsimise võimalusi. Tuginedes üksnes absoluutarvude ridadele, pole kuigi hõlpus võrrelda niisuguste kogumite dünaamikas toimuvaid nihkeid, mida mõõdetakse erinevates mõõtühikutes. Taolisi kogumeid, mille võrdlemine pakub esmajärgulist majanduslikku huvi, leidub aga ohtralt - sellisteks on näiteks ettevõtte toodangu maht tonnides (resp. meetrites, tükkides jne.) ning tootmiskulude summa rublades, naturaalühikuis mõõdetud tööviljakus ja palgafond rublades jne. Kõigis nendes kogumites toimuvaid kvantitatiivseid nihkeid saab indeksite abil muuta hõlpsasti võrreldavateks. Selleks kasutatakse tavaliselt sama aasta (kvartali, kuu, päev) alusel arvutatud alusindeksite ridu. Et indeks on dünaamikasuhtarvuna samanimeliste suuruste suhe, siis kasutatavad mõõtühikud taanduvad ja indeksite väärtused saadakse nimeta suurustena, mis on kõik omavahel võrreldavad. Nii saab indeksiridade abil võrrelda märksa erilaadsemate nähtuste dünaamikat ja teha tunduvalt ulatuslikumaid üldistusi kui analoogiliste absoluutarvude ridade alusel. See ongi üks olulisemaid põhjusi, miks statistilistes väljaannetes kasutatakse indekseid nii laialdaselt.

Nähtuskäikude graafilisel analüüsimisel on eriti tähtis indeksite poolt pakutav võimalus kujutada tunduvalt erinevate mahtudega nähtuste ajalises arengus toimuvaid nihkeid ühe võrreldava taseme suhtes, milleks kujuneb iga konkreetse nähtuse puhul selle baasiperioodi tase. Alusindeksite arvutamisel jagatakse rea kõigi liikmete absoluutväärtused sama nähtuste absoluutväärtusega baasiperioodil. Seetõttu ei väljenda ühegi indeksi väärtus uuritava nähtuse mahtu, vaid üksnes tema muutumise suunda ja kiirust (tempot). Tuginedes absoluutarvudele, on suhteliselt tülikas mahutada ühele arvjoonisele näiteks tehase päevatoodangus ja töölise päevapalgas toimuvaid nihkeid iseloomustavaid kõveraid, sest üks neist varieerub sadades tuhandetes, teine kümnetes rublades. Kui niisugune diagramm koostada, kujuneb sellele kaks täiesti eraldi kulgevat kõverat - üks joonise üla-, teine allservas, ja neid on teineteisega raske kõrvutada.

Kõigil taolistel juhtudel on otstarbekam loobuda absoluutväärtuste graafilisest kujutamisest, arvutada nende alusel alusindeksite rida ja kanda diagrammile indeksite väärtused. Saadakse tihedasti üksteisega seostuvad aegkõverad, mille tõuse ja langusi on omavahel tunduvalt hõlpsam võrrelda.

Indeksiridade graafilise kujutamise üksikasjad ja sellega saavutatav efekt selgub jooniste 1 ja 2 võrdlemisel. Joonisel 1 on kaks kõverat, millest üks kujutab autobaasi veoautode keskmiste sõiduaegade muutumist üksikute kuude kaupa, teine kõver näitab autode peale- ja mahalaadimiseks kuluvat aega samadel kuudel. (Lähteandmed vt. tabel 4, veerud 1, 2.) Joonisel 2 on kujutatud graafiliselt samu nähtuskäike iseloomustavad indeksiread (andmed tabelis 4, veerud 2 ja 4).

Indeksidiagrammi ilmseks eeliseks on, et see võimaldab võrrelda mitte ainult toimuvate nihete suunda, vaid ka nende suhtelist intensiivsust. Viimast asjaolu iseloomustab indeksikõvera tõusunurk. Absoluutarvude kõverate tõusunurkade kõrvutamine taolisi võrdlusi ei võimalda. Kui vaadelda näiteks graafikute tõusu jaanuarist veebruarini joonisel 1, siis selgub, et autode üldise tööaja kõver tõuseb järsema nurgaga kui keskmise seisuaja kõver (sama kordub vahemikes IX-X ja XI-XII). Teha aga siit järeldus, et autode keskmine sõiduaeg on kasvanud suhteliselt kiiremini kui nende keskmine seisuaeg, oleks jäme eksimus, sest tegelikult on kõikidel nendel kuudel just keskmine seisuaeg kasvanud suhteliselt kiiremini. See selgub vastuvaidlematult indeksite väärtusest (vt. tabel 4 veerud 2 ja 4) ning jooniselt 2, kust nähtub, et vastavatest indeksikõveratest tõuseb neil kuudel suurema tempoga just viimane (s.t. keskmise seisuaja kõver).

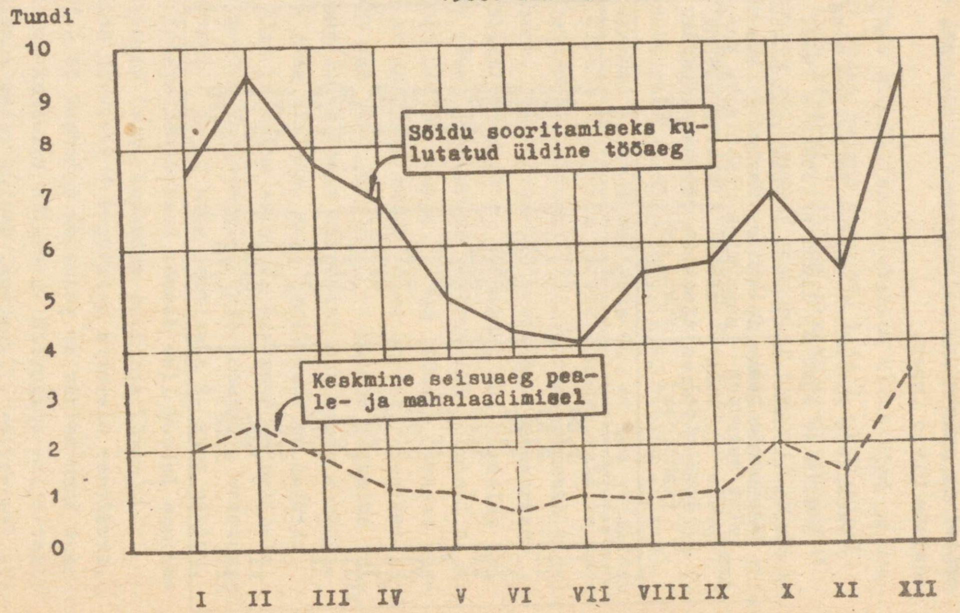
Kui võrrelda joonisel 1 kujutatud kõveraid tervikuna, võib jääda mulje, et keskmine seisuaeg on varieerunud suhteliselt vähem kui keskmine sõiduaeg. Niisugune mulje tekib sellest, et esimene neist kulgeb laugjamalt, väiksemate tõusude ja langustega. See arvamus on aga täiesti väär. Autode keskmise seisuaja pikkus on teinud kaasa üldiselt kõik samad võnked ja on kõikunud suhteliselt isegi rohkem kui keskmine sõiduaeg. See selgub indeksidiagrammilt (joonis 2), kus on näha, et keskmise seisuaja kõvera tõusud-langused on järsemad. Absoluutsuuruste dünaamikat kujutavate koverate võrdlemisel ei paista see silma, sest seisuaegade kõver kõigub madalama nivoo ümber.

Tabel 4.

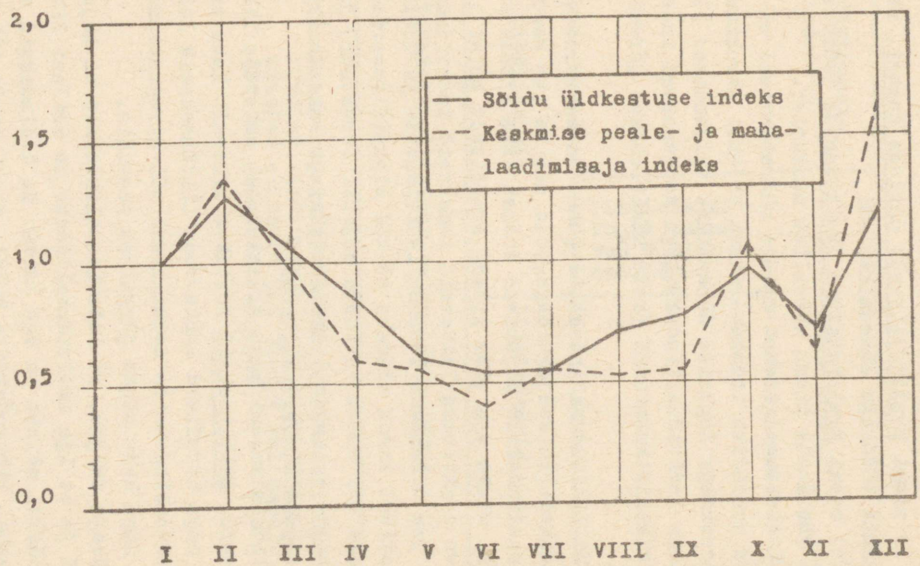
Veoautode keskmised sõidu- ja peale- ning mahalaadimise ajad N. linna autobaasis 1960. aastal.

| Kuu | Veoautode keskmine seisuaeg peale- ja mahalaadimisel (tundides) | Seisuaja muutumise indeks (jaanuarikuu suhtes) | Ühe sõidu sooritamiseks kulutatud üldine tööaeg (tundides) | Sõiduaja muutumise indeks (jaanuarikuu suhtes) |
|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| I | 2,00 | 1,00 | 7,45 | 1,00 |
| II | 2,63 | 1,32 | 9,59 | 1,29 |
| III | 1,98 | 0,99 | 7,58 | 1,08 |
| IV | 1,20 | 0,60 | 6,08 | 0,82 |
| V | 1,19 | 0,59 | 4,87 | 0,65 |
| VI | 0,80 | 0,40 | 4,25 | 0,57 |
| VII | 1,10 | 0,55 | 4,09 | 0,55 |
| VIII | 1,01 | 0,51 | 5,38 | 0,72 |
| IX | 1,10 | 0,55 | 5,50 | 0,74 |
| X | 2,03 | 1,02 | 7,02 | 0,94 |
| XI | 1,30 | 0,65 | 5,06 | 0,68 |
| XII | 3,40 | 1,70 | 9,26 | 1,24 |

Veoautode keskmised sõidu- ja peale- ning mahalaadimise ajad N. linna autobaasis 1960. aastal.



Veoautode keskmise sõidu- ja seisuaja muutumine N. linna autobaasis 1960. aastal (jaanuar = 1,00)




Joon. 2.

## 1.6. Individuaal- ja üldindeksid. Liht- ja liitindeksid.

Senisest käsitlusest selgub, et individuaalindeks on suhtarv, millega väljendatakse kas

a) mingi kvalitatiivselt ühtlase kogumi, näiteks mingi ühe kauba toodangu dünaamikat või

b) mingi kvalitatiivse üksiktunnuse väärtuse, näiteks mingi ühe kauba hinna suhtelist muutumist.

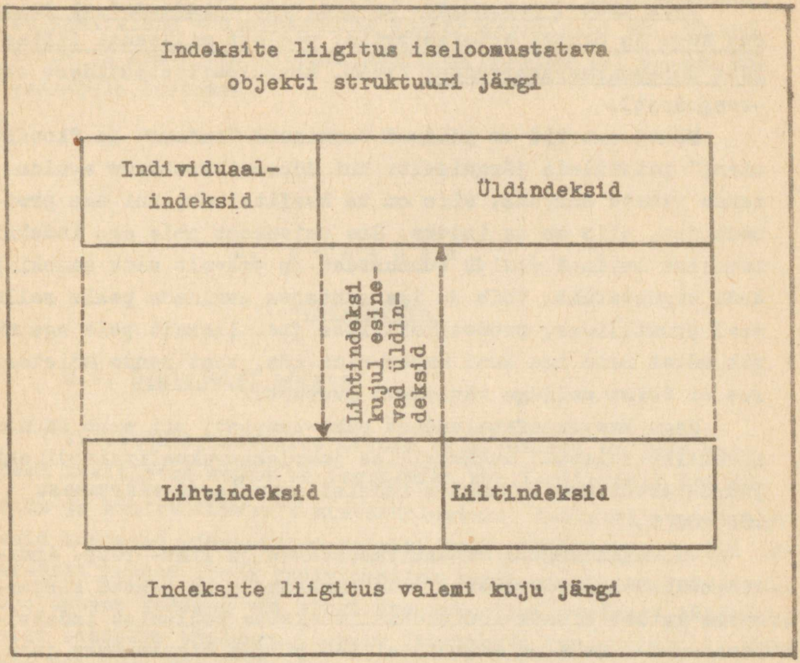
Individuaalindeksi mõiste määratlemisel on seega oluliseks momendiks indekseeritava objekti struktuur. Ebaühtlase koostisega kogumite dünaamikat väljendavad üldindeksid, mis koos individuaalindeksitega moodustavad indeksite ammendava klassifikatsiooni (neid käsitletakse järgmises peatükis).

Et individuaalindeksite puhul on tegemist väga lihtsate indekseerimisobjektidega, pole nad ka ise keerulised. Individuaalindeksid kujutavad endast ikka ainult kahe arvu jagatisi. Oleks aga väär pidada eranditult kõiki lihtsalt kahe arvu jagatisena leitavaid indekseid individuaalindeksiteks. See tähendaks loobuda individuaal- ja üldindeksite eristamisel varem aluseks võetud klassifitseerimistunnusest (selleks oli indekseeritava objekti struktuur) ja asendada see uuega - indeksi avaldamiskujuga, mis annaks hoopis teistsuguse klassifikatsiooni.

Indeksivalemi kuju alusel tuleb eristada liht- ja liitindekseid. Lihtindeksid leitakse lihtsalt kahe arvu jagatisena, nagu tavalised suhtarvud. Liitindekseid leitakse kas individuaalindeksite keskmistena või agregaatsummade jagatisena, nagu seda näeme järgmises peatükis.

Seega selgub, et individuaalindeksid on kujult lihtindeksid ja et iga individuaalindeks on ühtlasi lihtindeks. Lihtindeksi mõiste on aga laiem. Ka üldindeksid võivad esineda vahel lihtindeksite kujul, ehkki nende tüüpiliseks esinemiskujuks on liitindeksid.

Individuaal- ja lihtindeksi mõiste eristamine on väga tähtis. Piltliku ülevaate nende erinevusest annab joonis 3.




Joon. 3. Kahe erineva indeksiklassifikatsiooni võrdlus. Individuaal- ja lihtindeksi mõisted erinevad nii sisult kui mahult. (Vt. ka jooniseid 4 ja 5.)

## 1.7. Liht- ja individuaalindeksite koht indeksiteoorias.

Kõik liht-, sealhulgas ka individuaalindeksid, ei erine oma kuju ja otsese arvutamisviisi poolest millegagi lihtsatest dünaamikasuhtarvudest (resp. kasvukoefitsientidest ehk -tempodest).

Mõned autorid on püüdnud termineid "indeks" ja "koefitsient" piiritleda järgmiselt: kui dünaamikasuhtarv avaldatakse vahetu suhtena, siis on ta koefitsient, kui aga protsentides, siis on ta indeks. See seisukoht pole aga indeksiteoorias leidnud üldist tunnustust ja vaevalt seda saabki pidada õigustatuks. Võib ju iga suhtarvu avaldada peale selle veel promillides, prodetsimillides jne. Ilmselt pole aga mingit mõtet neid iga kord ümber nimetada, sest nende mõistesisus ei toimu sellega vähimatki muutust.

Nagu kasvukoefitsiendist ehk -tempost, nii saab ka lihtindeksist tuletada analoogilise juurdekasvukoefitsiendi ehk juurdekasvutempo, lahutades indeksi arvulisest väärtusest 1 või 100 %.

Viidates lihtsa dünaamikasuhtarvu ja liht- resp. individuaalindeksi põhimõttelisele samasusele, on tehtud kirjanduses katset eitada individuaalindeksite kuulumist indeksiteooriasse. Seda seisukohta ei saa pidada õigustatuks juba kas või metodoloogilistel põhjustel. Kahtlemata on õige, kui rõhutatakse, et indeksiteooria tegeleb peamiselt üldindeksite konstrueerimise probleemidega. Ühtlasi on aga kindel, et käsitlemata sissejuhatavalt individuaalindekseid, oleks äärmiselt raske mõista üldindeksi kui eri laadi, komplitseeritud ehitusega dünaamikasuhtarvu sisu ja majanduslikku tähendust. Paljud individuaalindeksite omadused säilivad (või vähemalt peaksid teatud tingimustes säilima) ka üldindeksite juures.

Individuaal- ja üldindeksite vahel pole olemas mingit ülepääsmatut "hiina müüri". Nagu edaspidi näeme, lähevad nad teatud puhkudel üksteiseks üle - kaks süsteemset teguriindeksit moodustavad kokku üldindeksi, mis esineb tegelikult lihtindeksi kujul (vt. lähemalt osa 2.8 "Indeksisüsteemid").

Kõik öeldu viitab sellele, et liht- ja sealhulgas ka individuaalindeksite käsitlus kuulub vältimatu koostisosana indeksiteooriasse. Samuti avaldub see ka indeksiteooria kujunemisloos - üldindeksite konstrueerimiseni on jõutud liht- ja eriti individuaalindeksite kasutamisel saadud kogemustele toetudes.

# 2. peatükk.

# ÜLDINDEKSID.

## 2.1. Üldindeksi mõiste.

Individuaalindeksite mõiste selgitamisel on juba eespool käsitletud kogumite jagunemist kvalitatiivselt ühtlasteks ja kvalitatiivselt mitteühtlasteks. Kvalitatiivselt ühtseid kogumeid nimetatakse teisiti veel lihtkogumiteks. Kui tähistada teatud toote individuaalne kogus (näit. päevatoodang, ühe tehase toodang või mingi ühe vabariigi toodang) tähega q, siis saadakse toodangu üldmaht (vastavalt kas perioodil, trustis või kogu NSV Liidus) kujul

$$q_1 + q_2 + \dots + q_n = \sum q .$$

Nagu eelmises peatükis nägime, iseloomustatakse niisuguste kogumite muutumist individuaal- ehk lihtindeksite abil.

Liitkogumina (teisiti ka kvalitatiivselt mitteühtse kogumina) esineb tehase toodang, mis väljab rohkem kui üht liiki tooteid, üksikute tööstusharude kogutoodangud ja samuti terve rahvamajanduse kogutoodang. Nende üldmahtu ei saa leida selle üksikute koostisosade mahtude lihtsa liitmise teel, sest erineva tarbimisotstarbega tooted pole liidetavad. Selliste kogumite mahu väljendamiseks ühes arvus tuleb nende kõik koostisosad avaldada mingisugustes ühtsetes mõõtühikutes. Erinimeliste osakogumite avaldamist samades mõõtühikutes nimetatakse nende ühismõõtsustamiseks, s.t. ühismõõtseks tegemiseks.

Kõige levinumaks ühismõõtsustamise võtteks on naturaalühikutes avaldatud osakogumite ümberarvutamine rahalistesse ühikutesse. Selleks korrutatakse kõikide eri liiki toodete koguseid vastava tooteühiku hinnaga; saadakse antud liiki toodete maksumus, mida saab takistusteta liita mistahes teist liiki toodete maksumustega. Tähistades hinna p-ga, saame hindade abil ühismõõtsustatud toodangu mahu järgmisel kujul

$$q_1p_1 + q_2p_2 + \dots + q_np_n = \sum_{i=1}^{n} q_ip_i \ .$$

Vaadeldud juhul on q ühismõõtsustatav ja p ühismõõtsustaja ehk ühismõõtsuskoefitsient. Et selliselt leitud korrutiste summat on statistikas tavaks nimetada agregaadiks, siis nimetatakse ühismõõtsustatud liitkogumeid sageli ka agregaattüüpi liitnähtusteks (akad. N. Nemtšinov).

Seega võib üldindekseid defineerida kui eriliiki indekseid, mida kasutatakse agregaattüüpi liitnähtustes toimuvate kvantitatiivsete muutuste mõõtmiseks ja uurimiseks.

## 2.2. Ühismõõtsustamine.

Põhimõtteliselt hõlmab ühismõõtsustamine kaht probleemi: kogumi kõikide liikmete kvantiteedi avaldamine samades ühikutes (1) ja nende esitamine niisuguse uue kogumina, mis kujutaks endast terviklikku, iseseisvat majanduslikku sisu evivat nähtust (2).

Tavaliselt peetakse tähtsamaks esimest probleemi. Ei tohi aga unustada, et esineb selliseidki kogumeid, mille suhtes see probleem üldse ei kerki, näiteks hinnad. Avaldatud rahalistes ühikutes, on nad teatud mõttes alati ühismõõtsed. Hinna üldindeksi konstrueerimisel kerkib ainsa põhimõttelise probleemina, kuidas ühendada erinevate toodete hinnad niisuguses vahekorras, et saadaval uuel kogumil oleks iseseisev majanduslik tähendus.

Ühismõõtsustamise praktiline sooritamine eeldab kvalitatiivselt mitteühtse kogumi mõiste teatavat täpsustamist. Käsitades mitmesuguseid tooteid väljava ettevõtte toodangut kvalitatiivselt mitteühtsena, ei saa seda hinnangut absolutiseerida. Selle mõistega tuleb opereerida kui dialektilise kategooriaga. Olles ühest aspektist kvalitatiivselt mitteühtne, võib sama kogum olla mõnest teisest aspektist vaadatuna täiesti ühtne. Nii on mitmesuguseid tooteid väljava ettevõtte toodang kvalitatiivselt mitteühtne ainult kui tarbimisväärtuste mass; vaadeldes seda aga kui antud perioodi jooksul antud ettevõttes kulutatud elava ja asjastatud töö massi, moodustab ta kvalitatiivselt täiesti ühtse kogumi.

Indeksiteooria seisukohalt on mõlemad aspektid suure tähtsusega. Uuritava kogumi kvalitatiivsest ebaühtsusest tuleneb tema ühismõõtsustamise vajadus; sama kogumi kui iseseisva majandusliku nähtuse kvalitatiivne ühtsus teeb aga ühismõõtsustamise objektiivselt võimalikuks. Siit tuleneb praktiline vajadus toetuda erinimeliste suuruste ühismõõtsustamisel nende sellistele omadustele, mis neil kõigil on ühised. Näiteks on kõigile tooteile ühine, et nad kujutavad endast teatud väärtusi (c + v + m). See loobki võimaluse kasutada toodete naturaalkoguste ühismõõtsustajana hinda kui väärtuse ligikaudset väljendust.

Oletame, et tehases valmistati aruandeperioodi jooksul 1200 tükki toodet A, 4000 tonni toodet B ja 800 meetrit toodet C. Ülesandeks on määrata kindlaks, kui palju suurenes toodangu naturaalne maht eelmise perioodiga võrreldes, millal valmistati toodet A 1000 tükki, toodet B 3200 tonni ja toodet C 900 meetrit.

Nende andmete alusel võime tuletada kolm iseseisvat näitajat (individuaalindeksit), millest selgub, et toote A toodang on suurenenud

$$\frac{1200}{1000} = 1,2 \text{ korda} ,$$

toote B toodang

$$\frac{4000}{3200} = 1{,}25 \text{ korda}$$

ning toote C toodang

$$\frac{800}{900} = 0{,}89 \text{ korda.}$$

Kui palju suurenes ettevõtte kui terviku toodang, väljendatuna ühes arvus, seda olemasolevate andmete alusel pole võimalik arvutada, sest näites pole siiani antud suurusi, mida võiks kasutada loetletud toodangukoguste ühismõõtsustajatena.

Oletame, et teame täiendavalt veel vastavate toodete omahindu, mis olid baasiperioodil järgmised A - 40 rbl. tükk, B - 120 rbl. tonn ja C - 36 rbl. meeter ning aruandeperioodil A - 38, B - 103 ja C - 41 rbl. Kasutades neid hindu toodangu koguste ühismõõtsustajatena, saame

$$\sum q_0p_0 = 1000.40 + 3200.120 + 900.36 =$$
$$= 40000 + 384000 + 32400 = 456400 \text{ rbl.},$$

$$\sum q_1p_1 = 1200.38 + 4000.103 + 800.41 =$$
$$= 45600 + 412000 + 32800 = 490000 \text{ rbl.}$$

Ühismõõtsustades üksikute toodete naturaalsed kogused nende omahinnaga, saame toodangu maksumuse omahinnas[1] ehk

---

[1] Nii siin kui edaspidi on terminiga "maksumus" mõistetud hindade ja koguste korrutist ($pq$ või $\sum pq$). Termineid "hind", "omahind" jne. on kasutatud ainult seoses selliste minimaalsete toodangukogustega, mis on hindade arvutamisel kalkulatsiooniühikuteks (tükk, kg, tsentner, tonn jne.). Näiteks piima omahind (liitri või tsentneri puhul) ja piimatoodangu maksumus omahinnas (kogu põllumajandusettevõttes toodetud piima kohta). Just samuti kasutatakse mõistet "hind" ka igapäevases keelepruugis.

Põhimõtteliselt tähendab "toodangu maksumus omahinnas" sama, mida märksa kohmakamalt väljendatakse vahel järgmiselt: "toodang rahalises väljenduses mõõdetuna omahinnas".

Ettevõtete majandusliku tegevuse praktikas kasutatakse neid termineid kohati valesti. Öelda: "Piimatoodangu omahind oli 2,5 miljonit rubla", on jäme terminoloogiline eksimus. Kui järgmisel perioodil kujuneb sama summa suuremaks, näiteks 3,2 miljonit rubla, peaks sellest järelduma, et piima omahind tõusis. See oleks aga muidugi täiesti absurdne, sest toodud väljendustes saab olla juttu ainult piimatoodangu maksumusest teisiti väljendatult tootmiskulude summa. Seega selgub, et ühismõõtsustamise tulemusena väljendatakse uuritava nähtuse maht hoopis teise nähtuse mahu (antud juhul maksumuse) kaudu. Seda on tähtis silmas pidada nii saadud absoluutsuuruste endi kui ka hiljem nende suhtena arvutatavate indeksite mõistesisu tõlgendamisel.

Ühismõõtsustatud suuruste suhe

$$\frac{490\ 000}{456\ 400} = 1{,}0736$$

väljendab järelikult mitte toodangu füüsilise mahu üldist muutumist (mida me taotlesime kindlaks määrata), vaid omahinnas arvestatud toodangu maksumuse (resp. tootmiskulude summa) muutumist.

Sisule vastavalt nimetamegi saadud indeksi toodangu maksumuse indeksiks. Üldkujul avaldame selle järgmiselt:

$$\boxed{I_{pq} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_o}} \; . \qquad (2.1)$$

(Erinevalt individuaalindeksitest tähistatakse üldindekseid suure I-ga).

Nagu näite lähteandmestikust ja valemist nähtub, oleneb toodangu maksumuse indeksi väärtus ainult pooliti toodangu füüsilise mahu muutumisest. Selle kujunemist mõjustab samasugusel määral veel teise teguri - ühismõõtsustajana kasutatud hindade muutumine. Nõnda on tekkinud omapärane "nõiaring". Toodangu füüsilise mahu kvalitatiivne ebaühtlus sundis meid teda ühismõõtsustama, sest muidu polnud võimalik avaldada toodangu mahtu ühes arvus ega lülitada seda indeksivalemisse. Ühismõõtsustamine viib meid aga ülesseatud uurimisobjektist kõrvale, hoopis teise kogumi vaatlemisele, mistõttu saame mitte toodangu füüsilise mahu, vaid selle maksumuse muutumist kajastava indeksi.

---

omahinnas, mitte aga piima omahinnast, mis on maksumuse muutumisel ainult üheks teguriks (teiseks teguriks on toodangu kogus).

Hind pole ainus suurus, mida saab kasutada toodangu koguste ühismõõtsustamiseks. Ettevõtte toodangusse kuuluvatele mitmesugustele toodetele on ühine veel see, et kõigi nende valmistamisel on kulutatud teatud arv tunde inimtööd, et kõigi nende tootmiseks on kulutatud teatud kvantum materjali, teatud hulk elektrienergiat jne. Kui ühismõõtsustada eri toodete kogused iga üksiktoote valmistamisel keskmiselt kulutatud töötundide arvuga t , saaksime ühismõõtsustatud suurustena $\sum q_0t_0$ ja $\sum q_1t_1$ , mis väljendavad aga jällegi mitte toodangu füüsilisi mahtusid, vaid kulutatud töötundide kogusummat ehk teiste sõnadega kasutatud tööajafondi suurust baasi- ja aruandeperioodil. Nende suuruste suhe annaks vastavalt tööajafondi muutumise indeksi

$$I_{qt} = \frac{\sum q_1t_1}{\sum q_0t_0} . \qquad (2.2)$$

Teiste äsja viidatud ühismõõtsustajate kasutamise puhul saaksime vastavalt materjali- ja elektrienergiakulu indeksid. Tähistades toote individuaalseid materjali kulunorme m ja elektrienergia kulunorme e , saaksime vastavate indeksitena

$$I_{qm} = \frac{\sum q_1m_1}{\sum q_0m_0} ; \qquad (2.3)$$

$$I_{qe} = \frac{\sum q_1e_1}{\sum q_0e_0} . \qquad (2.4)$$

Mõeldavad on veel väga paljud ühismõõtsuskoefitsiendid. Kui kasutada ühismõõtsustajana mitte omahinda nagu indeksi 2.1 puhul, vaid näiteks hulgihindu, millega ettevõte oma toodangu realiseerib, siis kujutaks agregaat $\sum pq$ endast toodangu maksumust hulgihinnas ehk teisiti väljendatult seda rahasummat, mis laekub ettevõtte kontosse kogu toodangu realiseerimisel.

Ent kuidas siis lahendada kvalitatiivselt mitteühtse kogumi füüsilise mahu muutumist iseloomustava üldindeksi konstrueerimise probleemi? Ilmselt on see mõeldav ainult sel teel, kui ühismõõtsustatud suuruste suhtena saadud üldindeksist kõrvaldatakse uurijat mittehuvitava teguri mõju. Käsitleme seda lähemalt osas 2.4.

## 2.3. Täiendavaid märkmeid ühismõõtsustamise kohta.

1. Kvalitatiivselt mitteühtsete kogumite ühismõõtsustamine pole spetsiifiliselt indeksiteoreetiline probleem. Nagu eeltoodud käsitlusest selgub, kerkib ühismõõtsustamise vajadus üles eelkõige absoluutnäitajate tuletamisel, juhul kui on vaja väljendada mingi komplitseeritud kogumi mahtu ühes absoluutarvus. Nii on ühismõõtsustamise metoodika tähtsus laiem; see leiab ulatuslikku kasutamist igapäevases majandusalases praktikas ka väljaspool indeksimeetodit.

2. Ühismõõtsustades eri toodete kogused hindade abil, saadakse näitaja, mis iseloomustab mitte toodangu füüsilise mahu, vaid selle maksumuse suurust. Ometi pole ühismõõtsustatava suuruse maht läinud uues näitajas kaduma. See säilib ühismõõtsustatud suuruses, mis on ühismõõtsustatavaga teatud vahekorras proportsionaalne. Nõnda siis tuleb eristada ühismõõtsustatud suuruste kaht erinevat majanduslikku tähendust: otsest ja kaudset.

<u>Otseses tähenduses</u> väljendab ühismõõtsustamisel saadud suurus selle nähtuse majanduslikku sisu, mille kvantiteeti ta mõõdab. Nii väljendab ühismõõtsustamisel saadud suurus $\sum pq$ toodangu maksumust mingisugustes hindades. <u>Kaudses tähenduses</u> väljendab ühismõõtsustatud suurus mõlema sellesse ühendatud elemendi (kordaja) majanduslikku sisu. Antud juhul väljendab ta seega kaudselt muuhulgas ka toodangu füüsilist mahtu - mida suurem see on, seda suurem on toodangu maksumus. (Ühismõõtsustatud suuruste otsese ja kaudse tähenduse eristamisele tugineb hiljem teguriindeksite kahesugune tõlgendamine, mida on käsitletud osas 2.5.

3. Ühismõõtsustamisel saadava suuruse kujundamisel on mõlemad tegurid - ühismõõtsustatav ja ühismõõtsustaja - sa-

maväärsed. Seega võib näiteks hindadega ühismõõtsustatud füüsiliste mahtude kogumit käsitleda ühtaegu ka kui füüsiliste mahtudega ühismõõtsustatud hindade kogumit.

4. Toodangu maksumuse indeks $I_{pg}$, tööajafondi indeks $I_{tq}$, materjalikulu indeks $I_{mq}$ jt. on üldindeksid selles mõttes, et nad väljendavad kõik mingi agregaattüüpi liitnähtuse

$$\sum q\alpha$$

kvantiteedi muutumist ajas. Ühtlasi on selge, et samade nähtuste mahud - toodangu valmistamisel tekkivate kulude summa, toodangu realiseerimisel laekuva sissetuleku suurus, tööajafond, kulutatud materjali ja elektrienergia hulk jne. - võivad olla leitud ka mitte toodangu koguste ühismõõtsustamise teel eespool kasutatud koefitsientidega p, t, m ja e, vaid otseselt (näit. raamatupidamisandmete alusel). Sel juhul esinevad kõik vaadeldud suurused mitte agregaatidena (s.t. tegurite korrutiste summadena), vaid paušaalsuurustena. Nii võrdub toodangu realiseerimisel laekuv summa S toodangu maksumusega hulgihinnas $\sum qp$, mis leitakse kõigi toodete koguste korrutamisel nende hulgihindadega jne. Võrdsed on omavahel ka vastavad indeksid

$$i_S = \frac{S_1}{S_o} \quad \text{ja} \quad I_{pq} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_o} .$$

See tähendab, et antud juhul kaob erisus liht- ja üldindeksi vahel, sest sama kogumit võib vaadelda nii lihtkogumina kui ka agregaattüüpi liitnähtusena,ning mõlemate indeksite sisu on täpselt ühesugune. Liht- ja üldindeksi erisused taanduvad üksnes formaalsetele seikadele, sellele, kuidas on leitud nende arvutamisel kasutatavad absoluutarvud.

Kahelaadset käsitlemist - kord liht- kord üldindeksitena võimaldavad ainult maksumuse indeksi tüüpi üldindeksid, milles peegeldub korraga mitme teguri muutumise mõju. Mingi ühe teguri mõju väljendavad üldindeksid ehk nn. teguriindeksid ei ole lihtindeksile taandatavad.

## 2.4. Analüüsijat mitte huvitava teguri mõju elimineerimine. Toodangu füüsilise mahu indeks.

Ühismõõtsustamise tagajärjel seostub uuritav tegur ühismõõtsustajaga, nende tähendused liituvad uue nähtuse tähenduses ja pilt uuritava teguri iseseisvast muutumisest kaob juba enne selle lõplikku väljakujunemist. Seetõttu on ka toodangu maksumuse indeks 2.1 sisult vähe analüütiline, kajastades korraga kahe teguri - eri toodete individuaalsete koguste ja nende omahinna - muutumise mõju toodangu maksumusele. Et lahendada osas 2.2 püstitatud ülesanne, leida näitaja, mis iseloomustaks ainult toodangu füüsilise mahu keskmist muutumist, tuleb ühismõõtsustaja muutumise mõju toodangu maksumuse indeksist $I_{pq}$ elimineerida (kõrvaldada).

Mitmesuguste tegurite mõju suuruse leidmiseks kasutatakse teaduses üldiselt nn. loogilise isolatsiooni meetodit. Nähtuse arengut jälgitakse oludes, kus seda mõjustab üksnes uurijat huvitav tegur, kõigi muude tegurite mõju on aga kõrvaldatud. Nn. eksperimentaalteadustes leiab isolatsioonimeetod praktiliselt rakendamist katsete korraldamisel. Uurides näiteks teatud väetise mõju maisi kasvule ja saagikusele, luuakse uurimisasutuse laboratooriumides katsetaimedele kõigi teiste tegurite osas täiesti ühesugused kasvutingimused - sama sorti seemnest kasvatatud istikud istutatakse samasuguse mullaga täidetud pottidesse, mis asetatakse täiesti ühesugustesse valgustus- ja temperatuuritingimustesse; neid kastetakse võrdselt jne. Ainult igale katsepotile antava väetise hulk võetakse erinev. Kontrollrühmana kasutatakse täiesti samasugustesse oludesse asetatud taimi, millele uuritavat väetist ei anta. Sellisel juhul võib kõiki erinevusi maisitaimede kasvus ja saagikuses siduda erinevustega neile antud väetise hulgas.

Majanduslike nähtuste spetsiifikast tingituna ei saa nende suhtes rakendada niisuguseid eksperimente. Küll on aga samad loogilised printsiibid rakendatavad abstraktsiooni korras. Majanduslikus tegelikkuses toimivad nähtuste mahtu kujundavad tegurid tavaliselt korraga. Vaadeldes aga sama protsessi abstraktselt, võib püstitada hüpoteesi, et korraga muutub ainult üks tegur, teine aga jääb muutumatuks. Selle nn. hüpoteetilise eksperimendi sooritamise eesmärgil tuletatakse nähtuse tinglik maht, s.t. maht, millega vaadeldav nähtus oleks aruandeperioodil esinenud, kui ühismõõtsustajaks olev suurus poleks muutunud.

Eespool toodud näite juurde tagasi pöördudes tuleks leida tingliku suurusena aruandeperioodi toodangu maksumus baasiperioodi omahinnas, s.t. tootmiskulude summa, mis oleks tekkinud siis, kui toodangu füüsiline maht oleks kujunenud aruandeperioodil nii suureks, nagu ta oli tegelikult, üksikute toodete omahinnad aga oleksid jäänud kõik eelmise perioodi tasemele. Kasutades lk. 31 ja 32 toodud andmeid, oleks toodangu tinglik maksumus vaadeldava näite puhul

$$\sum p_0 q_1 = 1200 \cdot 40 + 4000 \cdot 120 + 800 \cdot 36 = $$
$$= 48000 + 480000 + 28800 = 556800 .$$

Kui toodangu tinglik maksumus jagada toodangu tegeliku maksumusega baasiperioodil, iseloomustab saadud suhtarv

$$\frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} = \frac{556800}{456400} = 1,2200$$

ilmselt üksnes toodetud koguste keskmist muutumist, sest teine tegur - üksiktoodete omahinnad - on lülitatud nii avaldise lugejasse kui nimetajasse muutumatu suurusega. Kui ka üksiktoodete kogused oleksid ülaltoodud avaldise lugejas ja nimetajas võrdsed, siis oleks indeksi väärtuseks kujunenud ilmselt 1,000; hälbib see aga ühest, nagu käesoleval juhul, siis on see tingitud ainuüksi toodete koguste muutumisest.

Nende tähelepanekute alusel seomegi saadud indeksi väärtuse üksnes toodangu füüsilise mahu muutumisega ja nimetame vastava indeksi toodangu füüsilise mahu üldindeksiks, avaldades ta üldkujul

$$\boxed{I_q = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0}} \quad . \qquad (2.5)$$

Samuti nagu indeksis 2.1 on siingi võrreldud omavahel kaht maksumust. Erisuseks on, et üks neist on tinglik, s.t. suurus, mida majanduslikus tegelikkuses pole eksisteerinud ega eksisteeri ning mis on tuletatud üksnes analüüsi otstarbel kasutatava abisuurusena.

Indeksite konstrueerimisel kasutatava hüpoteetilise eksperimendi teostamine seisab seega kahes järjestikku sooritatavas operatsioonis:

1) toodangu tingliku mahu tuletamises ja

2) selle kõrvutamises toodangu tegeliku mahuga.

Kogu toodangu füüsilise mahu indeksi tuletamisel arendatav mõttekäik tugineb ulatuslikule abstraktsioonile, on hüpoteetiline ja tinglik. Seetõttu on ka saadud indeks tinglik. Tema tähenduse tõlgendamisel tuleb pidada silmas samu hüpoteese, millest lähtudes ta on tuletatud.

Indeksit 2.5 tuntakse statistikakirjanduses toodangu füüsilise mahu agregaatindeksi nime all. Toodete koguseid $q$, mille keskmist muutumist indeks mõõdab, nimetatakse muutuvsuuruseks ehk indekseeritavaks suuruseks; teist suurust, antud juhul hindu $p$, nimetatakse kas ühismõõtsustajaks ehk ühismõõtsuskoefitsiendiks. Et iga üldindeks on ühtlasi keskmine, ja ühismõõtsustaja täidab agregaatindeksis põhimõtteliselt sama funktsiooni mis kaal keskmistes suurustes, siis nimetataksegi ühismõõtsustajat sageli ka kaaluks. (Muidugi ei tähenda see, et ühismõõtsustamise ja keskmiste kaalumise vahel pole mingit vahet.)

Et toodangu füüsilise mahu indeks mõõdab kahest koos toimivast tegurist $p$ ja $q$ ainult ühe keskmist muutumist, nimetatakse teda teguriindeksiks. Sama nimetusega tähistatakse kõiki üldindekseid, mis peegeldavad ainult mingi ühe teguri muutumist. Üldindekseid, mille väärtuses peegeldub korraga mitme teguri samaaegse muutumise mõju, nagu näiteks eespool leitud indeksites 2.1–2.4, nimetatakse koondindeksiteks.

Kuju poolest on kõik seni käsitletud üldindeksid tüüpilised liitindeksid.

## 2.5. Teguriindeksi kaks majanduslikku tähendust.

Kõigil teguriindeksitel on kaks erinevat majanduslikku tähendust, mis on üksteisega küll tihedalt seotud, ent väljendavad siiski mõnevõrra erinevaid jooni uuritavate nähtuste dünaamikas.

Toodangu füüsilise mahu indeks $I_q$ iseloomustab eelkõige toodangu naturaalse massi muutumist kui reaalse tegelikkuse fakti. Selles funktsioonis vastab $I_q$ küsimusele: mitu korda on toodangu naturaalne maht uuritava perioodi jooksul suurenenud või vähenenud? Käsitame seda indeksi <u>üldistava tähendusena</u>.

Üldistavas tähenduses esineb indeks seega <u>uuritava nähtuse keskmise muutumise üldistatud näitajana</u>. Vaadeldes toodangu füüsilise mahu muutumist, nagu see reaalsuses tegelikult toimub, selgub, et ettevõttes valmistatavate ühtede toodete hulk suureneb eelmise perioodiga võrreldes rohkem, teistel vähem, mõnede toodete toodang on samal ajal aga võib-olla suuremal või vähemal määral langenud. Et toodangu eri liigid on tavaliselt mitteühismõõtsed, pole võimalik ilma indeksi abita kindlaks määrata, kui palju on kogu ettevõtte toodangu füüsiline maht tervikuna tõusnud või langenud, kas tõus või langus toimus kiiremini kui eelmisel perioodil, mõnes teises analoogilises ettevõttes jne. Mõnikord on ilma indeksit kasutamata võimatu määrata isegi toodangu füüsilises mahus toimunud üldise nihke suunda. Seega täidab toodangu füüsilise mahu indeks tähtsat ja asendamatut tunnetuslikku funktsiooni. Ta muudab arusaadavaks, mõõdetavaks ja kvantitatiivselt võrreldavaks ettevõtte tegevuse niisugused majanduslikud tulemused, mida puhtkogemuslikult ei saa vajaliku täpsusega kindlaks määrata.

Samaaegselt võib teguriindeksi majanduslikku tähendust tõlgendada ka veel teisiti. Indeksit $I_q$ võib vaadelda ka kui näitarvu, mis iseloomustab toodangu <u>füüsilise mahu muutumise mõju toodangu maksumusele omahinnas</u>. Selles tähenduses vastab ta küsimusele: mitu korda suurenes või vähenes tootmiskulude summa (s. o. toodangu maksumus omahinnas) selle tagajärjel, et suurenes või vähenes toodangu füüsiline maht?

Nõnda käsitletuna annab toodangu füüsilise mahu indeks võimaluse eritleda teatud üldnähtuse - antud juhul toodangu maksumuse juurdekasvus teatud üksikuid, kindla põhjusega seotud osi. Nimetame indeksi majandusliku sisu sellist tõlgendust tema analüütiliseks tähenduseks.

On teada, et kõik nähtused on nii looduses kui ühiskonnas üksteisega seotud ning mõjustavad üksteist. Iga mis tahes nähtus esineb seejuures korraga kahes funktsioonis: aktiivses ja passiivses. Aktiivses funktsioonis esineb nähtus teiste nähtuste suhtes siis, kui ta avaldab nendele mõju; passiivses - kui peegeldab endas teiste nähtuste mõjusid. Aktiivses funktsioonis vaadelduna esineb nähtus põhjusena, passiivses funktsioonis aga teatud põhjuste kompleksi mõju resultaadina.

Kasutades indeksi üldistavat tähendust, vaatleme toodangu füüsilise mahu enda muutumist. Seega käsitleme toodangu mahtu kui resultaatnähtust ehk nähtust passiivses funktsioonis. Indeksi analüütiline tähendus tugineb seevastu indekseeritava suuruse kui aktiivses funktsioonis toimiva nähtuse käsitusele. Nõnda võimaldab indeksi kahe majandusliku tähendusega opereerimine kohandada nähtuste statistilise analüüsimise metoodikat nende kujunemise dialektikale ja vältida ühekülgsust, mis oleks paratamatu, kui piirdutaks nähtuste vaatlemisega ainult ühes aspektis.

Eri tähendusfunktsioonides annavad indeksid erinevalt edasi indeksivalemis olevate absoluutsuuruste majanduslikku sisu. Analüütilises funktsioonis on toodangu füüsilise mahu indeksi sisu lahutamatult seotud vastavate absoluutsuuruste otsese tähendusega; üldistavas funktsioonis tugineb ta ainult nende kaudsele tähendusele.

Viimase teesi selgitamiseks tuleb pöörduda varem kasutatud näite juurde mitmesugustest võimalikest ühismõõtsuskoefitsientidest, kus nägime, et erinimeliste toodete koguste ühismõõtsustajatena võivad peale hindade esineda veel teisedki majanduslikud suurused, näiteks toote valmistamiseks keskmiselt kulutatud tööaeg (t), materjali hulk (m), elektrienergia hulk (e) jne. Igal erineval ühismõõtsustamise juhul saime erinevad üldnähtused ja vastavalt sellele ka erinevad üldindeksid $I_{tq}$, $I_{mq}$ ja $I_{eq}$, mis sarnanevad kujult toodangu maksumuse indeksiga. Nagu toodangu maksumuse indeksist $I_{pq}$, võib ka nendest indeksitest elimineerida ühismõõtsustaja muutumise mõju. Tehes seda, s. t. lülitades ühismõõtsuskoefitsientide väärtused indeksivalemitesse muutumatute suurustena, saame järgmised teguriindeksid (valemi 2.5 eeskujul):

$$I_q = \frac{\sum t_o q_1}{\sum t_o q_o} ; \qquad (2.6)$$

$$I_q = \frac{\sum m_o q_1}{\sum m_o q_o} ; \qquad (2.7)$$

$$I_q = \frac{\sum e_o q_1}{\sum e_o q_o} . \qquad (2.8)$$

Nagu nende indeksite teoreetiline analüüs näitab, on nad kõik toodangu füüsilise mahu üldindeksid, sest neis on ainult üks muutuvsuurus - tegur q . Nende arvulised väärtused ei saa olla aga võrdsed ja nende tähenduseski peab olema erisusi. Küsimuse lähemal uurimisel selgub, et ühine on kõigi vaadeldud indeksite puhul ainult nende üldistav tähendus, milles nad väljendavad toodangu füüsilise mahu keskmist muutumist, kuna teises, analüütilises tähenduses on nad kõik üksteisest printsipiaalselt erinevad.

Indeksite 2.6, 2.7 ja 2.8 üldistava tähenduse täpne kokkulangemine on täiesti mõistetav ja loogiline, kui pidada silmas eespool (osa 2.3) puudutatud ühismõõtsustatud absoluutsuuruste omadust olla teatud proportsioonis võrdelised toodangu füüsilise mahuga. Siit järeldubki, et toodangu füüsilise mahu indeksi, niisamuti aga ka iga teise teguriindeksi üldistava tähenduse kujundamisest võtavad indeksivalemi lugejas ja nimetajas olevad absoluutsuurused osa ainult oma kaudse tähendusega, mis on neil kõigil ühine.

Analüütilises tähenduses pole indeksit seevastu võimalik käsitleda lahus tema arvutamisel kasutatud absoluutsuuruste otsesest majanduslikust tähendusest. Seda ei võimalda juba sel puhul ülesseatav küsimus: mitu korda muutus resultaatnähtus teguri muutumise tagajärjel? Kui indeks $I_q$ näitas analüütilises tähenduses, mitu korda suurenes toodangu füüsilise mahu suurenemise tagajärjel selle maksumus, siis teiste käsitletud teguriindeksite majanduslikud sisud on hoopis teistsugused. Indeks 2.6 näitab, kuidas mõjus toodangu füüsilise mahu muutumine kulutatud tööaja muutumisele, s. t. mitu korda tegelik tööajafond suurenes või vähenes toodangu füüsilise mahu suurenemise või vähenemise tagajärjel. Indeks 2.7 näitab, kuidas toodangu füüsilise mahu muutumine mõjustas kulutatud materjali hulga muutumist jne. Järelikult muutub teguriindeksi analüütiline tähendus vastavalt sellele, missugune on nende kogumite konkreetne majanduslik iseloom, mille kaudu toodangu füüsilise mahu muutumist mõõdetakse.

Kahes erinevas tähenduses võib ja tuleb käsitleda erandítult kõiki teguriindekseid, sealhulgas ka hinna-, tööviljakuse, hinnatäiendi taseme jt. indekseid, millega tutvume järgmistes osades. Käsitluses pisut ette rutates märgime, et resultaatnähtust mõjustavate tegurite absoluutsetel mõjuulatustel on ainult analüütiline tähendus (vt. lähemalt osa 6.2).

Jääb vastata küsimusele: miks pole kõigi nelja käesolevas osas käsitletud indeksi arvulised väärtused võrdsed? Selle põhjuseks on, et kõigi nende kogumite struktuur, mille absoluutseid mahtusid väljendavad agregaadid $\Sigma pq$, $\Sigma tq$, $\Sigma mq$ ja $\Sigma eq$, pole üksikute tooteliikide läbilõikes ühesugune. Praktiliselt avaldub see tõsiasjas, et tootmiskulud jagunevad tooteliikide vahel märksa teistsugustes proportsioonides kui tööjõukulud, kulutatud materjalid ja elektrienergia. See muudab indeksite üldistavas tähenduses kasutamise mõnevõrra keerulisemaks.

Et mingi ühe nähtuse muutumine võib põhjustada teistes nähtustes mitmesuguse erineva suurusega nihkeid, mida mõõdavad analüütilises tähenduses käsitletavad teguriindeksid, see on täiesti mõistetav ega kutsu esile mingisuguseid lisaprobleeme. Kui aga toodangu füüsilise mahu keskmise muutumise kohta, mida väljendab indeksite üldistav tähendus, saadakse mitu erineva väärtusega näitarvu, siis tekib otsekohe uus probleem: missugune neist indeksitest kajastab toodangu füüsilise mahu muutumist kõige paremini? Seda küsimust võib vaadelda mitmest eri lähtekohast ja igal üksikjuhul põrkutakse kokku keeruliste teoreetiliste probleemidega, millele võib vastata mitmeti. Enamasti kasutatakse toodangu füüsilise mahu kui resultaatnähtuse dünaamika väljendamiseks indeksit, kus on ühismõõtsustajana kasutatud tööstuse hulgihindu. Niisugust valikut põhjendatakse sellega, et hulgihindadevahelised proportsioonid kajastavad kõige paremini ka toodete füüsiliste mahtude vahelisi erinevusi, sest tööstuse hulgihind üldistab endas kõik väärtuse (s. o. väärtuse poliitilise ökonoomia mõistes: $w = c+v+m$) elemendid sellal, kui teised hinnad või muud mõeldavad ühismõõtsustajad hõlmavad toodete väärtusest ainult teatud osa (materjalikulu, tööjõukulu jne.).

## 2.6. Hinnaindeksi tuletamine. Abstraktsiooni reaalsuse kriteerium.

Indeks $I_q$ võimaldab määrata kindlaks toodangu füüsilise mahu muutumise mõju toodangu maksumusele. Loomulikult tekib sageli vajadus määrata kindlaks ka teise teguri - hinna (omahinna, hulgihinna jne.) - muutumise mõju toodangu maksumusele. Selle ülesande lahendamine eeldab spetsiaalse teguriindeksi - hinnaindeksi tuletamist.

### 2.6.1. Valik teguriindeksi kahe erineva tuletamisviisi vahel.

Hinnaindeksi leidmiseks on kaks võimalikku teed. Esimeseks võimaluseks on läbida samasugune arutluskäik nagu toodangu füüsilise mahu indeksi tuletamisel. Lähtuda tuleb seejuures toodangu maksumuse indeksist 2.1 ning eeldada abstraktsiooni korras, et muutuvad ainult hinnad, toodangu individuaalkogused on aga baasi- ja aruandeperioodil ühesugused. Sel teel saaksime analoogiliselt indeksile 2.5 järgmise hinnaindeksi

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} . \qquad (2.9)$$

Teiseks võimalikuks teeks on tuletada hinnaindeks varem arvutatud toodangu maksumuse indeksi ja toodangu füüsisilise mahu indeksi kaudu. On teada, et maksumus kujuneb hindade ja koguste korrutisena. Samasugust seost on loogiline oletada ka vastavate indeksite vahel, mis on samuti kordsed suurused. Tuginedes seosele

$$I_p \cdot I_q = I_{pq}$$

ja varem tuletatud indeksitele 2.1 ning 2.5, saame hinnaindeksi kujul

$$I_p = \frac{I_{pq}}{I_q} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_o} : \frac{\sum p_o q_1}{\sum p_o q_o} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_1} .$$

See tähendab, et hinnaindeks saadakse kujul

$$\boxed{I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_1}} . \qquad (2.10)$$

See indeks (samuti aga ka eespool leitud indeks 2.9) on sisult teguriindeks, kujult aga liitindeks, nagu sellele olipõhjust vihjata ka indeksi 2.5 puhul.

Kahe eri menetlusega leitud indeksid pole kujult ühesugused. Et üksikute toodete koguste suhted pole aruande- ja baasiperioodil üldjuhul püsivad, s. t.

$$\frac{q_{A1}}{q_{Ao}} \neq \frac{q_{B1}}{q_{Bo}} \neq \ldots \neq \frac{q_{i1}}{q_{io}} ,$$

siis kujunevad ka indeksite 2.9 ja 2.10 arvulised väärtused erinevateks.

Meie arvnäite andmetel (lähteandmed vt. lk. 31 ja 32), saaksime indeksite väärtused järgmised (arvutused ja kõik vajalikud vahetulemused on tabelis 5):

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_o}{\sum p_o q_o} = \frac{404500}{456400} = 0{,}8863 ;$$

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_1} = \frac{490000}{560800} = 0{,}8738 .$$

Indeksist 2,9 juhindudes selgub, et omahind alanes ettevõttes keskmiselt 11,4 %, samal ajal kui indeksi 2.10 järgi langes omahind keskmiselt 12,7 %. Kuidas neid erinevusi majanduslikult tõlgendada?

T a b e l 5.

| Too-de | Kogus | | Omahind | | $p_oq_o$ | $p_oq_1$ | $p_1q_1$ | $p_1q_o$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | $q_o$ | $q_1$ | $p_o$ | $p_1$ | | | | |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| A | 1000 | 1200 | 40 | 38 | 40000 | 48000 | 45600 | 38000 |
| B | 3200 | 4000 | 120 | 103 | 384000 | 480000 | 412000 | 329000 |
| C | 900 | 800 | 36 | 41 | 32400 | 32800 | 32800 | 36900 |
| | X | X | X | X | 456400 | 560800 | 490000 | 404500 |

Huvitava üksikseigana selgub, et ka toodangu füüsilise mahu indeksi võiks tuletada mitte niisugusel kujul, nagu me ta eespool saime (valem 2.1), vaid aruandeperioodi kaaludega analoogiliselt indeksile 2.10. Sel juhul omandaks toodangu füüsilise mahu üldindeksi valem kuju

$$I_q = \frac{\sum p_1q_1}{\sum p_1q_o} . \tag{2.11}$$

See indeks oleks baasiperioodi kaaludega leitud hinnaindeksiga 2.9 niisamasuguses seoses nagu baasiperioodi kaaludega arvutatud füüsilise mahu indeks 2.5 on aruandeperioodi kaaludega arvutatud hinnaindeksiga 2.10.

Nende tähelepanekute alusel kerkib uus lahendamist nõudev probleem: kumb arvutatud hinnaindeksitest on õigem? Kumb neist iseloomustab paremini hindade keskmist muutumist (resp. hindade muutumise mõju toodangu maksumusele)? Vaidlustes selle küsimuse üle on kujunenud välja indeksiteooria mitmed põhjapanevad tõed.

Formaalselt kujutavad kaks vaadeldud ühismõõtsustamise versiooni endast täiesti ühesuguseid abstraktsiooni rakendamise juhtumeid. Järelikult on nad ühevõrra õiged ja selle kohta, kumba neist eelistada, ei saa olla mingisuguseid formaalseid kriteeriume. Probleemi õige lahendamine saab võimalikuks ainult sel tingimusel, kui peetakse silmas

1) missugust majanduslikku tähendust kätkevad endas indeksivalemites olevad absoluutsuurused ja mida tähendab nende vahe ning

2) missuguseid tunnetuslikke eesmärke analüüsiga taotletakse, s.t. missugustele küsimustele otsitakse vastust.

Oletame, et analüüsi eesmärgiks on uurida omahinna alandamise mõju aruandeperioodi tootmiskulude summa kujunemisele. Vaatleme sellest lähtudes kumbagi hinnaindeksit, s.t. indekseid 2.9 ja 2.10.

Indeksi 2.9 lugejas on tingliku suurusena baasiperioodi toodangu maksumus aruandeperioodi omahinnas, nimetajas baasiperioodil valmistatud toodangu tegelik maksumus, s.t. tegelikus baasiperioodi omahinnas. Eeldusel, et omahind on langenud, näitab selle indeksi lugeja ja nimetaja absoluutne vahe, kui palju oleks säästetud baasiperioodi toodangu valmistamisel, kui juba siis (s.t. baasiperioodil) oleks kõikide üksiktoodete omahinnad olnud nii madalad, nagu nad olid tegelikult alles aruandeperioodil. Põhimõtteliselt samasugust sisu kajastab ka indeks.

Võrreldes seda võimalikku tulemust ülal formuleeritud analüüsi eesmärgiga - uurida omahinna muutumise mõju aruandeperioodi tootmiskulude summale - selgub, et indeksiga 2.9 saadud vastus läheb küsimusest mööda.

Indeksi 2.10 lugejas on aruandeperioodi toodangu tegelik maksumus ja nimetajas sama toodangu maksumus baasiperioodi omahinnas, mis näitab, kui suureks oleks kujunenud tootmiskulude summa aruandeperioodi toodangu valmistamisel, kui ühegi üksiktoote omahind poleks eelmise perioodiga võrreldes muutunud. Kui üksiktoodete omahinnad on tõusnud, tuleb vahet indeksi lugeja ja nimetaja vahel käsitada tootmiskulude juurdekasvuna eelmise perioodiga võrreldes; on aga toodete omahinnad langenud, siis tuleb seda vahet käsitada säästuna. Et analüüsi lõppeesmärgiks on määrata kindlaks omahinna muutumise mõju aruandeperioodi tootmiskulude üldsummale, siis on ilmne, et antud juhul võimaldab aruandeperioodi kaaludega indeks 2.10 seatud ülesannet lahendada, indeks 2.9 aga mitte. Järelikult suunab abstraktsioon, mille puhul oletame, et toodete kogused ei muutunud, meid analüüsi lõppeesmärgist kõrvale. Teisesuunalise abstraktsioonivõtte rakendamine, mille puhul püstitatakse hüpotees, et toodangu kogused olid juba baasiperioodil nii suured, nagu nad olid seda tegelikult alles aruandeperioodil, võimaldab aga jõuda suurt rakenduslikku tähtsust evivatele järeldustele.

Et vaadeldud juhul on hinnaindeksi õige kuju valikul põhiprobleemiks indeksivalemi tuletamisel kasutatud abstraktsiooni otstarbekuse või reaalsuse hindamine, võib ülalkirjeldatud mõttekäiku nimetada lühidalt abstraktsiooni reaalsuse kriteeriumi rakendamiseks.

### 2.6.2. Teguriindeksite tuletamise lihtsustatud reegel.

Sobiva indeksivalemi valikul võib analoogilistele tulemustele jõuda ka mõnevõrra teisel ja lihtsamal teel. Indeksiteoorias on levinud tava nimetada kahest tegurist üht agregaadi liiget kvantitatiivseks, teist kvalitatiivseks teguriks. Toodangu maksumuses kui agregaadis ($\sum pq$) on kvantitatiivseks teguriks $q$ ja kvalitatiivseks teguriks $p$. Kasutades tegurite niisugust klassifikatsiooni, võib formuleerida lihtsa reegli, mille abil saadakse alati põhimõtteliselt samasugune indeksivalem nagu eespool kirjeldatud abstraktsiooni reaalsuse kriteeriumi rakendamisel.

Eeldusel, et analüüsi eesmärk on samasugune nagu varem, kõlab reegel järgmiselt: teguriindeksite konstrueerimisel ühismõõtsustatakse kvantitatiivne muutuvsuurus kvalitatiivse teguri baasiperioodi väärtustega ning kvalitatiivne muutuvsuurus kvantitatiivse teguri aruandeperioodi väärtustega.

See reegel sobib hästi praktiliseks tööjuhiseks indeksite koostamisel. Ometi on tal olulisi puudusi, mis tulenevad kõik tema formaalsest iseloomust.

Esiteks pole tegurite jaotamine kvantitatiivseteks ja kvalitatiivseteks teoreetiliselt põhjendatav. Nii üks kui teine tegur on oma olemuselt terviklikud nähtused, millel on nii kvalitatiivne kui kvantitatiivne külg; väljendatud aga vastavate numbriliste näitajate kaudu, on nad mõlemad eeskätt kvantitatiivsed suurused nagu kõik statistilised näitajad. Seetõttu tekib paljudel juhtudel raskusi, missugust tegurit pidada kvalitatiivseks. Et seda reeglit siiski kasutada, tuleb mõista teguri kvantitatiivsust omakorda abstraheeritult; teise teguri suhtes tuleb pidada kvalitatiivseks seda tegurit, milles avaldub suuremal määral ettevõtte töö "headus". Et omahind on ettevõtte töö kvaliteedi suhtes tundlikum näitaja kui toodangu maht, tulebki omahinda käsitada kvalitatiivse tegurina ja toodete hulki kvantitatiivse tegurina. (Olgu möödaminnes märgitud, et võrdlemisi levinud ettekujutus, nagu kajastuks ettevõtte töö kvaliteet ainult tema toodangu omahinnas, samal ajal kui toodangu füüsilises mahus väljendub ainult ettevõttes tehtud töö "hulk", kannatab liigse lihtsustatuse pahe all ja selle ülemäära lihtsameelne järgimine võib põhjustada täiesti vääri hinnanguid. Nagu omahind, nii reageerib ka toodangu maht muutustele ettevõtte töös, ehkki mõnevõrra vähem "tundlikult" kui omahind. Et majandusliku tegevuse kvaliteedi näitajaks on harjutud pidama ainult omahinda, tuleneb sellest, et omahinna suhtes on ettevõtte tegevuses toimuvate nihete mõju hõlpsam kindlaks määrata ja omahinna analüüsimise metoodika on põhjalikumalt läbi töötatud kui toodangu mahu juurdekasvu analüüsimise metoodika.)

Teiseks tähtsaks puuduseks on, et seda reeglit ei saa kasutada, kui indeksi lugejas ja nimetajas on rohkem kui kahe teguri korrutiste summa.

Kolmandaks annab see reegel ikkagi ainult niisuguseid indekseid, mis võimaldavad nähtuse dünaamikat mõõta üksnes ühest kindlast vaatenurgast (antud juhul meie poolt püstitatud analüüsi eesmärgist lähtudes). Taotletakse aga teistsuguseid eesmärke, tuleb kasutada selleks ka teistsuguse koostisega indekseid. Selles mõttes on esitatud reegel liiga resoluutne ega jäta võimalusi ka teiste indeksikujude kasutamiseks, kui selleks vajadus tekib.

Lahendamist vajab ka see, kuidas üldse suhtuda baasiperioodi kaaludega hinnaindeksisse, s.t. indeksisse 2.9 ning teistesse analoogilistel põhimõtetel konstrueeritud teguriindeksitesse. Õigupoolest oleks pidanud see küsimus tõusma juba varem, kui jõudsime järeldusele, et analüüsi eesmärkidele vastab ainsana indeksikuju 2.10. Nõukogude indeksiteoreetikutel pole selles küsimuses veel täpselt formuleeritud ja üldiselt tunnustatud seisukohta. Mõned (näit. dots. I. Malõi) peavad indeksikujusid 2.9 ja 2.11 täiesti ebateaduslikeks ja vääradeks. Enamik teadlasi on siiski arvamusel, et mõeldav on kasutada nii aruande- kui ka baasiperioodi kaaludega konstrueeritud hinnaindekseid ja et indeksite tuletamise kaks eri võimalust ei räägi teineteisele vastu, vaid pigem täiendavad teineteist. Sellisel seisukohal on näiteks nimekad indeksiteoreetikud prof. D.V. Savinski, G.I. Baklanov jmt. Viimast seisukohta tulebki pidada ilmselt õigemaks, sest nagu selgus meiegi käsitlusest, oleks alusetu pidada indeksit 2.9 täiesti sisutühjaks; sellelgi on oma majanduslik tähendus, mille formuleerimine ei valmista raskusi. Siiski on ilmne, et praktiline vajadus sedalaadi ülesannete lahendamiseks, millele annab vastuse baasiperioodi kaaludega hinnaindeks või mõni muu analoogiline teguriindeks, tekib väga harva. Aruandeperioodi kaaludega hinnaindeks vastab kahtlemata palju aktuaalsemale küsimusele; seetõttu ta leiabki võrreldamatult sagedamat kasutamist.

Sobiva indeksivalemi valikuga seotud arutlustest tuleneb kokkuvõttev järeldus, et praktiliste ülesannete lahendamisel tuleb kasutada enamasti baasiperioodi kaaludega toodangu füüsilise mahu indeksit 2.5 ja aruandeperioodi kaaludega hinnaindeksit 2.10 ning teisi analoogiliselt tuletatud teguriindekseid. Seega on enamikul juhtudel kasutatav ka eespool sõnastatud ühismõõtsustamise reegel. Indekseid, mille koostamisel tuleks juhinduda teistsugustest printsiipidest, läheb praktikas vaja suhteliselt väga harva.

## 2.7. Mõned tähtsamad nõukogude statistikas kasutatavad agregaatindeksid.

Statistika praktikas kasutatakse laialdaselt mitmesuguseid indekseid, mis sarnanevad oma kujult eelmises paragrahvis tuletatud hinnaindeksitega 2.10 ning erinevad üksteisest ainult selle poolest, missugust konkreetset hinda neis on muutuvsuurusena kasutatud. Vastavalt sellele kujuneb iga kord välja ka indeksi majanduslik sisu. Seda tüüpi indeksiteks on:

a) toodangu omahinna indeks, mida käsitlesime eespool;

b) hulgihindade indeks, mis väljendab toodangu realiseerimisest laekuvate sissetulekute muutumist sõltuvalt realiseerimishindade keskmisest muutumisest. Olgu tähendatud, et ettevõtte toodangu keskmine realiseerimishind võib perioodist perioodi muutuda ka siis, kui toodete individuaalsed hinnad, mis määratakse kindlaks riigi poolt, jäävad püsivaiks;

c) jaehindade indeks, mille kaudu uuritakse hindade muutumise mõju kaubandusettevõtte kaubakäibe mahule ja säästude suurust, mis ostjaskond saab riiklike jaehindade alandamise tagajärjel;

d) kolhoosituruhindade indeks, mis väljendab hindade dünaamikat kolhoosituruI, kus see sõltub nõudmise ja pakkumise vahekorrast ning riiklikus jaekaubanduses kehtivate hindade kaudsest mõjust;

e) varumishindade indeks, millega väljendatakse riiklike varumishindade muutumist ning tulusid, mis selle tagajärjel saavad põllumajandussaaduste müüjad; jne.

Samuti kasutatakse paljusid toodangu füüsilise mahu indeksi eeskujul konstrueeritud indekseid, nagu näiteks kaubakäibe füüsilise mahu indeksit, varutud põllumajandussaaduste mahu indeksit jt.

Hinnaindeksi 2.10 eeskujul on konstrueeritud ka nõukogude põllumajandusstatistikas kasutatav põllukultuuride saagikuse indeks. Selles on ühismõõtsuskoefitsiendiks hektarite arv, millel nii- või teistsugust kultuuri on viljeldud. Saagikust, s. t. keskmist hektarisaaki tsentnerites, märgitakse tavaliselt tähega u , hektarite arvu tähega h . Et antud juhul on tegemist kvalitatiivse muutuvsuuruse ühismõõtsustamise juhtumiga, siis tuleb kasutada kaaludena kvantitatiivse teguri h aruandeperioodi väärtusi (vt. reegel lk. 49). Seega saame saagikuse agregaatindeksi kujul

$$I_u = \frac{\sum u_1 h_1}{\sum u_o h_1} . \qquad (2.12)$$

Mõnevõrra teisiti tuleb konstrueerida tööviljakuse üldindeks, kui kasutada tööviljakuse näitajana keskmist tööaja hulka, mis kulub ühe toote valmistamiseks. Paigutades aruandeperioodi tööviljakuse näitaja lugejasse ja baasiperioodi näitaja nimetajasse, saaksime suhtarvu, mille väärtus muutub tööviljakuse muutumisega pöördvõrdeliselt. Eriti hästi paistab see silma individuaalindeksist

$$i_r = \frac{r_1}{r_o} ,$$

kus $r_1$ on tööajakulu aruandeperioodis ja $r_o$ baasiperioodis. Selle indeksi väärtus on seda madalam, mida rohkem tööviljakus on aruandeperioodi jooksul tõusnud. Indeksi väärtuse selline reageerimine uuritava nähtuse muutumisele pole ilmselt loogiline ja selle tõlgendamine võib mõnigi kord osutuda raskeks. Seepärast konstrueeritakse nii tööviljakuse individuaal- kui ka üldindeksid nõnda, et baasiperioodi näitaja paigutatakse murru lugejasse ja aruandeperioodi näitaja nimetajasse. Nii saadakse individuaalindeks

$$i_r = \frac{r_o}{r_1}$$

ja üldindeks

$$I_r = \frac{\sum r_o q_1}{\sum r_1 q_1} . \qquad (2.13)$$

Tööviljakuse üldindeksis on kasutatud kaaludena toodete aruandeperioodi koguseid, sest muutuvsuurusena esineb kvalitatiivne tegur. Saadud tööviljakuse indeksite väärtused on nüüd tööviljakuse muutumisest võrdelises sõltuvuses - mida rohkem on tööviljakus tõusnud, seda suurem on ka indeksi arvuline väärtus.

## 2.8. Indeksisüsteemid.

Üldindeksid, mis on seotud nagu toodangu füüsilise mahu, hinna- ja maksumuse indeks, kus

$$I_p \cdot I_q = I_{pq} ,$$

moodustavad omavahel indeksisüsteemi. Ühte süsteemi kuuluvaid teguriindekseid nimetatakse üksteise suhtes <u>süsteemseteks indeksiteks</u>.

Indeksisüsteemid rajanevad vastavate majanduslike nähtuste vahelistel tegelikel seostel. Ülaltoodud indeksisüsteem näiteks baseerub üldtuntud seosel, mille kohaselt

hind . kogus = maksumus.

Valemeid, milles teatud majanduslikud suurused on seotud üksteisega kordsetes suhetes, nimetame <u>tegurisüsteemideks</u>.

Kui indeksivalemite koostamisel juhindutakse abstraktsiooni reaalsuse kriteeriumist või eespool (lk. 49) kirjeldatud tööreeglist, mille kohaselt kvantitatiivseid muutuvsuurusi ühismõõtsustatakse kvalitatiivsete suuruste baasiperioodi väärtustega ja kvalitatiivseid muutuvsuurusi kvantitatiivsete suuruste aruandeperioodi väärtustega, siis saadakse alati niisugused indeksid, mis moodustavad koos mingi teise indeksiga teatud tegurisüsteemi. Nii moodustavad näiteks kõik osas 2.5 tuletatud toodangu füüsilise mahu indeksid 2.6, 2.7 ja 2.8 koos indeksitega 2.2, 2.3 ja 2.4 süsteemid. Nende indeksisüsteemide puuduvaid liikmeid on hõlbus tuletada. Indekseid 2.2 ja 2.6 siduva teguriindeksi - keskmise tööjõukulu muutumise indeksi - leiame näiteks järgmiselt:

$$I_t = \frac{\sum t_1 q_1}{\sum t_o q_o} : \frac{\sum t_o q_1}{\sum t_o q_o} = \frac{\sum t_1 q_1}{\sum t_o q_1} . \qquad (2.14)$$

See indeks iseloomustab ühe toote valmistamiseks kuluva tööaja keskmist muutumist (üldistavas tähenduses) või ühe toote valmistamiseks keskmiselt kuluva aja muutumise mõju tehases üldse kulutatud tööajafondile (analüütilises tähenduses).

Indeksite 2.3 ja 2.7 alusel saab tuletada neid ühendava materjalikulu indeksi

$$I_m = \frac{I_{mq}}{I_q} = \frac{\sum m_1 q_1}{\sum m_0 q_1}, \qquad (2.15)$$

ning indeksite 2.4 ja 2.8 alusel elektrikulu üldindeksi

$$I_e = \frac{I_{eq}}{I_q} = \frac{\sum e_1 q_1}{\sum e_0 q_1}. \qquad (2.16)$$

Paljude majandusliku analüüsi ülesannete lahendamine eeldab rohkem kui kolmest liikmest koosnevate indeksisüsteemide loomist, mis aga saab võimalikuks alles pärast seda, kui on koostatud vastavad suurema liikmete arvuga tegurisüsteemid (vt. lähemalt V peatükk "Tegurisüsteemide arendamine").

Indeksisüsteemid võimaldavad lahendada mitmesuguseid põhimõttelise ja arvutusliku iseloomuga ülesandeid. Eelkõige saab nende alusel tuletada olemasolevatele indeksitele teisi süsteemseid indekseid, nagu sellega äsja tutvusime.

Teiseks saab indeksisüsteemide abil kontrollida arvutatud indeksite aritmeetilist õigsust. Kui kahe teguriindeksi korrutis (resp. suhe) ei ole võrdne kolmanda samasse süsteemi kuuluva teguriindeksi väärtusega, siis peab olema arvutustes mingisugune viga. Meie arvnäite puhul on

$$I_p \times I_q = 1,22 \times 0,875 = 1,0675 = I_{pq},$$

millest selgub, et arvutused on õiged. Olgu siiski rõhutatud et indeksisüsteemide abil saab kontrollida ainult arvutuste aritmeetilist õigsust, mitte aga seda, kas kasutatud indeksivalemid üldse sobivad uuritava probleemi lahendamiseks või mitte. Viimases mõttes saab indekseid kontrollida ainult abstraktsiooni reaalsuse kriteeriumi kaudu.

Kolmandaks saab süsteemsete indeksite vaheliste seostega opereerides lahendada mitut liiki lihtsamaid ülesandeid, kus kaks indeksit on teada ja nõutakse kolmanda väärtuse arvutamist, mille otseseks leidmiseks aga andmed puuduvad. Esitame indeksisüsteemide sellise kasutamise kohta järgnevalt paar näidet.

1. näide. Tehase toodangu maksumus suurenes aruandeperioodil plaaniga võrreldes 43 protsenti. Samal ajal töötas tehases 20 protsenti rohkem töölisi kui plaanis ette nähtud. Kas ettevõtte tööviljakus oli plaanilisest suurem või väiksem ja kui palju?

Esitatud küsimuse saab osaliselt lahendada juba ilma igasuguste arvutusteta. Et toodangu maksumus kasvas suurema tempoga kui tööliste arv, siis peaks tööviljakus olema plaaniga võrreldes ilmselt tõusnud. Küsimuse teise poole vastamine eeldab muidugi arvutusi. On teada, et

$$\text{toodangu maksumus} = \text{tööliste arv} \times \begin{array}{l}\text{ühe töölise kesk-}\\ \text{mine tööviljakus}\\ \text{perioodis (rahas)}\end{array}$$

Samasugustes seostes on ka vastavad indeksid, s.t.

$$I_{\text{tööliste arv}} \times I_{\text{tööviljakus}} = I_{\text{toodangu maksumus}} .$$

Ülesande andmetel on toodangu maksumuse indeksi väärtus 1,43 (= 0,43 + 1,00) ja tööliste arvu indeks 1,20 (0,20 + 1,00). Järelikult on tööviljakuse indeks

$$I_{\text{töövilj.}} = \frac{I_{\text{toodang}}}{I_{\text{tööliste arv}}} = \frac{1{,}43}{1{,}20} = 1.1917 ,$$

millest selgub, et tööviljakus on tehases 19,2 protsenti kõrgem kui plaanis ette nähtud.

2. näide. Tehases oli tööpinke 31% rohkem kui eelmisel perioodil. Iga tööpink töötas keskmiselt 7,2 tundi, eelmisel perioodil aga 7,4 tundi vahetuses. Samal ajal on töötatud masinvahetuste arv ühe tööpingi kohta vähenenud 6 protsenti. Paranenud on toormaterjali kasutamine: kui eelmisel perioodil kulutati ühe tonni valmistoodangu väljamiseks 1,31 tonni toormaterjali, siis aruandeperioodil kulutati selleks ainult 1,17 tonni. Toodangu füüsiline maht on suurenenud 18 protsenti.

Leida, kas aruandeperioodil töötasid tööpingid suurema või väiksema tunnikoormusega kui eelmisel perioodil? Kuidas on muutunud ühes tööpinktunnis töödeldud tooraine kogus?

Esimesel pilgul võib tunduda, et esitatud küsimuste vastamiseks pole ülesandes andmeid. Tegelikult sisalduvad seal kõik probleemi lahendamiseks vajalikud arvud. Ülesande lahendamine on kõige hõlpsam allpool kirjeldatud järjekorras.

1. Tuleb teha kindlaks, missuguste toodangu mahtu mõjustavate tegurite kohta on andmeid olemas. Selgub, et on teada andmed

toodangu füüsilise mahu kohta;
tööpinkide keskmise kasutusaja kohta tööpinktundides;
töötatud tööpinkvahetuste arvu kohta;
materjalide ärakasutamise astme kohta;
kasutatud tööpinkide arvu kohta.

2. Kõik teadaolevad tegurid püütakse ühendada tegurisüsteemi, lülitades sellesse ka otsitava teguri.

Meie näite andmeist selgub, et teada olevad suurused moodustavad järgmise süsteemi:

| | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Toodangu füüsiline maht (N) | = | Tööpinkide keskmine arv (m) | x | Töötatud tööpinkvahetuste arv 1 masina kohta (s) | x | Tööpinkvahetuse keskmine kestus tundides (u) | x | Ühes tööpinktunnis töödeldud tooraine hulk (õ) | x | Tooraine ärakasutamise aste (ä) |

ehk lühemalt

$$N = m \cdot s \cdot u \cdot õ \cdot ä .$$

Otsitavaks suuruseks on neljas tegur (tegur õ).

3. Kõik teada olevad andmed avaldatakse indeksitena. Saame järgmised indeksite väärtused:

$I_{\text{toodangu füüsil. maht}} = I_N = 1{,}18$

$I_{\text{tööpinkide arv}} = I_m = 1{,}31$

$I_{\text{tööp.-vahetuste arv}} = I_s = 0{,}94$

$$I_{\text{tööp.- vah. kestus}} = I_u = \frac{7,2}{7,4} = 0,973$$

$$I_{\text{materj.ärak. aste}} = I_ä = \frac{1,17}{1,31} = 0,893$$

4. Tuletatakse ühes tööpinktunnis keskmiselt töödeldud materjali koguse muutumist iseloomustav indeks

$$I_õ = \frac{I_N}{I_m \cdot I_s \cdot I_u \cdot I_ä} =$$

$$= \frac{1,18}{1,31 \cdot 0,94 \cdot 0,973 \cdot 0,893} =$$

$$= \frac{1,18}{1,07} = 1,1028 \quad 1,103.$$

Leitud indeks näitab, et tööpinkide kasutamise intensiivsus on eelmise aastaga võrreldes tõusnud. Igas tööpinktunnis on töödeldud keskmiselt 10,3 protsenti rohkem toorainet kui eelmisel aastal.

Raskeimaks küsimuseks on seda laadi ülesannete lahendamisel niisuguse tegurisüsteemi moodustamine, mis võimaldaks kõiki teada olevaid andmeid omavahel siduda.

## 2.9. Keskmised indeksid.

Agregaatindeksite kasutamine eeldab, et mõlema indeksis esineva suuruse, nii muutuvsuuruse kui ka ühismõõtsustaja kohta on teada nii baasiperioodi kui aruandeperioodi individuaalväärtused. Sageli aga pole kõiki neid andmeid täpselt niisugusel kujul kasutada. Võib juhtuda, et on teada näiteks hinna individuaalindeksid ja aruandeperioodil realiseeritud kaupade maksumused, baasiperioodi käivete kohta aga puuduvad üksikasjalised andmed. Niisugusel ja paljudel teistel analoogilistel juhtudel ei saa indeksite agregaatkujusid kasutada, küll on aga võimalik leida liitindeksi väärtus individuaalindeksite keskmisena.

Keskmiseks indeksiks nimetatakse liitindeksit, mis on avaldatud individuaalindeksite keskmise kujul.

Keskmiseks indeksiks võib ümber kujundada mistahes agregaatindeksi. Teades näiteks, et hinna individuaalindeks on

$$i_p = \frac{p_1}{p_o},$$

võime sellest avaldada baasiperioodi hinna

$$p_o = \frac{1}{i_p} p_1 .$$

Kui asendada sellega $p_o$ väärtus hinna agregaatindeksis 2.10, siis saamegi hinna üldindeksi harmoonilise keskmise kujul ehk harmoonilise keskmise hinnaindeksi

$$\boxed{I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum \frac{1}{i_p} p_1 q_1}} . \qquad (2.17)$$

Kui indeksis 2.17 vaadelda hinna individuaalindeksit variandina ($i_p = x$) ja üksikute kaubarühmade aruandeperioodi maksumusi sagedustena ($p_1 q_1 = f$), siis on selge, et leitud indeks sarnaneb oma kujult harmoonilise keskmisega

$$\bar{x}_{harm.} = \frac{\sum f}{\sum \frac{1}{x} f},$$

mispärast teda nõnda nimetataksegi.

Hinnaindeksit harmoonilise keskmisena kasutatakse praktikas väga sageli.

Põhimõtteliselt saab hinna üldindeksit avaldada ka aritmeetilise keskmise kujul. Selleks avaldame hinna individuaalindeksist aruandeperioodi hinna

$$p_1 = i_p \cdot p_o$$

ja paigutame selle hinna agregaatindeksis aruandeperioodi hinna asemele. Saame indeksi

$$I_p = \frac{\sum i_p p_o q_1}{\sum p_o q_1}, \qquad (2.18)$$

mis kujutab endast hinna aritmeetilist keskmist üldindeksit, sest ta sarnaneb kujult aritmeetilise keskmise valemiga

$$\bar{x} = \frac{\sum xf}{\sum f},$$

eeldusel, et $i_p = x$ ja $p_o q_1 = f$.

Hinnaindeksit ei kasutata siiski peaaegu mitte kunagi aritmeetilise keskmise kujul, sest kui on teada toodangu (või kaubandusettevõttes käibe) tinglik maksumus $\sum p_o q_1$, on teada enamasti ka selle tegelik maksumus, mis võimaldab arvutada agregaatindeksi väärtuse.

Toodangu füüsilise mahu indeks seevastu esineb suhteliselt sageli just aritmeetilise keskmise kujul

$$\boxed{I_q = \frac{\sum i_q p_o q_o}{\sum p_o q_o}} \quad ; \qquad (2.19)$$

harmoonilise keskmisena esineb aga füüsilise mahu üldindeks peaaegu üksnes teoreetiliselt.

## 2.10. Püsiv- ja muutuvkaaludega indeksite read.

Kui arvutatakse indekseid mitme järjestikuse perioodi kohta, võib kasutada muutuvsuuruse kaalumisel (ühismõõtsustamisel) kaht erinevat moodust:

1) kasutada kõigis indeksites kogu indeksirea ulatuses püsivaid kaalusid;

2) kasutada perioodist perioodi muutuvaid kaalusid.

Kummalgi juhul saadakse erineva koostisega indeksite read, mis väljendavad sama nähtuse muutumist mõneti erinevast küljest. Püsivate või muutuvate kaaludega võib konstrueerida nii ahel- kui ka alusindeksite ridu. Järelikult on üldindeksite ridade kujundamiseks olemas põhiliselt neli eri võimalust. Loomulikult on ka igas reas olevate indeksite arvulised väärtused erinevad.

Vaatleme püsiv- ja muutuvkaaludega indeksiridade kujundamist lihtsa arvnäite alusel, mille lähteandmed on esitatud tabelis 6 ja kõik indeksite arvutamiseks vajalikud abiarvutused tabelis 7. Metoodilistel eesmärkidel vaatleme tehast, mis valmistas kõigi uuritavate aastate jooksul ainult kolme eri toodet - tooteid A, B ja C.

Tabel 6

Tehase "NN" toodangu maht ja omahind
1951 - 1955

| Toode | Tooteühiku omahind (rbl.) | | | | | Toodete arv (tuh. tk.) | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1951 | 1952 | 1953 | 1954 | 1955 | 1951 | 1952 | 1953 | 1954 | 1955 |
| | $p_1$ | $p_2$ | $p_3$ | $p_4$ | $p_5$ | $q_1$ | $q_2$ | $q_3$ | $q_4$ | $q_5$ |
| A | 14 | 10 | 10 | 11 | 9 | 200 | 150 | 140 | 200 | 130 |
| B | 6 | 5 | 4 | 4 | 5 | 1000 | 1500 | 2000 | 2020 | 2030 |
| C | 11 | 13 | 11 | 9 | 8 | 80 | 100 | 105 | 113 | 180 |

Tabel 7

Ahel- ja alusindeksite ridade koostamiseks vajalike suuruste arvutus.

| | $p_1q_5$ | $p_2q_5$ | $p_3q_5$ | $p_4q_5$ | $p_5q_5$ | $p_1q_2$ | $p_2q_2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| A | 1820 | 1300 | 1300 | 1430 | 1170 | 2100 | 1500 |
| B | 12180 | 10150 | 8120 | 8120 | 10150 | 9000 | 7500 |
| C | 1980 | 2340 | 1980 | 1620 | 1440 | 1100 | 1300 |
| | 15980 | 13790 | 11400 | 11170 | 12760 | 12200 | 10300 |

Tabel 7
(järg)

| | $p_2q_3$ | $p_3q_3$ | $p_3q_4$ | $p_4q_4$ | $p_1q_3$ | $p_1q_4$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
| A | 1400 | 1400 | 2000 | 2200 | 1960 | 2800 |
| B | 10000 | 8000 | 8080 | 8080 | 12000 | 12120 |
| C | 1365 | 1155 | 1243 | 1017 | 1155 | 1243 |
| | 12765 | 10555 | 11323 | 11297 | 15115 | 16163 |

Tehase "NN" toodangu omahinna dünaamika iseloomustamiseks võib arvnäite andmete alusel koostada järgmised neli indeksirida:

A. Püsivkaaludega ahelindeksite rida.

$$I_{p(52/51)} = \frac{\sum p_2q_5}{\sum p_1q_5} ; \quad I_p = \frac{13790}{15980} = 0{,}86295 \qquad (2.20)$$

$$I_{p(53/52)} = \frac{\sum p_3q_5}{\sum p_2q_5} ; \quad I_p = \frac{11400}{13790} = 0{,}82669 \qquad (2.21)$$

$$I_{p(54/53)} = \frac{\sum p_4q_5}{\sum p_3q_5} ; \quad I_p = \frac{11170}{11400} = 0{,}97983 \qquad (2.22)$$

$$I_{p(55/54)} = \frac{\sum p_5q_5}{\sum p_4q_5} ; \quad I_p = \frac{12760}{11170} = 1{,}14235 \qquad (2.23).$$

B. Muutuvkaaludega ahelindeksite rida.

$$I_{p(52/51)} = \frac{\sum p_2q_2}{\sum p_1q_2} ; \quad I_p = \frac{10300}{12200} = 0{,}84426 \qquad (2.24)$$

$$I_{p(53/52)} = \frac{\sum p_3q_3}{\sum p_2q_3} ; \quad I_p = \frac{10555}{12765} = 0{,}82687 \qquad (2.25)$$

$$I_{p(54/53)} = \frac{\sum p_4q_4}{\sum p_3q_4} ; \quad I_p = \frac{11297}{11323} = 0{,}9039 \qquad (2.26)$$

$$I_{p(55/54)} = \frac{\sum p_5q_5}{\sum p_4q_5} ; \quad I_p = \frac{12760}{11170} = 1{,}14235 \qquad (2.27).$$

C. Püsivkaaludega alusindeksite rida (1951. aasta baasil).

$$I_{p(52/51)} = \frac{\sum p_2q_5}{\sum p_1q_5} ; \quad I_p = \frac{13790}{15980} = 0{,}86295 \qquad (2.28)$$

$$I_{p(53/51)} = \frac{\sum p_3q_5}{\sum p_1q_5}; \quad I_p = \frac{11400}{15980} = 0,71339 \qquad (2.29)$$

$$I_{p(54/51)} = \frac{\sum p_4q_5}{\sum p_1q_5}; \quad I_p = \frac{11170}{15980} = 0,69899 \qquad (2.30)$$

$$I_{p(55/51)} = \frac{\sum p_5q_5}{\sum p_1q_5}; \quad I_p = \frac{12760}{15980} = 0,79850 \qquad (2.31).$$

D. **Muutuvkaaludega alusindeksite rida (1951. aasta baasil).**

$$I_{p(52/51)} = \frac{\sum p_2q_2}{\sum p_1q_2}; \quad I_p = \frac{10300}{12200} = 0,84426 \qquad (2.31)$$

$$I_{p(53/51)} = \frac{\sum p_3q_3}{\sum p_1q_3}; \quad I_p = \frac{10555}{15115} = 0,69831 \qquad (2.32)$$

$$I_{p(54/51)} = \frac{\sum p_4q_4}{\sum p_1q_4}; \quad I_p = \frac{11307}{16163} = 0,69956 \qquad (2.33)$$

$$I_{p(55/51)} = \frac{\sum p_5q_5}{\sum p_1q_5}; \quad I_p = \frac{12760}{15980} = 0,79850 \qquad (2.35).$$

Saadud tulemuste erisuste võrdlemise hõlbustamise eesmärgil on kõikidesse esitatud ridadesse kuuluvate indeksite arvulised väärtused koondatud tabelisse 8, kus nad on antud protsentides.

Kui indeksiridade kujundamiseks on niivõrd mitmekesiseid võimalusi, siis tekib loomulikult küsimus: missugune rida võimaldab nähtuse dünaamikat väljendada kõige paremini? Sellele küsimusele ei saa olla mingisugust universaalset vastust. Kõikidel äsja vaadeldud ridadel on oma hüved ja pahed. Missugune võimalus valida, see sõltub eelkõige uuritava nähtuse sisust ja teiseks sellest, missugusest aspektist seda tahetakse indeksite abil uurida. Kuigi üldteoreetiliselt on kõik indeksiread võrdselt õiged, sobib mingi ühe konkreetse nähtu-

T a b e l 8.

Tehase "NN" toodangu omahinna muutumine 1951–1955 kujutatuna erinevate indeksiridade abil.

| Rea tähis | Indeksirea iseloomustus | Üksikute aastate indeksid | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 1952 | 1953 | 1954 | 1955 |
| A | Püsivkaaludega ahelindeksid . . . . . . | 86,3 | 82,7 | 98,0 | 114,2 |
| B | Muutuvkaaludega ahelindeksid . . . . . . | 84,4 | 82,7 | 90,9 | 114,2 |
| C | Püsivkaaludega alusindeksid . . . . . . | 86,3 | 71,3 | 69,0 | 79,9 |
| D | Muutuvkaaludega alusindeksid . . . . . . | 84,4 | 69,8 | 70,0 | 79,9 |

se valgustamiseks reeglina ainult üks neljast versioonist.

Püsivkaaludega ahelindeksite rida väljendab hindade muutumist eeldusel, et toodangu kogus jääb püsivaks, ja seda mitte ainult kahe perioodi ulatuses, vaid kogu indeksireaga hõlmatava ajavahemiku jooksul. Indeksitega kujutatakse nähtuste dünaamikat ikka retrospektiivselt,[1] seepärast on loomulik kasutada püsivkaaluna just viimase perioodi koguseid. Et hinnaindeks on loomult püsiva struktuuri indeks (vt. lähemalt osa 4.2), siis ei elimineeru sellest indeksireast mitte ainult toodangu mahu muutumise, vaid ka igasuguste toodangu struktuuris toimuvate nihete mõju. Järelikult annab püsivkaaludega ahelindeksite rida pildi hindade muutumisest, nagu see oleks toimunud siis, kui poleks esinenud vähemaidki muutusi ei toodangu mahus ega selle koostises.

Niiviisi konstrueeritud indeksireas kehtib seos, millega tutvusime individuaalindeksite rea käsitlemisel - ahelindeksite korrutis annab viimase aasta alusindeksi (vt. osa 1.3); näiteks

[1] Ka plaanilised indeksid arvutatakse samal põhimõttel: hilisema perioodi näitaja suhtena varasema perioodi näitajasse.

$$\frac{\sum p_2 q_5}{\sum p_1 1_5} \times \frac{\sum p_3 q_5}{\sum p_2 q_5} = \frac{\sum p_3 q_5}{\sum p_1 q_5},$$

s. o.

$$0{,}86295 \times 0{,}82669 = 0{,}71339 .$$

Vaatamata selle omaduse suurele rakenduslikule tähtsusele, kasutatakse püsivkaaludega ahelindeksite ridu siiski suhteliselt harva. Põhjuseks on, et nähtuste struktuur, millest hindade keskmine tase sõltub, on üldiselt küllaltki muutuv ja enamasti ei saa selle suhtes "silma kinni pigistada". Just viimasel põhjusel kasutataksegi suhteliselt rohkem muutuvkaaludega ahelindeksite ridu. Nagu äsja käsitletud püsivkaaludega ahelindeksite reas, nii on ka siin igast üksikust indeksist kõrvaldatud nii toodangu mahu kui ka selle struktuuri muutumise mõju. Indeksite reas aga leiab toodangu struktuuri muutumine kajastamist. Selles on lihtne veenduda, kui vaadelda tähelepanelikult kumbagi rida ja neid omavahel võrrelda. Esimeses, püsivkaaludega reas, on kõikide indeksite ühismõõtsuskoefitsiendiks $q_5$, mis tähendab seda, et rea kui terviku suhtes on rakendatud sama abstraktsioonivõtet, mida kasutatakse ka kõigi üksikindeksite puhul. Teises, muutuvkaaludega reas, on esimese indeksi ühismõõtsustajaks $q_2$, teise indeksi ühismõõtsustajaks $q_3$ jne., millest järeldub, et rida tervikuna reageerib toodangu struktuuri muutumisele.

Seega selgub, et muutuvkaaludega indeksireas on kasutatud abstraktsioonimeetodit suhteliselt piiratumalt, mistõttu see annab tegelikkusele lähedasema pildi hindade muutumisest. (Viimane asjaolu on samal ajal ühtlasi selle indeksiridade konstrueerimise menetluse üheks puuduseks, sest teiste sõnadega väljendatult tähendab see, et antud rida on eelmisega võrreldes vähem analüütiline.)

Muutuvkaaludega ahelindeksite rea puuduseks on, et selles ei saa ahelindekseid alusindeksiteks ümber arvutada, sest

$$\frac{\sum p_2q_2}{\sum p_1q_2} \cdot \frac{\sum p_3q_3}{\sum p_2q_3} \neq \frac{\sum p_3q_3}{\sum p_1q_3} .$$

Püsivkaaludega alusindeksite rida erineb analoogilisest ahelindeksite reast põhimõtteliselt samuti, nagu alusindeksitena konstrueeritav individuaalindeksite rida erineb ahel-individuaalindeksite reast; ta kujutab hindade keskmist muutumist mitte perioodist perioodi, vaid alates teatud kindlast püsivaks võrdlusbaasiks olevast perioodist. Seda indeksirida iseloomustab hulk ühiseid jooni analoogilise ahelindeksite reaga.

Ka muutuvkaaludega alusindeksite rida täidab põhimõtteliselt samu funktsioone nagu vastav ahelindeksite rida, kui jätta kõrvale alus- ja ahelindeksite vahelised üldised erinevused.

Ligikaudu samuti võib iseloomustada ka paljude teiste kvalitatiivsete tegurite: tööviljakuse taseme, masinate jõudluse, põllukultuuride saagikuse, hinnatäiendi taseme jne. - kohta arvutatud indeksiridu. Kvantitatiivsete tegurite - toodangu ja kaubakäibe füüsilise mahu, külvipindade jne. - kohta arvutatud indeksiridade puhul tuleb aga võtta arvesse mitmeid vastupidises suunas toimivaid asjaolusid. Nii selgub näiteks toodangu füüsilise mahu indeksi suhtes, et just püsivkaaludega rea konstrueerimisel kasutatakse teaduslikku abstraktsiooni suhteliselt piiramatult, mistõttu paljude praktiliste ülesannete puhul, mille lahendamine ei eelda hindade omavahelistes proportsioonides toimunud nihete elimineerimist, kasutatakse just sedalaadi rida.

Kirjeldatud neli juhtumit ei ammenda muidugi ühe ja sama nähtuse muutumise kohta erinevate indeksiridade kujundamise kõiki võimalusi. Veel on võimalik konstrueerida püsivkaaludega alusindeksite rida mitte viimase perioodi, vaid mingi teise, näiteks esimese perioodi ühismõõtsuskoefitsiente kasutades jne.

Statistikaliteratuuris leiavad (või on minevikus leidnud) kasutamist väga paljud indeksiridade konstrueerimise eri moodused. Et igaüks neist annab arvuliselt erinevad tulemused ja väljendab nähtuse dünaamikat mõnevõrra erinevast aspektist, siis on arusaadav, et enne indeksite kasutamist, nende omavahelist võrdlemist ja kaugemale ulatuvate järelduste tegemist tuleb alati jõuda selgusele, missuguste printsiipide alusel on analüüsitav rida konstrueeritud.

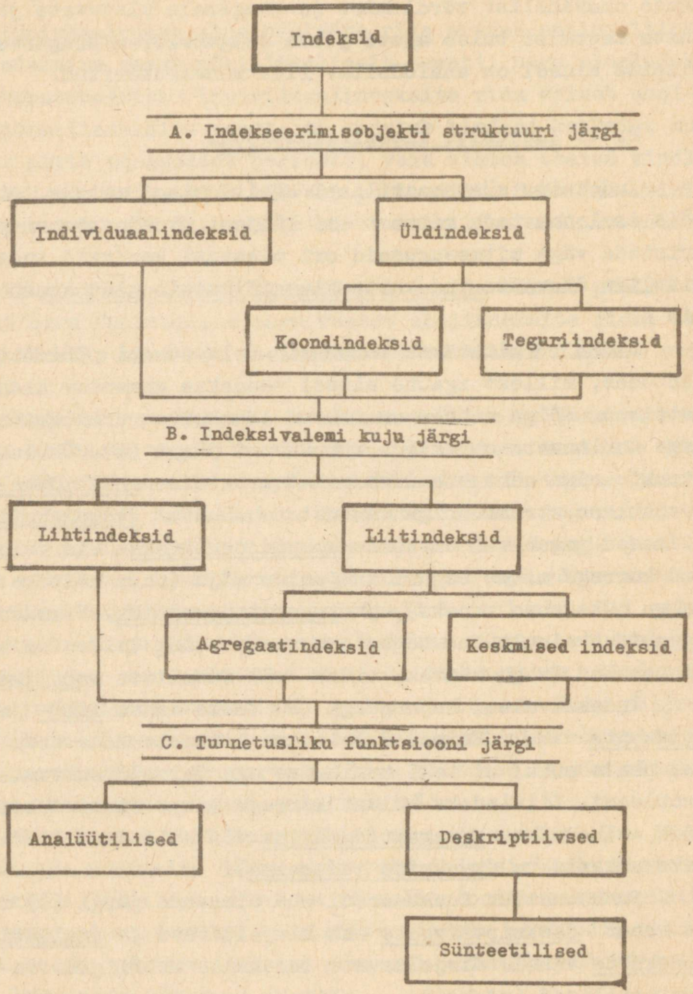
## 2.11. Indeksite klassifikatsioon.

Indeksite süstemaatilisel käsitlemisel selgus, et neid võib iseloomustada mitmest eri küljest, kusjuures on põhjust eristada väga mitmesuguseid eri nimetusi kandvaid indekseid. Piltliku ülevaate indeksite klassifikatsioonist annab joonis 4.

Üldse rühmitatakse indekseid kolmest eri põhimõttest lähtudes, millest igaühe alusel saadakse ammendav klassifikatsioon. Kõige rohkem on tuntud indeksite rühmitamine nendega uuritavate objektide struktuuri järgi (A). Ühtlase struktuuriga nähtuste dünaamikat uuritakse individuaal-, ebaühtlase struktuuriga nähtuste muutumist üldindeksitega. Viimased jagunevad omakorda koondindeksiteks, mis väljendavad korraga mitme teguri muutumise mõju (nagu näiteks toodangu maksumuse indeks), ja teguriindeksiteks. Viimastes peegeldub ainult ühe teguri muutumine ning teised on elimineeritud (nagu näiteks hinna- või füüsilise mahu indeks).

Indeksivalemi kuju järgi (B) teeme vahet liht- ja liitindeksite vahel. Esimesed leitakse lihtsalt kahe arvu suhtena; nende puhul ei teki kaalumise ega ühismõõtsustamise probleemi. Liitindeks hõlmab korraga mitut lihtindeksit. Ta võib esineda kas agregaatindeksina või siis otse lihtindeksite keskmisena (keskmise indeksina).

Tunnetusliku funktsiooni ehk ülesande järgi (C) tehakse vahet deskriptiivsete ehk kirjeldavate ja analüütiliste indeksite vahel. Kirjeldavate indeksite eriliigiks on nn. sünteetilised indeksid - näiteks toodangu maksumuse (2.1), tööajafondi (2.2), materjalikulu (2.3), elektrienergiakulu (2.4) indeksid jms. - mis väljendavad korraga mitme teguri muutumise mõju.




Joon. 4. Indeksite klassifikatsioon kolmel erineval liigitusalusel.

Et tegemist on kolme erineva klassifikatsiooniga, millest igaüks hõlmab erandltult kõiki indekseid, siis peab iga mistahes indeks olema iseloomustatav korraga kolmest erinevast klassifitseerimisalusest lähtudes. Kuidas sellest seisukohast mõningaid tähtsamaid indekseid käsitada, selgub joониselt 5.

Jooniselt on hõlpus näha, et näiteks hinna üldindeks $I_p$ (indeks 2.10), ent samuti ka teised temaga põhimõtteliselt sarnased indeksid (2.11, 2.12, 2.13, 2.14, 2.15, 2.16 jt.) on indekseeritava objekti sisestruktuuri järgi üld-, täpsemalt teguriindeksid, valemi kuju järgi liit-, täpsemalt agregaatindeksid ning tunnetusfunktsiooni järgi analüütilised indeksid.

Niisama mitmekülgse iseloomustuse saab joonise vahendusel analoogilisel viisil hõlpsasti kujundada ka mistahes teise konkreetse indeksi kohta.

(Joonisele 5 on võetud ka struktuuriindeksid - keskmise hinna muutuva struktuuri indeks ja struktuurinihete indeks, mida käsitletakse üksikasjalikumalt 4. peatükis.)

<table>
<tr><th rowspan="2">Indeksi nimetus</th><th rowspan="2">Indeksi valem</th><th colspan="6">Indeksi koht indeksite klassifikatsioonis</th></tr>
<tr><th colspan="2">Sisu järgi</th><th colspan="2">Kuju järgi</th><th colspan="2">Tunnetusliku funktsiooni järgi</th></tr>
<tr><td>Hinna individuaalindeks</td><td>$i_p = \frac{p_1}{p_0}$</td><td colspan="2" rowspan="2">Individuaalindeks</td><td colspan="2" rowspan="4">Lihtindeks</td><td rowspan="5">Kirjeldav ehk deskriptiivne indeks</td><td rowspan="2"></td></tr>
<tr><td>Toodangu (kaubakäibe) füüsilise mahu indeks</td><td>$i_q = \frac{q_1}{q_0}$</td></tr>
<tr><td>Toodangu (kaubakäibe) füüsilise mahu indeks</td><td>$I_q = \frac{q_1}{q_0} = \frac{\sum q_1}{\sum q_0}$</td><td rowspan="6">Üldindeks</td><td rowspan="3">Koondindeks</td><td rowspan="3">Sünteetiline indeks</td></tr>
<tr><td>Keskmise hinna indeks; muutuva struktuuri hinnaindeks</td><td>$I_p = \frac{p_1}{p_0}$</td></tr>
<tr><td>Toodangu (kaubakäibe) maksumuse üldindeks</td><td>$I_{pq} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0}$</td><td rowspan="4">Liitindeks</td><td rowspan="3">Agregaatindeks</td></tr>
<tr><td>Hinna üldindeks</td><td>$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1}$</td><td rowspan="3">Teguriindeks</td><td colspan="2" rowspan="3">Analüütiline indeks</td></tr>
<tr><td>Struktuurinihete mõju väljendav keskmise hinna indeks</td><td>$I_p^{str.n.} = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0}$</td></tr>
<tr><td>Toodangu (kaubakäibe) füüsilise mahu aritmeetiline keskmine indeks</td><td>$I_q = \frac{\sum i_q p_0 q_0}{\sum p_0 q_0}$</td><td>Keskmine indeks</td></tr>
</table>

Joon. 5. Mõnede tähtsamate indeksite koht indeksite klassifikatsioonis.

# 3. p e a t ü k k.

## JOONI INDEKSITEOORIA ARENGUST.

### 3.1. Esimesi teaduslikus kirjanduses kasutatud indekseid.

Mitmesuguseid keskmisi ja dünaamikasuhtarve, mis täitsid ligikaudu samasuguseid funktsioone nagu kaasaegsed indeksid, arvutati tõenäoliselt juba väga ammu. Teaduslikus kirjanduses esinevad indeksite konstrueerimise metoodika küsimused aga alles alates XVIII sajandist, millal Euroopa majanduselus toimus pärast Ameerika ja Austraalia uute kullaleiukohtade avastamist silmapaistvalt kiire hindade tõus ja raha ostujõu alanemine. Tolle perioodi majandusteadlased ei saanud suhtuda kaupade hindadesse, isegi mitte kulla väärtusesse, kui mingitesse kindlatesse suurustesse nagu paljud põlvkonnad nende eelkäijaid. Hindade pidev tõus sundis käsitlema neid muutuvate suurustena ja tõstis praktilise ülesande leida selleks sobiv statistiline näitarv. Indekseid kasutatigi pikemat aega kui spetsiaalselt just hindade muutumist iseloomustavaid näitajaid. Et nende abil võib lahendada ka nähtuste füüsilise mahu jälgimise ja analüüsimise probleeme, sellele tuldi alles märksa hiljem.

Indeksite esmakordse kasutuselevõtu au on pikemat aega omistatud prantslasele Dutot'le, kes avaldas 1738. aastal kirjutise, milles ta käsitles Prantsusmaal Louis XII ja Louis XIV ajal kehtinud hindu. Dutot võrdles omavahel lihtsalt teatud kaubakoguste hindade summasid, toetudes seega põhimõtteliselt valemile

$$\frac{\sum p_1}{\sum p_o}.$$

Et Dutot' käsitlus oli võrdlemisi elementaarne ja selles tegelikult opereeriti hindade absoluutsummadega, pööramata neist tuletatud suhtarvudele erilist tähelepanu, omistavad mõned uuemad autorid indeksite esmakordse kasutuselevõtu itaallasele Carlile, kes tegi 1764. aastal katset jälgida raha ostujõu muutumist XV sajandi lõpust kuni XVIII sajandi keskpaigani. Sel eesmärgil vaatles Carli kolme tähtsama Itaalia väljaveoartikli - teravilja, veini ja taimeõli hindade kõikumist. Jagades nende kaupade 1764. aasta hinnad ligi kahe ja poole sajandi eest kehtinud hindadega, leidis ta kolm individuaalindeksit. Hindade muutumist iseloomustava üldindeksi arvutas ta neist seejärel lihtsa aritmeetilise keskmisena.

Kui tähistada teravilja, veini ja õli hinnad 1764. aastal $p_{a1}$, $p_{b1}$ ja $p_{c1}$ ning samade kaupade hinnad XVI sajandi algul $p_{ao}$, $p_{bo}$ ja $p_{co}$, siis võiks Carli hinnaindeksi kirjutada kujul

$$I_p = \frac{1}{3}\left(\frac{p_{a1}}{p_{ao}} + \frac{p_{b1}}{p_{bo}} + \frac{p_{c1}}{p_{c_o}}\right). \qquad (3.2)$$

Kuigi Carli kujutas oma indeksis ainult kolme kauba hindade muutumist, võiks tema indekseerimismeetodit üldistades kirjutada tema hinnaindeksi mistahes arvu kaupade kohta järgmisel kujul

$$I_p = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{p_{i1}}{p_{io}}. \qquad (3.3)$$

Carli indeksi puuduseks on, et kõik kaubad võtavad selle väärtuse kujundamisest osa võrdse kaaluga. Käibes suhteliselt vähese osatähtsusega kauba hinna muutumine mõjutab indeksi väärtust täpselt samuti nagu mõne teise äärmiselt suure osatähtsusega kauba hinna kõikumine. Muidugi pole see loogiline ja viib lõpptulemusena hindade üldise dünaamika moonutamisele.

Et Carli valemi seda puudust kõrvaldada, pani Arthur Young 1812. aastal ette kasutada nn. meelevaldseid kaalusid, korrutades näit. nisu hinda püsiva kordajaga 5, kaera ja odra hindu kordajaga 2, toiduainete hindu kordajaga 4, villa ja kivisöe hindu kordajaga 1 jne. Sel juhul mõjustaksid käibes erineva osatähtsusega kaubad indeksi väärtust erinevalt. Nõnda oleks Youngi indeks küll mõneti loogilisem kui Carli indeks, ometi on aga seegi küllalt "puine", sest eri kaupade osatähtsused käibes pole püsivad, nagu seda eeldatakse meelevaldsete konstantsete kaalude kasutamisel, vaid nad muutuvad tegelikkuses pidevalt.

Geomeetrilist keskmist kasutas indeksite arvutamisel esmakordselt inglane Stanley Jevons, kes 1863. aastal arvutas hindade keskmist muutumist iseloomustava üldindeksi kujul

$$I_p = \sqrt[n]{\frac{p_1'}{p_o'} \times \frac{p_1''}{p_o''} \times \ldots \times \frac{p_1^{(n)}}{p_o^{(n)}}} . \qquad (3.4)$$

Pole raske näha, et Jevonsi indeks kannatab põhimõtteliselt samasuguse pahe all nagu Carli indeks. Selleski võtavad kõikide kaupade hindade muutused indeksi väärtuse kujundamisest osa ühesugusel määral, sõltumata nende kaupade osatähtsusest käibes.

## 3.2. Agregaatindeksi teke.

S. Jevonsi soovitatud indeksivalemi puudustele juhtis tähelepanu tuntud saksa majandusteadlane ja statistik Etienne Laspeyres, kes uuris samuti nagu paljud teisedki tolle perioodi majandusteadlased kulla väärtuse langemise ja sellega kaasnevat hindade tõusu maailmaturul.

Pole huvituseta märkida, et E. Laspeyresi teos, milles ta annab oma indeksi teoreetilise käsitluse - 1871. aastal avaldatud "Kaubahindade keskmise tõusu arvutamine" - , langeb just tema Tartus töötamise perioodi. (Tööle on märgitud autori nimena "E. Laspeyres, Proffessor in Dorpat".)

Laspeyresi tekitatud pööre indeksiteooria arengus seisab selles, et ta võttis esmakordselt kasutusele indeksi agregaatkuju, millele baseeruvad kõik peamised tänapäeval kasutatavad indeksikonstruktsioonid ja eriti Nõukogude Liidu statistikateoreetikute poolt väljatöötatud analüütiline indeksiteooria. Võttes arvesse seni kasutatud indeksivalemite puudusi ja individuaalindeksite meelevaldse kaalumise süsteemi ilmset ebateaduslikkust, tegi Laspeyres ettepaneku kasutada üldindeksi tuletamisel reeglina baasiperioodi kaalusid. Nii tuleks kasutada Laspeyresi järgi hinnaindeksi tuletamisel kaaludena vastavate kaupade baasiperioodi koguseid

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \qquad (3.5)$$

ja füüsilise mahu indeksi tuletamisel samade kaupade baasiperioodi hindu

$$I_q = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} . \qquad (3.6)$$

Kuigi Laspeyresi esitatud üldindeksite kaalumise printsiip pole oma tähtsust säilitanud, leiab viimane indeksivalem toodangu füüsilise mahu indeksina praegugi nõukogude statistikas igapäevast kasutamist (vrd. valem 2.5).

1874. aastal teeb teine tuntud saksa statistik Hermann Paasche vastupidise ettepaneku, kasutada agregaatindeksite koostamisel reeglina aruandeperioodi kaalusid. H. Paasche kaalumisprintsiibi kohaselt näeksid hinna- ja toodangu füüsilise mahu indeksid välja järgmised:

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \qquad (3.7)$$

ja

$$I_q = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_o} . \qquad (3.8)$$

Paasche soovitatud indeksivalemitest on hinnaindeksi kuju praegugi nõukogude statistikas kasutusel (vt. valem 2.10). Olgu aga muuseas juhitud tähelepanu sellele, et kuigi nõukogude indeksiteoorias kasutatav füüsilise mahu indeks sarnaneb Laspeyresi indeksiga ja hinnaindeks Paasche indeksiga, ei tähenda see, et vastavad indeksid on neilt autoritelt lihtsalt "üle võetud". Nagu eespool nägime, jõuab nõukogude indeksiteooria samade indeksikujudeni hoopis teistsuguseid teid pidi. See ei vähenda muidugi mingil määral Paasche ja eriti Laspeyresi tähtsust indeksiteooria ajaloolises arengus.

Laspeyresi ja Paasche ettepanekud suunasid indeksiteoreetikud vaidlusse selle üle, kumb soovitatud kaalumismenetlustest on parem. Lahenduse leidmine oli eriti raske seepärast, et indeksite praktilisel kasutamisel ilmnes küllalt sageli juhtumeid, kus nii üks kui teine andis käegakatsutavalt ebarahuldavaid tulemusi.

Juhindudes peamiselt indeksite formaalmatemaatilisest käsitlusest, on püütud lahendada kaalude valiku probleemi sel teel, et on kuulutatud ebaõigeteks nii aruande- kui ka baasiperioodi kaalude kasutamine ja püütud leida mingi "kolmas" võimalus. Üks selliseid kolmanda võimaluse ideele rajanevaid menetlusi on inglase J. Lowe ettepanek kasutada kaaludena mitmeaastasi keskmisi. Nii saaksime

$$I_p = \frac{\sum p_1 \bar{q}}{\sum p_o \bar{q}} \qquad (3.9)$$

ja

$$I_q = \frac{\sum \bar{p}\, q_1}{\sum \bar{p}\, q_o} , \qquad (3.10)$$

kus $\bar{q}$ ja $\bar{p}$ on vastavalt üksikute kaupade mitme aasta kohta arvutatud keskmised hinnad ja kogused.

Keerulisemad katsed hoiduda nii baasi- kui aruandeperioodi ühismõõtsuskoefitsientide kasutamisest viivad välja nn. indeksite ristamisele.

### 3.3. Indeksite ristamine. Ideaalindeks ja selle kriitika.

Indeksite ristamise all mõistetakse niisugust võtet, kus ühendatakse kaks teguriindeksit, millest üks on arvutatud baasi- teine aruandeperioodi kaaludega, ning teguriindeksi lõplikuks väärtuseks loetakse kahe indeksi väärtuste teatud kombinatsiooni. Indeksite ristamise idee põhineb teoreetiliselt põhjendamata veendumusel, et nii baasi- kui aruandeperioodi kaalud on alati ühevõrra head ja ühevõrra halvad. Seetõttu olevat parim lahendus kasutada neid mõlemaid korraga.

Ristamise lihtsamaid juhtumeid on F.Y. Edgeworth'i, A. Marshall'i ja A.L. Bowley' ettepanek tuletada hinnaindeks kujul

$$I_p = \frac{\sum p_1q_o + \sum p_1q_1}{\sum p_oq_o + \sum p_oq_1} . \qquad (3.11)$$

Indeksite ristamine on antud juhul teostatud sel teel, et indeksi lugejas on liidetud nii Laspeyresi kui Paasche indeksite lugejad ning nimetajas vastavate indeksite nimetajad.

Mõnevõrra teisiti püüab "parima" indeksi valemini M.N. Drobisch, kes teeb ettepaneku arvutada Laspeyresi ja Paasche indeksite lihtsa aritmeetilise keskmise. Sel juhul saaksime hinna üldindeksi kujul

$$I_p = \frac{1}{2} \left( \frac{\sum p_1q_o}{\sum p_oq_o} + \frac{\sum p_1q_1}{\sum p_oq_1} \right) . \qquad (3.12)$$

Kõige põhjalikumalt on indeksite ristamise probleemiga tegelnud kodanlikest indeksiteoreetikutest ameeriklane prof. Irving Fisher, kellelt ilmus selle kohta 1922. aastal kapitaalne teos "Indeksite koostamine". I. Fisheri indeksiteoreetilistele kontseptsioonide, eriti aga tema tuletatud ideaalse indeksi kriitikale on omistatud nõukogude statistikakirjanduses väga suurt tähelepanu.

I. Fisher püstitab rea formaalmatemaatilisi kriteeriume (teste), millele indeksid peavad vastama. Kontrollides kõigi seni kasutatud ja ka paljude uute, tema enda poolt tuletatud valemite vastavust nendele kriteeriumidele, jõuab I. Fisher järeldusele, et eranditult kõigile formaalsetele nõuetele vastab ainult üks indeks. Kõiki nõudeid rahuldav ideaalindeks kujutab endast Laspeyresi ja Paasche indeksite lihtsat geomeetrilist keskmist.

Seega on

$$I_p = \sqrt{\frac{\sum p_1 q_o}{\sum p_o q_o} \times \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_1}} \tag{3.13}$$

ja

$$I_q = \sqrt{\frac{\sum p_o q_1}{\sum p_o q_o} \times \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_o}} \; . \tag{3.14}$$

Hoolimata sellest, et Fisheri ideaalindeks vastab tõepoolest kõigile formaalmatemaatilistele nõuetele, on ta siiani <u>majanduslikult</u> põhjendamata. Ideaalindeksi kasutamise tunnetuslik efekt on tühine, sest siiani pole suutnud keegi ära seletada, mida selle indeksi väärtus just täpselt mõõdab. Selles mõttes jääb ideaalindeks, vaatamata oma matemaatilistele eelistele, maha nii Laspeyresi kui ka Paasche indeksitest, mille majandusliku sisu lahtimõtestamine ei tekita mingisuguseid raskusi. Seetõttu polegi see indeksikuju leidnud oodatud levikut ja kaasajal kasutatakse seda väga harva.

Nõukogude statistikas katsetati geomeetrilisi keskmisi indekseid, sealhulgas ka Fisheri ideaalindeksit kahekümnendail-kolmekümnendail aastail. Hiljem aga loobuti neist ja nõukogude statistikud olid esimeste seas, kes võtsid I. Fisheri formaalmatemaatilised indeksikriteeriumid terava kriitika alla. Praegu suhtuvad ka paljud silmapaistvad kodanlikud teoreetikud neisse kriitiliselt, ehkki Euroopas ja eriti Ameerikas olid Fisheri seisukohad aastat kolmkümmend tagasi väga populaarsed. Näiteks kirjutab üks Euroopa tuntumaid statistikateadlasi prof. Oskar Anderson (Lääne-Saksamaa) oma 1957. aastal ilmunud teoses "Statistilise meetodiõpetuse probleemid", et "õige indeksivalemi valimiseks on kaks erinevat teed. I. Fisher tegi (1922) katset püstitada teatud formaalmatemaatilisi kriteeriume, millele tema arvates pidi vastama iga hea indeks. Ma ei usu, et tee, mille I. Fisher valis, oli õige, sest isegi tema "ideaalindeks" pole jõudnud tänapäevani aja katsumistele vastu panna ja seda kasutatakse veel ainult väga harva".

## 3.4. Indeksiteooria arengu põhisuunad NSV Liidus.

Nõukogude indeksiteooria põhiseisukohad kujunesid välja kolmekümnendatel aastatel. Põhjapaneva tähtsusega olid seejuures eelkõige prof. V.S. Novikovi ja prof. V.N. Starovski tööd. Erinevalt mitmesugustest kodanlikest statistikakoolkondadest tugineb nõukogude indeksiteooria põhimõttele, et mistahes indeksi koostamisele peab eelnema uuritava nähtuse igakülgne ja põhjalik sisuline analüüs. Samuti tuleb juba eelnevalt kindlaks määrata tunnetuslikud eesmärgid, mida indeksitega taotletakse. Alles seejärel saab lahendada sobiva indeksivalemi valiku küsimust.

Nõukogude indeksiteooria üheks põhiteesiks on, et erinevatel tunnetuslikel eesmärkidel tuleb kasutada ka erinevaid indeksikujusid. See tähendab aga, et mingisuguseid ideaalseid indekseid, mis vastaksid korraga kõigile majandusliku praktika poolt dikteeritud küsimustele, ei ole ega saagi olemas olla.

Indeksiteoorias lähtutakse absoluutsuuruste primaarsuse põhimõttest. Indeks on sekundaarse (teisese) iseloomuga näitaja, mis väljendab temasse ühendatud absoluutsuuruste proportsioone. Indeksi majandusliku mõtestatuse eelduseks on, et tema lugeja ja nimetaja väljendaksid reaalselt eksisteerivate ühiklike nähtuste (või siis reaalselt eksisteerivate nähtuste eeskujul abstraktsioonimeetodil loodud tinglike kogumite) kvantiteeti. Kui indeksi lugeja ja nimetaja majanduslik tähendus pole tunnetatav ning kujutab endast mingit mõttetut suurust, siis on ka indeks ise mõttetu. Sellest printsiibist lähtudes keeldub nõukogude indeksiteooria tunnustamast indeksite ristamise võtte teaduslikkust, sest ristatud indeksite (vt. valemid 3.11, 3.12, 3,13 ja 3.14) lugejas ja nimetajas on puhtmeelevaldselt loodud ja ilma igasuguse majandusliku tähenduseta suurused.

Missugustest printsiipidest lähtudes ja kuidas toimub indeksite tegelik tuletamine, seda on juba eespool käsitletud (II peatükk). Märkigem siin kokkuvõetult veel mõned nõukogude indeksiteooria põhilised saavutused, milleks on näiteks:

- agregaatindeksi käsitlemine üldindeksi põhikujuna;
- üksteisega seotud majanduslike nähtuste dünaamikat väljendavate indeksite seostamine samasugustes vahekordades, nagu on seotud vastavad nähtused tegelikkuses, s.t. indeksisüsteemide loomine (Laspeyresi ja Paasche indeksid ei moodusta suletud süsteeme);
- nähtuste analüüsimisele rajaneva indeksite konstrueerimise metoodika väljatöötamine, mis tugineb absoluutsuuruste tähendusliku primaarsuse põhimõttele; jne.

Eriti olulist mõju on nõukogude indeksiteooria arengule avaldanud kaks asjaolu:

a) indeksite arvutamisel kõikse vaatlusega hangitud andmete kasutamine ja

b) majandusliku tegevuse analüüsi metoodika juurdumine sotsialistlike ettevõtete tööpraktikasse, mis on avardanud indeksite kasutamise ala ja tõstnud üles uusi probleeme ka indeksiteoorias. Indeksiteoreetiliste uurimuste suurt aktuaalsust iseloomustab majandusalases perioodikas ja teaduslikes kogumikes avaldatud arvukas hulk diskussioonilisi artikleid, paljude teaduslike konverentside ettekanded ja mitmed monograafiad.[1]

---

[1] Mainida tuleb eriti laiemalt tuttavaks saanud monograafiaid S.M. Jugenburgilt, N.V. Peregudovilt ja L.S. Kazinetsilt: С.М. Югенбург, Индексный метод в советской ста-

## 4. p e a t ü k k.

## STRUKTUURINIHETE UURIMINE INDEKSIMEETODIL.

### 4.1. Struktuurinihete olemus ja nende uurimise tähtsus.

Nähtuse struktuuri all mõistetakse tema koostist, mis määratakse lähtudes teatud rühmitamistunnusest. Ühe ja sama nähtuse struktuuri võib käsitleda tavaliselt mitmes eri läbilõikes. Nii võib rühmitada ettevõtte toodangut erineva tarbimisotstarbega üksiktoodete läbilõikes, tootmisjaoskondade ja tsehhide järgi, kus nad on valmistatud, tootmisel kasutatava põhimaterjali järgi jne., kõneldes vastavalt toodangu sortimendilisest struktuurist, toodangu tootmispaiksest struktuurist, toodangu struktuurist materjalide järgi jne.

Analoogiliselt võib käsitleda ka mistahes teise nähtuse koostist nii rahalises kui naturaalses väljenduses. Kaubandusettevõtete kaubakäibe koostist uuritakse nende majandusliku tegevuse analüüsimisel näiteks väga paljudes eri läbilõigetes. Käibe sortimendilise struktuuri analüüsimisega kaasneb selle vaatlemine hankijate, saabumistähtaegade, transportimisviisi, säilitamiskoha, realiseerimis- (resp. väljamis-) otstarbe ja paljude muude tunnuste lõikes.

---

тистике, Москва 1958; Н.В. Перегудов, Теоретические вопросы индексного анализа, Москва 1960; Л.С. Казинец, Теория индексов, Москва 1963. Põhjapaneva tähtsusega artikleid on avaldatud eriti NSV Liidu Teaduste Akadeemia väljaandel ilmuvas kogumike seerias "Ученые записки по статистике".

Erilaadse probleemi moodustab nn. geograafilise struktuuri uurimine, mille puhul on tähelepanu objektiks mingi nähtuse kvantitatiivne levik territoriaalselt eraldatud punktide, linnade, riikide, majanduspiirkondade jne. vahel.

Üksikute kogumiliikmete osatähtsus nähtuse üldmassis määratakse statistikas kindlaks <u>struktuurisuhtarvudega</u>, mis arvutatakse järgmise üldvalemi alusel

$$\boxed{\varphi_i = \frac{x_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i} \cdot C} , \qquad (4.1)$$

kus $\varphi$ on antud kogumiliikme osatähtsust mõõtev struktuurinäitaja, $x_i$ kogumi koostisse kuuluva elemendi maht (väärtus), $n$ kogumi elementide arv ja $C$ konstantne suurus, mille suhtelistes osades üksikute struktuurielementide väärtusi avaldatakse. Tavaliselt võetakse $C$ väärtuseks kas 1 või 100. Esimesel juhul saadakse struktuurisuhtarvud nn. vahetute suhetena, teisel protsentides; sel kujul nimetatakse neid ka <u>struktuuri-</u> ehk <u>osatähtsusprotsentideks</u>. (Muidugi võib konstandina $C$ esineda ka mis tahes teine suurus, eeldusel et kogumiliikmete osatähtsuste avaldamist vastava suuruse suhtelistes osades on võimalik majanduslikult põhjendada.)

<u>Struktuurinihetena</u> käsitatakse statistikas igasuguseid muutusi nähtuse koostisse kuuluvate osade omavahelistes suhetes. Struktuurinihe avaldub ikka teatud nähtuse ühe või mitme koostisosa osatähtsuse suurenemises ja sama kogumi mõnede teiste osiste osatähtsuse samaaegses vähenemises.

Kogumite koostises toimuvate muutuste statistiliste meetoditega uurimine pakub huvi kahest aspektist. Esiteks võib kogumi koostisega tutvumine ja selles toimunud nihete kindlaksmääramine olla vajalik vastava nähtuse enda iseloomu ja kujunemisseaduspärasuste analüüsimise seisukohalt. Teiseks võib see osutuda tähtsaks seoses muutustega, mida nähtuse koostise muutumine toob kaasa paljudes ettevõtte tegevuse tulemusi iseloomustavates keskmistes näitajates nagu keskmises omahinnas, käibekulude keskmises tasemes, keskmises tööviljakuses, masinate keskmises jõudluses, nende võimsuse ärakasutamise keskmistes näitajates jne. Indeksimeetodi abil uuritakse neist praktiliselt ainult viimast liiki muutusi.

Struktuurinihete mõju olemuse selgitamiseks kasutame lihtsalt arvnäidet. Oletame, et vaatleme nelja erinevat liiki vorsti müüki jaekauplusest (andmed tabelis 9). Ehkki ühegi vorstiliigi hind pole eelmise perioodiga võrreldes muutunud, on vorsti keskmises hinnas toimunud oluline nihe kallinemise poole. Seda iseloomustavad keskmised hinnad on paigutatud sulgudes 9. tabeli 2. ja 3. veeru kokkuvõttelahtritesse. Et ühegi vorstiliigi hind pole muutunud, siis on täiesti selge, et keskmise hinna tõusmise põhjuseks on

Tabel 9.

**Vorsti hind ja käive "X" kaupluses.**

| Vorsti liik | Hind pro kg | | Käive (kg) | | Käibe maksumus (rbl.) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | I per. | II per. | I per. | II per. | I per. | II per. |
| | $p_0$ | $p_1$ | $q_0$ | $q_1$ | $p_0q_0$ | $p_1q_1$ |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| A | 2.50 | 2.50 | 100 | 400 | 250 | 1000 |
| B | 2.00 | 2.00 | 200 | 200 | 400 | 400 |
| C | 1.80 | 1.80 | 100 | 50 | 180 | 90 |
| D | 1.50 | 1.50 | 100 | 50 | 150 | 75 |
| | (1.96) | (2.24) | 500 | 700 | 980 | 1565 |

kallimate vorstiliikide osatähtsuse tõus üldises käibes. Nii võib kogu keskmise hinna muutumise siduda struktuurinihete mõjuga ja ütelda, et keskmine hind on tõusnud struktuurinihete tagajärjel

$$\frac{2,24}{1,96} = 1,143 \text{ korda}$$

ehk 14,3 protsenti.

Kui kas või ainult ühe kauba hind pisutki tõuseb või langeb, siis loomulikult ei saa kogu keskmise hinna muutumist struktuurinihete mõjuks lugeda. Sel juhul muutub analüüs veidi keerukamaks ja eeldab järgmistes osades tutvustatud struktuuriindeksite kasutamist.

Struktuurinihete statistilise uurimise suur tähtsus johtub: 1) suurest mõjust, mida struktuurinihked avaldavad ettevõtete majandusliku tegevuse paljudele tulemustele (omahinnale, käibekulude tasemele, tööviljakusele jne.) ning 2) struktuurinihete varjatud iseloomust, mistõttu nende mõju suurus pole üldjuhul puhtkogemuslikult üldse avastatav.

Struktuurinihete mõju mittearvestamine võib põhjustada juhtivate organite väärhinnanguid alluvate ettevõtete töö kohta. Alluvates ettevõtetes võib aga teadmine, et ettevõtte tegevuse tulemusi kõrgemalseisvates asutustes sellest küljest küllaldase põhjalikkusega ei analüüsita, kutsuda esile nähtusi, mida praktikas tuntakse "keskmiste arvude taha pugemisena". Mõnigi kord on toodangu ja kaubakäibe sortimendiplaanide täitmatajätmise tõeliseks põhjuseks ettevõtte kitsas huvi saavutada struktuurinihete arvel oma majandusliku tegevuse tulemuste näitlikku parandamist, selle asemel, et tõepoolest omahinda alandada, tööviljakust tõsta ning kasutada paremini oma tootmisvõimsusi. Nimelt on struktuurinihete arvel võimalik "alandada" või "tõsta" keskmisi näitajaid, ilma et ettevõtte tegelikus töös midagi muutuks. Veel enamgi: struktuurinihete arvel võib keskmistes näitajates saavutada töö kvaliteedi tõusmist iseloomustavaid muutusi isegi siis, kui see tegelikult muutub vastupidises suunas. Nii võib trusti toodangu omahind langeda, kuigi see kõikides trusti kuuluvates ettevõtetes koguni tõuseb (vt. lähemalt osa 4.4, 3.näide). Kui mõnes ettevõttes võib täheldada tendentsi toota ettevõttele soodsamaid tooteid ja hoiduda plaanis küll ette nähtud, ent vähem tasuvate (rentaablite) toodete valmistamisest, siis on enamasti tegu niisuguste struktuurinihete taotlemisega ettevõtte poolt, mis laseksid nende tööd paista paremas valguses kui see tegelikult väärib.

Muidugi ei saa öeldust teha järeldust, et struktuurinihete arvel heade tulemuste saavutamises peab peituma alati midagi taunitavat. Mõnelgi juhul võib see tähendada ka niisuguseid saavutusi, mis on ettevõttelt nõudnud tõsiseid pingutusi ja mida tuleb ka rahvamajanduslikult kõrgelt hinnata. Nagu iga teise majandusliku näitaja muutumisele, nii saab ka struktuurinihetele anda lõplikku kvalitatiivset hinnangut üksnes põhjaliku ja igakülgse <u>sisulise</u> analüüsi alusel pärast seda, kui on praktikas kontrollitud ettevõtte töö kõiki üksikasju.

## 4.2. Muutuva ja püsiva struktuuri indeksid.

Mistahes keskmiste, näiteks eespool käsitletud keskmiste hindade suhe on nn. muutuva struktuuri indeks, mida võib kujutada kas lihtindeksina

$$I_{\bar{p}} = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_o} \tag{4.3}$$

või siis agregaatindeksina. Viimase saamine eeldab avaldise (4.3) teisendamist, kõigepealt aga $\bar{p}_1$ asendamist vastavate aruande- ja baasiperioodi keskmiste hindade valemitega, s.o.

$$I_{\bar{p}} = \frac{\dfrac{\sum p_1 q_1}{\sum q_1}}{\dfrac{\sum p_o q_o}{\sum q_o}} = \frac{\sum p_1 \dfrac{q_1}{\sum q_1}}{\sum p_o \dfrac{q_o}{\sum q_o}} . \tag{4.4}$$

Kui eri kaubarühmade osatähtsust väljendavad jagatised asendada valemi (4.1) eeskujul vastavate struktuurisuhtarvudega $\varphi$, kus

$$\varphi = \frac{q}{\sum q} ,$$

siis saamegi muutuva struktuuri indeksi agregaatkujul

$$\boxed{I_{\bar{p}} = \frac{\sum p_1 \varphi_1}{\sum p_o \varphi_o}} , \tag{4.5}$$

kust selgub hästi, et keskmise hinna muutumine sõltub kahest tegurist: kaupade individuaalsetest hindadest $p_i$ ja eri kaubarühmade osatähtsustest käibe struktuuris $\varphi$.

Et keskmise hinna indeks väljendab korraga kahe teguri, sealhulgas ka struktuuri muutumise mõju, nimetatakse seda muutuva struktuuri indeksiks. (Terminoloogilise kõrvalmärkusena tuleb juhtida tähelepanu sellele, et eestikeelses tõlkekirjanduses on kasutatud samas tähenduses ka terminit "muutuva struktuuriga indeks", mida ei saa pidada sisuliselt õigeks. Väljendist "muutuva struktuuriga indeks" võib saada aru, et on juttu indeksist, mille struktuur on muutuv. Tegelikult ei seisa ju asi hoopiski selles! Kõnealuse indeksi enda struktuur ehk ehitus on niisama püsiv (s.t. alati sama, alati ühesuguse valemiga väljendatav) nagu kõigi teistegi indeksite ehitus. Nagu indeksite nimetuste tuletamisel üldse, nii ka antud juhul tuleb kasutada omastavat käänet - füüsilise mahu indeks, hinnaindeks, struktuuriindeks, püsiva struktuuri indeks jne.).

Muutuva struktuuri indeks on alati kvalitatiivse suuruse uuritava perioodi ja võrdlusperioodi keskmiste väärtuste suhe. Sellega ühenduses tuleb rõhutada, et struktuurinihete uurimise probleem kerkib üldse ainult nn. kvalitatiivsete suuruste - näiteks omahinna, hinnatäiendi, käibekulude, rentaabluse, tootmiskulude jms. keskmiste üldtasemete suhtes. Uurida kogumi struktuuris toimunud nihete mõju käibekulude või toodangu füüsilisele mahule pole võimalik, sest need nähtused katavad üksteist.

Muutuva struktuuri indeksi tähistamiseks kasutatakse sageli kirjutist

$$I^{\text{muutuv str.}} \quad \text{või} \quad I^{\text{m.s.}}$$

Keskmise hinna indeks (4.5) sarnaneb oma kuju poolest täpselt toodangu maksumuse indeksiga $I_{pq}$ (2.1). Järelikult võib tuletada temast üksikute tegurite mõju mõõtvaid analüütilisi indekseid samasuguste mõttekäikude alusel, milledega eespool tuletati teguriindekseid $I_q$ ja $I_p$.

Leiame kõigepealt indeksi, millest struktuurinihete mõju oleks elimineeritud, mistõttu seda nimetatakse <u>püsiva struktuuri indeksiks</u>. Niisugune indeks peaks väljendama keskmise hinna muutumist üksnes eri kaupade individuaalhindade muutumise tagajärjel. Et teguritest $p$ ja $\varphi$ on osatähtsus kvantitatiivne ja hind kvalitatiivne, tuleb võtta ühismõõtsustaja aruandeperioodi väärtusega, s.o.:

$$\boxed{I_{\bar{p}}^{p.str.} = \frac{\sum p_1 \varphi_1}{\sum p_o \varphi_1}} \quad . \tag{4.6}$$

Kõige otstarbekam on seda indeksit kasutada kujul

$$I_{\bar{p}}^{p.str.} = \frac{\bar{p}_1}{\frac{\sum p_o q_1}{\sum q_1}} ,$$

sest sel juhul tuleb sooritada tema leidmiseks suhteliselt kõige vähem arvutustehteid ja ühtlasi välditakse suuremate vigade tekkimist.

Viimase valemi nimetajas olevat avaldist võib defineerida ka aruandeperioodi <u>tingliku keskmise hinnana</u>, mis oleks kujunenud siis, kui käibe struktuur oleks olnud selline, nagu ta oli aruandeperioodil, hinnad aga oleksid olnud sellised, nagu baasiperioodil, s. o.

$$\frac{\sum p_o q_1}{\sum q_1} = \bar{p}_1^{tingl.} .$$

Seega võiks indeksit (4.6) avaldada ka lihtindeksina kujul

$$I^{p.str.} = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_1^{tingl.}} .$$

Suhtarvuna on püsiva struktuuri hinnaindeks täpselt võrdne eespool tuletatud tavalise hinna üldindeksiga $I_p$ (2.10), sest

$$\frac{\sum p_1 \varphi_1}{\sum p_o \varphi_1} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_o q_1} .$$

See ei tähenda aga, et indeksi (4.6) arvutamisel pole mõtet.

Põhimõtteliselt on siin tegemist siiski erinevate suurustega. See selgub eriti vastavate indeksite lugejate ja nimetajate absoluutsete vahedega opereerimisel ja viimaste mõtestamisel, millega tegeldakse ahelasendusmeetodi raames.

### 4.3. Struktuurinihete indeks.

Struktuurinihete indeks mõõdab kogumi struktuuris toimunud nihete mõju uuritava kvalitatiivse teguri keskmisele väärtusele. Selle indeksi tuletamiseks on kaks võimalikku moodust.

Esiteks võib rakendada samasugust mõttekäiku nagu püsiva struktuuri hinnaindeksi väljatöötamisel eelmises osas. Sel juhul tuleb muutuva struktuuri indeksist elimineerida individuaalhindade muutumise mõju ja lülitada indeksivalemisse ainsa muutuvsuurusena struktuurinäitaja $\varphi$. Et seega on tegemist kvantitatiivse teguri ühismõõtsustamise juhtumiga, tuleb kasutada baasiperioodi väärtustega ühismõõtsustajaid. Järelikult saame indeksi, mis iseloomustab käibe struktuuris toimunud nihete mõju keskmisele hinnale, järgmisel kujul

$$\boxed{I_{\bar{p}}^{str.n.} = \frac{\sum p_0 \varphi_1}{\sum p_0 \varphi_0}}, \qquad (4.7)$$

ehk arvutusteks sobivamal kujul

$$I_{\bar{p}}^{str.n.} = \frac{\dfrac{\sum p_0 q_1}{\sum q_1}}{\bar{p}_1} .$$

Lihtindeksina on struktuurinihete indeks

$$I_{\bar{p}}^{str.n.} = \frac{\bar{p}_1^{tingl.}}{\bar{p}_1} .$$

Teine võimalus on tuletada struktuurinihete indeks muutuva struktuuri ja püsiva struktuuri indeksite jagatisena, niisamuti nagu eespool tuletasime maksumuse ja toodangu füüsilise mahu jagatisena hinnaindeksi. Tulemuseks on samuti indeks (4.7).

Struktuuriindeksite arvulisi väärtusi on võimalik kontrollida indeksisüsteemi kaudu

$$\boxed{I^{m.s} = I^{p.s.} \cdot I^{str.}} \quad . \qquad (4.8)$$

Põhimõtteliselt samasugune indeksisüsteem on kehtiv alati, olenemata sellest, missuguse konkreetse nähtuse uurimisega on tegemist.

Struktuurinihete indeksite kasutamise komplitseeritumate juhtumitega tutvutakse lähemalt majandusstatistika kursuses.

## 4.4. Näide struktuuriindeksite kasutamise kohta.

Andmed 10. tabelis. Leida, kuidas muutus riide omahind trustis tervikuna, millest see on tingitud ja kui suur on iga üksikteguri mõju:

Tabel 10.

Trust "S" villase riide toodang ja selle omahind 1960. aasta veebruaris ja märtsis.

| | Toodetud villast riiet (meetrites) | | 1 meetri villase riide omahind (rbl.) | |
|---|---|---|---|---|
| | veebruar | märts | veebruar | märts |
| I tehas | 15367 | 28560 | 114 | 128 |
| II tehas | 13405 | 12110 | 173 | 175 |
| III tehas | 10050 | 6783 | 185 | 189 |
| Kokku | 38822 | 47453 | x | x |

Töö käik ülesande lahendamisel võiks olla näiteks järgmine:

1) määrame 1 meetri riide keskmise omahinna trustis kummalgi perioodil (vaheandmed vt. tabel 11)

$$\bar{p}_0 = \frac{5921153}{38822} = 152{,}52 \text{ rbl.};$$

$$\bar{p}_1 = \frac{7056917}{47453} = 148{,}71 \text{ rbl.},$$

kust selgub, et omahind on trustis tervikuna alanenud

152,52 - 148,71 = 3,81 rubla võrra meetrilt;

T a b e l 11 .

| Tehas | $p_o q_o$ | $p_o q_1$ | $p_1 q_1$ |
|---|---|---|---|
| I | 1751838 | 3255840 | 3655680 |
| II | 2319065 | 2095030 | 2119250 |
| III | 1850250 | 1254855 | 1281987 |
| K o k k u | 5921153 | 6605725 | 7056917 |

2) villase riide omahinna muutuva struktuuri indeks on seega

$$I_p^{m.s.} = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_o} = \frac{148,71}{152,52} = 0,9750 ,$$

millest nähtub, et omahind on alanenud ligikaudu 2,5 %.

Kui arvestada ainult siiani leitud tulemusi, tuleks olla arvamisel, et trustis on toodangu omahinda tõepoolest alandatud. Ometi selgub juba ülesande lähteandmetest, et trusti kõigis üksikettevõtetes on omahind tõusnud! Käesoleval juhul on täiesti ilmne, et kogu trusti toodangu omahinna näiv alanemine on saavutatud üksnes struktuurinihete arvel. Täpsemalt selgub see vastavatest indeksitest. Struktuurinihete indeksite arvutamiseks tuleb aga leida eelkõige

3) trusti villase riide keskmine omahind eeldusel, et üheski tehases pole toodangu omahind muutunud. Saame trusti toodangu aruandeperioodi keskmise tingliku omahinna

$$\bar{p}_1^{tingl.} = \frac{\sum p_o q_1}{\sum q_1} = \frac{6605725}{47453} = 139,21 ;$$

4) omahinna püsiva struktuuri indeks

$$I_p^{p.s.} = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_1^{tingl.}} = \frac{148,71}{139,21} = 1,0683 .$$

See indeks tõendab, et kui trusti toodangu struktuuris poleks tehaste osatähtsused muutunud, siis oleks toodangu omahind eelmise kuuga võrreldes mitte alanenud, vaid vastupidi - tõusnud ca 6,8 %;

5) üldse on trusti toodangu keskmine omahind langenud struktuurinihete tagajärjel 8,8 %, nagu selgub vastavast indeksist

$$I^{str.} = \frac{\bar{p}_1^{tingl.}}{\bar{p}_0} = \frac{139,21}{152,52} = 0,9127 .$$

Osa sellest langusest on nivelleerinud üksikutes tehastes toimunud omahinna tõus, nii et kogu trusti ulatuses saavutatud keskmist omahinna langust tuleb pidada üksnes struktuurinihete mõjuks.

Sama ülesannet võib lahendada ka teisiti. Vajalikud suurused, mida 11. tabel ei sisalda, on arvutatud 12. tabelis. Selgi juhul saame täpselt samad indeksite väärtused

$$I_p^{püs.str.} = \frac{\sum p_1 \varphi_1}{\sum p_0 \varphi_1} = \frac{148,7113}{139,2027} = 1,0683$$

$$I_p^{str.} = \frac{\sum p_0 \varphi_1}{\sum p_0 \varphi_0} = \frac{139,2027}{152,5696} = 0,9124 .$$

Nagu selgub võrdlusest varem arvutatud indeksitega, erinevad viimased esimestest ainult arvutamise viisi poolest.

T a b e l 12.

| Tehas | $\varphi_0$ | $\varphi_1$ | $p_0\varphi_0$ | $p_0\varphi_1$ | $p_1\varphi_1$ |
|---|---|---|---|---|---|
| I | 0,3958 | 0,6019 | 45,1212 | 68,6166 | 77,0432 |
| II | 0,3453 | 0,2552 | 59,7369 | 44,1496 | 44,6600 |
| III | 0,2589 | 0,1429 | 47,7115 | 26,4365 | 27,0081 |
| | 1,0000 | 1,0000 | 152,5696 | 139,2027 | 148,7113 |

## 5. p e a t ü k k .

## TEGURISÜSTEEMIDE ARENDAMINE.

### 5.1. Teguri mõiste. Teguritele esitatavad nõuded.

Paljud tegurisüsteemid, mida indeksisüsteemide loomisel (samuti nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamisel) kasutatakse, on kujunenud analüüsi praktikas juba traditsioonilisteks. Teoreetilise probleemina kerkib tegurisüsteemide loomine üles siis, kui mingisugusel põhjusel pole võimalik kasutada šabloonilisi, praktikas juba ammu juurdunud süsteeme.

Tegurisüsteemi väljatöötamisele peab eelnema uuritava majandusliku nähtuse põhjalik sisuline analüüs, mille juures tuleb arvestada kahesuguseid kriteeriume - metodoloogilisi ja majanduslikke. Metodoloogilised kriteeriumid tulenevad indeksimeetodi kui majanduslike nähtuste uurimise võtte iseärasustest. Neid võib lühidalt formuleerida järgmiselt:

1) tegurite ja resultaatnähtuse vahel peab esinema põhjuslik seos;

2) tegurite kvantitatiivse mõõdetavuse nõue - kõik tegurid peavad olema otseselt mõõdetavad ja nende väärtusi peab olema võimalik väljendada arvudes;

3) tegurite mõju proportsionaalsuse nõue - kõikide tegurite endi väärtuse muutumine peab võimaldama eeldada, et selle toimel resultaatnähtuse mahus tekkiv muutus on sellega teatud vahekorras proportsionaalne (ükskõik kas päri- või vastusuunas);

4) tegurite multiplikatiivsuse nõue - kõik tegurid peavad esinema üksteise suhtes kordsete suurustena, mille lõppkorrutis annab uuritava nähtuse mahu;

5) analüüsi tulemuste kohustusliku bilansseerumise

nõue – tegurite mõjuulatused peavad võrduma kokkuvõttes nähtuse üldise suurenemise näitajaga.

Metodoloogilised kriteeriumid on ühised kõigile objektidele, mida indeksimeetodil analüüsitakse. Neis ei kajastu uurimisobjektiks olevate nähtuste konkreetne iseloom, vaid üksnes seoste dialektiline vorm, mida tegurite mõju uurimisel silmas peetakse. Arvestades metodoloogilisi kriteeriume ei saa käsitleda indeksimeetodil teostatava analüüsi raames teguritena paljusid esmase majandusliku tähtsusega asjaolusid. Nii ei saa selle meetodiga uurida mõju, mida avaldab ettevõtte toodangu mahule näiteks sotsialistliku võistluse levik, uute töövõtete kasutuselevõtt, tehnoloogilise režiimi muutmine, uute materjalide kasutamisele üleminek jne. Põllumajanduses ei saa indeksimeetodil uurida näiteks väetamisrežiimi, põllutööde kvaliteedi, tööde sooritamise tähtaegsuse ja teiste taoliste asjaolude mõju saagikusele. Neid tegureid ei saa lülitada indeksimeetodil tehtavasse analüüsi, sest nad pole kas ühes arvus mõõdetavad (kuidas mõõta ühes arvus tehnoloogilise režiimi muutmist?) või pole nende endi muutumine resultaatnähtuse mahuga proportsionaalses seoses.

Loomulikult viitavad sellised kitsendused indeksimeetodi teatud piiratusele. Tegureid, mida indeksimeetodil ei saa uurida, tuleb analüüsida teiste statistiliste meetoditega, näiteks dispersioon- ja korrelatsioonanalüüsi teel. Oleks aga väär pidada viimaseid reeglina paremaks kui indeksimeetodit. Iga meetod aitab meid süveneda nähtustevahelistesse seostesse teatud eri aspektist, ja võrreldes viimastega on indeksimeetodil ka palju olulisi eeliseid.

Tegurite suhtes kehtivad <u>majanduslikud</u> ehk kvalitatiivsed kriteeriumid tulenevad iga analüüsitava objekti materiaalsest iseloomust. Nad on seotud uurimisobjekti esemelise sisuga . Et kaubandusettevõtte kaubakäibe materiaalne olemus erineb tööstusettevõtte toodangust ja selle maht kujuneb erinevate asjaolude mõjustusel, tuleb ka kummagi dünaamikat uurida põhimõtteliselt erinevate tegurisüsteemide baasil. Majanduslikke kriteeriume silmas pidades tuleb töötada põhimõtteliselt erinevad tegurisüsteemid välja ka näiteks toodangu, tööviljakuse, töötasufondi, tööajafondi ja teiste taoliste nähtuste analüüsimiseks.

Majanduslikest kriteeriumidest on üks tähtsamaid nõue, et kõik teguriд peavad kujutama endast majanduslikus tegelikkuses iseseisvalt esinevaid nähtusi, mis moodustavad nii kvalitatiivses kui kvantitatiivses mõttes ühtse terviku ja võivad muutuda üksteisest sõltumatult. See nõue on tihedasti seotud eespool refereeritud metodoloogilise nõudega, mille kohaselt tegurite, s.o. teguritena esinevate nähtuste ja resultaatnähtuste vahel peab valitsema põhjuslik seos.

Ka majanduslikud kriteeriumid piiravad oluliselt asjaolude ringi, mis võivad teguritena kõne alla tulla. Eeskätt välistab see võimaluse vaadelda tegurina igasuguseid tempoсid ja muid näitarve, mis mõõdavad ainult eri nähtuste vahelisi proportsioone. On selge, et näiteks tööliste arvu suurendamise tempot ei saa neid kriteeriume silmas pidades vaadelda iseseisva terviknähtusena. Ei saa näiteks arutleda, et tööliste arv ja tema muutumise tempo võiksid muutuda iseseisvalt ja teineteisest sõltumata. Küll aga võivad olla teguritena käsitatud niisugused suurused nagu toodangu kogus, hind, omahind, tööliste arv, tööviljakus, masinate arv, tööajafond, masinate jõudlus, töödeldud materjali kogus jne. Kuigi kõigi nende suuruste muutumises valitseb ettevõtte ulatuses teatud omavaheline seos, on siiski selge, et kõik nad võivad teatud tingimustes muutuda ka iseseisvalt, s.t. niisuguste madalamat järku üksikpõhjuste kompleksi mõjul, mis ei too endaga kaasa teiste loetletud suuruste automaatset muutumist.

Indeksiteoorias nimetatakse teguriteks selliseid nähtusi, mida vaadeldakse aktiivses funktsioonis, s.t. eeldusel, et nad mõjustavad teisi nähtusi. Resultaatnähtuseks on vastavalt nähtus, mida analüüsimisel vaadeldakse passiivsena; mille suhtes eeldatakse, et ta väljendab oma mahu muutumise kaudu teda mõjustavate tegurite kvantitatiivset toimet. Tegelikkuses valitsevates dialektilistes seostes toimivad kõik nähtused korraga nii aktiivses kui passiivses funktsioonis. See tähendab, et üht ja sama nähtust võib vaadelda kord tegurina, kord resultaatnähtusena. Kõik sõltub sellest, missuguses suunas abstraktsioonimeetodit rakendatakse. Toodangu mahtu mõjustavate tegurite uurimisel esineb tööviljakus tegurina (kombineerudes tööliste arvuga). Samal ajal võib tööviljakust käsitleda aga ka resultaatnähtusena, uurides mõju, mida mitmesugused tegurid sellele avaldavad.

## 5.2. Alg-tegurisüsteemid. Element- ja komplekstegur.

Suuremat arvu tegureid hõlmavate tegurisüsteemide väljatöötamise aluseks võib olla mistahes väiksema liikmete arvuga tegurisüsteem, mida nimetame lähtesüsteemiks. Ulatuslikuma tegurisüsteemi loomine toimub põhimõtteliselt sel teel, et järkjärguliselt lõhestatakse lähtesüsteemi kuuluvaid tegureid, väljendades neid omakorda vähemalt kahe teguri korrutisena.

Tegurite lõhestamisele asudes ilmneb, et kaks samasse lähtesüsteemi kuuluvat tegurit ei allu sellisele töötlemisele alati ühesuguselt. Tegurisüsteemis

| toodangu maht | = | tööliste perioodikeskmine arv | x | ühe töölise keskmine tööviljakus perioodis |
|---|---|---|---|---|
| (N) | | (a) | | (b) |

ehk

$$N = a \cdot b \,, \tag{5.1}$$

on tegurit b hõlpus jaotada. Tähistame ühe töölise poolt perioodis keskmiselt töötatud päevade arvu tähega c ja töölise päevakeskmise tööviljakuse tähega d , siis võime kirjutada

$$b = c \cdot d \,.$$

Uus, kolme liikmega arendatud tegurisüsteem esineb sel juhul kujul

$$N = a \cdot c \cdot d \,. \tag{5.2}$$

Teine ülaltoodud lähtesüsteemi 5.1 kuuluvatest teguritest - "tööliste perioodikeskmine arv" - on praktiliselt mitteliigendatav, kui pidada tegurisüsteemide kujundamisel ühe piirava tingimusena silmas eelmises paragrahvis viidatud nõuet, et kõik tegurid peavad olema materiaalses tegelikkuses iseseisvalt eksisteerivad ühiklikud nähtused. Et tegur a on sellest aspektist jaotamatu, nimetame ta elementteguriks. Teist tegurit, mida saab vaatamata kõikidele piiravatele asjaoludele liigendada, nimetame komplekstseguriks.

Formaalselt saab jaotada kaheks kordajaks ka elementtegurit. Nii näiteks võib tööliste keskmist arvu kujutada järgmiselt:

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| tööliste keskmine arv aruandeperioodil | = | tööliste keskmine arv baasiperioodil | x | tööliste arvu suurenemise tempo |

Nõnda saadud kordajate rida erineb aga silmanähtavalt eespool toodud tegurisüsteemidest 5.1 ja 5.2. Selle liikmeid ei saa käsitleda kui iseseisvaid ühiklikke nähtusi, millest aruandeperioodi toodangu maht on põhjalikus sõltuvuses, sest ei baasiperioodi tööliste arv ega selle suurenemise tempo esine kumbki aruandeperioodi tööliste arvu juurdekasvu suhtes reaalselt toimivate põhjustena. Samuti ei saa neid vaadelda iseseisvalt üksteisest sõltumatult muutuvate suurustena. Tööliste arvu ja tööviljakuse, masinate arvu ja nende jõudluse ning teiste põhjalike suhete alusel loodud tegurisüsteemides on aga tegurite iseseisev muutumine mitte ainult täiesti mõeldav, vaid ka reaalsuses praktiliselt aset leidev fakt. See tähendab, et põhimõtteliselt tuleb eristada kaht tegurisüsteemide loomise võimalust:

1) tegurisüsteemide loomine nähtuste vahel objektiivselt eksisteerivate põhjuslike suhete alusel ja

2) tegurisüsteemide konstrueerimine puhtformaalsete võtete alusel.

Teguriindeksite loomine ja saadud arvuliste tulemuste tõlgendamine käesoleva töö II peatükis esitatud kujul eeldab piirdumist nähtuste vahel valitsevate põhjuslike suhete alusel konstrueeritud tegurisüsteemidega; viimastega saadud analüüsitulemuste tunnetuslik väärtus on kahtlemata suurem.

Kahte tegurit ühendav lähtesüsteem, milles on üks element- ja üks komplekstegur, esineb tegurisüsteemide moodustamisel algsüsteemina. Võimalike algsüsteemide arv sõltub analüüsitava majandusliku nähtuse sisust ja on piiratud. Näiteks on toodangu mahu käsitlemisel mõeldavad kolm eri algsüsteemi ja nimelt:

a) eespool käsitletud süsteem 5.1;

b) süsteem

$$N = m \cdot p, \qquad (5.3)$$

kus m on masinate või muude ühetüübiliste tootmisseadmete perioodikeskmine arv ja p on masina perioodikeskmine jõudlus;

c) süsteem

$$N = y \cdot j, \qquad (5.4)$$

kus y on perioodi jooksul töödeldud materjali kogus ja j on materjali ärakasutamise määr (toodangu väljalase tooraine ühe ühiku kohta).

Et tegurite algsüsteeme võib olla toodangu mahu vaatlemisel kolm, pole juhuslik. Selles kajastub tööprotsessi kolme lihtsa elemendi - tööjõu, tööobjekti ja töövahendi - üheaegne osavõtt tootmisprotsessist, milleta pole võimalik mingisugune töö.

Ulatuslikumate tegurisüsteemide loomiseks on kaks põhilist meetodit - tegurisüsteemide astmelise arendamise meetod ja tegurite sünteesimise meetod.

## 5.3. Tegurisüsteemide järkjärguline arendamine.

Kolmeliikmelises tegurisüsteemis 5.2, mille tuletasime esimesest algsüsteemist 5.1, on kaks elementtegurit ja üks komplekstegur - tegur d. Viimast võib omakorda jagada kaheks. Kui tähistada tööpäeva keskmine pikkus tundides tähega e ja tunnikeskmine tööviljakus tähega f, siis

$$d = e \cdot f,$$

millest saame neljaliikmelise arendatud tegurisüsteemi

$$N = a \cdot c \cdot e \cdot f. \qquad (5.5)$$

Sellest süsteemist saab edasi jaotada tegurit f. Tähistame masinate arvu, mida üks tööline keskmiselt tunnis kasutab, tähega g (eeldades, et on tegemist tootmisalaga, kus üks tööline võib töötada oma kvalifikatsioonist olenevalt kas ühel või mitmel masinal) ja masina keskmise tunnijõudluse tähega h . Siis

$$f = g \cdot h ,$$

kust

$$N = a \cdot c \cdot e \cdot g \cdot h . \qquad (5.6)$$

Jaotades viimasest süsteemist omakorda komplekstegurit h , toetume asjaolule, et masinate jõudlus, mis on väljendatud lõpptoote ühikutes, sõltub ajaühikus töödeldud tooraine hulgast (tegur j), ja iga tooraine ühiku kohta tulevast lõpptoote ühikute arvust (i). Et

$$h = i \cdot j ,$$

siis

$$N = a \cdot c \cdot e \cdot g \cdot i \cdot j . \qquad (5.7)$$

Tegurisüsteemide astmelisel arendamisel muutub komplekstegur pidevalt. Iga järjekordse elementteguri eraldamisega tema maht väheneb, tema mõju muutub aga üha täpsemalt määratletuks. Selles avaldubki tegurisüsteemide analüütilisuse suurenemine sedamööda, kuidas neis eritletakse üha enam uusi tegureid.

Tegurisüsteemide astmeline arendamine toimub teatud kindlas järjekorras, milles kajastub vastava majandusliku kategooria olemus. Kindlat järjekorda tegurite eraldamisel eeldavad ka vaadeldavate näitajate mõõtühikud, mis pole üksteisest tuletatavad meelevaldses järjestuses.

### 5.4. Tegurisüsteemide arendamine sünteesimeetodil.

Kui tegurisüsteemi astmelisel arendamisel lähtutakse kaheliikmelisest algsüsteemist ja jõutakse järk-järgult liikudes edasi üha liigendatumate tegurisüsteemideni, siis sünteesimeetodi kasutamisel lähtutakse suhteliselt liigendatumast tegurisüsteemist, näiteks süsteemist (5.7), ja jõutakse lõpptulemusena vähem liigendatuma, ent analüüsimiseks kõige sobivama tegurisüsteemini.

Element- või ka komplekstegurite liitmisel saadud uusi tegureid nimetame <u>liitteguriteks</u>, mis erinevad sisult komplekstegurutest ainult oma saamisviisi poolest.

Tegurisüsteemide sünteesimisel kehtib kaks piiravat reeglit:

1) liita võib ainult niisuguseid tegureid, mis on arendatud samast algsüsteemist. Erinevatesse algsüsteemidesse kuuluvaid tegureid ei saa ühte tegurisüsteemi ühendada;

2) liita võib ainult lähistegureid, s.o. niisuguseid tegureid, mis paiknevad tuletamise järjekorras korrastatud reas üksteise kõrval.

Ühe algsüsteemi alusel saab kujundada väga suure hulga mitmesuguseid arendatud süsteeme, millest igaüks võimaldab läheneda uuritavale resultaatnähtusele mõnevõrra erinevast küljest. Põhimõtteliselt on kõik tegurisüsteemid ühevõrra õiged ja võivad olla ühesugusel määral aluseks nii tegurite absoluutsete kui ka suhteliste mõjuulatuste uurimisel. Missugune tegurisüsteem igal konkreetsel juhul valida, see sõltub analüüsi eesmärkidest, täpsemalt sellest, missuguste tegurite mõju on tarvis kõrvuti vaadelda. Oletagem, et analüüsijat huvitab, kuidas mõjustas toodangu mahu muutumist materjali ärakasutamise määra muutumine (1) ja keskmiselt ühe inimpäeva jooksul töödeldud materjali koguse (2) muutumine. Süsteemis (5.7) on materjali ärakasutamise määraks tegur $j$. Teist nimetatud tegurit selles süsteemis ei ole, ent selle saab tuletada liittegurina, kui korrutada omavahel tegurid $g$ ja $i$.

Nii võiksime meid huvitavate tegurite mõju uurida süsteemis

$$N = a \cdot c \cdot e \cdot (gi) \cdot j \ .$$

Seegi poleks aga veel küllalt ratsionaalne, sest peaksime tegelema ikkagi viiest liikmest koosneva süsteemiga, millest kolme mõju meid ei huvita. Töö hõlbustub tunduvalt, kui needki tegurid omavahel ühendada. Saame sel juhul liitteguri (ace), mis tähendab antud juhul perioodis töötatud inimtundide arvu ehk tööajafondi inimtundides. Nii saame lõpuks ainult kolmest tegurist koosneva süsteemi

$$N = (ace) \cdot (gi) \cdot j ,$$

mis seatud ülesande täielikult täidab ja on ühtlasi piisavalt ökonoomne, sest eeldab ainult minimaalse hulga arvutustehete sooritamist.

Reegli kohaselt, mille järgi seosed indeksite vahel on alati samasugused kui vastavate nähtuste vahel tegelikkuses, võib iga eespool toodud tegurisüsteemi alusel konstrueerida vastava indeksisüsteemi.

Et jõuda alati niisuguse süsteemini, mis sisaldaks kõigi analüüsijat huvitavate tegurite indeksid ja mille liikmete arv oleks seejuures minimaalne, tuleb rakendada <u>kombineeritult nii üht kui teist käesolevas peatükis käsitletud tegurisüsteemide loomise meetodit</u>. Selleks arendatakse mingi algsüsteem eelkõige nii paljudeks teguriteks kui vaja, seejärel aga liidetakse kõik need tegurid, mille eraldi uurimine ei paku analüüsijale huvi ja mille liitmine on teoreetiliselt võimalik.

Nagu tööstusettevõtte toodangu, nii võib samasuguse metoodika alusel töötada välja spetsiaalseid tegurisüsteeme ka kaubandus-, side-, transpordi-, ehitus- ja muude ettevõtete toodangu kohta, võttes arvesse nende rahvamajandusharude ökonoomikas avalduvaid konkreetseid iseärasusi. Nii tuleb näiteks põllumajandusettevõtete toodangu mahu uurimisel käsitleda eraldi selle kahe põhilise tootmisharu - maaviljeluse ja loomakasvatuse toodangut. Tegurite vahel liigendamise objektiks võib võtta toodangu mahu nii naturaalsetes kui rahalistes ühikutes mõõdetuna. Viimasel juhul liitub tabelites toodud tegurisüsteemidesse (ükskõik millisesse) veel üks täiendav tegur - hind. Missugust konkreetset hinda mingil juhul kasutatakse, kas omahinda, ettevõtte või tööstuse hulgihinda jne., sellel pole analüüsi metoodika seisukohalt tähtsust; analüüsi tulemuste mõtestamisel peab sellele aga muidugi vajalikku tähelepanu osutama.

# 6. peatükk.

## TEGURITE ABSOLUUTSETE MÕJUULATUSTE MÄÄRAMINE.

### 6.1. Teoreetilisi lähtealuseid.

Indeksitega iseloomustatakse tegurite suhtelisi mõjuulatusi, avaldades neid kas otseste suhetena või protsentidena. Hoolimata indeksite suurest näitlikkusest, ei saa alati piirduda üksnes indeksitega. Sageli nõuavad lahendamist ka niisugused küsimused, mis eeldavad tegurite mõjuulatuste määramist mitte suht- vaid absoluutarvudes - rublades, meetrites jne. Mitu tonni materjali säästeti aruandeperioodi toodangu valmistamisel selle tagajärjel, et vähenesid materjali tegelikud kulunormid? Mitu rubla säästeti toodangu omahinna alandamise tagajärjel? Mitu tonni toodangut anti aruandeperioodi jooksul rohkem selle arvel, et tõusis tööliste tööviljakus, ja mitu tonni tööliste arvu suurenemise arvel? Kui palju käibevahendeid säästeti käibevahendite ringluse kiirendamise tagajärjel? Need ja paljud teised analoogilised küsimused on nii ettevõtete majandusliku tegevuse tulemuste hindamisel kui ka uute tootmisplaanide koostamisel väga olulise tähtsusega.

Tegurite absoluutsete mõjuulatuste määramiseks on praegu kasutusel mitu erinevat meetodit. Kuigi nendega saadavad tulemused lähevad paljuski lahku, lähtuvad nad kõik siiski samadest üldteoreetilistest alustest.

Esiteks eeldatakse, et kui kõik üksikasjaolud, mis ettevõtte majanduslikku tegevust üldse mõjustavad, oleksid kahel võrreldaval perioodil toiminud täpselt ühesuguselt, siis oleksid ka ettevõtte töö tulemused (näit. toodangu maht, kasumi summa, omahind, tööviljakus jne.) kujunenud mõlemal perioodil täpselt ühesuurusteks. See eeldus võimaldab teha järelduse, et kui näiteks toodangu maht on aruandeperioodil suurem kui baasiperioodil, siis on tema juurdekasv just nende tegurite mõju tulemuseks, mille toime on uuritava ajavahemiku jooksul muutunud.

Teiseks eeldatakse, et muutunud on ainult nende tegurite toime, mille endi väärtused kujunesid aruandeperioodil teistsugusteks, kui nad olid baasiperioodil. Sellega seostatakse uuritavate nähtuste mahus toimunud muutused tegurite väärtuste muutumisega, s.o. muutustega nende nähtuste mahus, mida me vaatleme resultaatnähtuste suhtes põhjustena (resp. teguritena).

Praktiliselt seisab tegurite absoluutsete mõjuulatuste määramine selles, et tegurite muutumise kohta teada oleva informatsiooni alusel jagatakse uuritava resultaatnähtuse absoluutne juurdekasv osadeks, millest iga üksikut käsitatakse mingi ühe teguri absoluutse mõju suurusena. Niisiis eeldab tegurite absoluutsete mõjuulatuste määramine resultaatnähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamist. Seetõttu käsitataksegi seda teoreetilises kirjanduses sageli nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamise probleemi nime all.

Et naturaalselt pole toodangu juurdekasvus võimalik eritleda, missugune osa sellest on saadud ühe või teise teguri muutumise arvel, siis tuleb selle küsimuse lahendamiseks kasutada abstraktsioonimeetodit. Abstraktsioonivõtteid on aga võimalik rakendada väga mitmesugustest eeldustest lähtudes ja mitmesugustel lõppeesmärkidel. Siit tulenebki probleemi lahendamise paljude eri versioonide võimalikkus. Eri jaotamisviiside pooldajate vahel teaduslikus kirjanduses arenenud diskussioon on näidanud, et mingit ainuõiget meetodit nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamiseks ei ole olemas. Nagu ükski indeks ei suuda valgustada ühegi nähtuse dünaamikat korraga kõigist aspektidest, millest lähtudes see võib majanduslikku huvi pakkuda, nii ei saa ka ükski nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamise viis vastata kõikidele majanduslikus analüüsis tekkida võivatele küsimustele. Seepärast pole absoluutse juurdekasvu jaotamise eri võtete käsitlemisel põhiküsimuseks mitte see, missugune neist on ainsana õige, vaid: missugusel juhul missugust meetodit kasutada?

Õige analüüsimetoodika valikul on eriti tähtis jõuda selgusele, kas analüüsi tunnetuslike eesmärkide saavutamiseks tuleb vaadelda tegureid samaaegselt ja koos muutuvatena, s.t. nii nagu nad objektiivses reaalsuses tegelikult toimivad, või võib nende toimet käsitada lihtsamalt, eeldades, et tegurid muutuvad järjekorras: enne üks, siis teine. Viimane käsitlusviis on muidugi reaalsusest kaugem ja annab seetõttu suhteliselt tinglikumaid tulemusi. Sellele vaatamata esineb praktikas sageli juhtumeid, kus juba tunnetusliku ülesande enda seade sisaldab tingimuse, et tegelikkuses samaaegselt muutuvatest teguritest tuleb üht vaadelda nii, nagu muutuks ta teisest varem ja sellest sõltumata. Niisugustel juhtudel kasutatakse absoluutse juurdekasvu jaotamiseks nn. ahelasendusmeetodit.

Kui analüüsimisel on tarvis täpsemalt jälgida tegelikkust ning tegurite samaaegse koosmuutumise fakti ei saa abstraktsiooni korras käsitlusest kõrvale jätta, siis tuleb kasutada analüüsimeetodeid, mida on lühidalt kirjeldatud osas 6.3.

## 6.2. Ahelasendusmeetod.

Ahelasendusmeetod on indeksimeetodi otsene teisend. Kui indeksi arvulised väärtused leitakse indeksivalemis olevate absoluutväärtuste suhtena, siis ahelasendusmeetodi puhul leitakse samade summade vahed ja neid käsitatakse kui vastavate tegurite absoluutseid mõjuulatusi. Hinnaindeksi lugeja ja nimetaja vahet käsitatakse suurusena, mis iseloomustab hindade muutumise mõju toodangu (resp. kaubakäibe) maksumusele, toodangu füüsilise mahu indeksi lugeja ja nimetaja vahet käsitatakse toodangu füüsilise mahu suurusena, mis iseloomustab toodangu maksumuse muutumist selle füüsilise mahu muutumise tagajärjel jne.

Kui tähistada toodangu maksumuse üldine muutumine

$$\sum p_1q_1 - \sum p_oq_o = \Delta\sum pq$$

ja toodangu maksumuse muutumine hindade muutumise arvel, s.o. korrutiste pq summa muutumine teguri p muutumise arvel

$$\Delta(p)\sum pq ,$$

siis ülaltoodud põhimõtet silmas pidades saame hinnaindeksi 2.10 alusel hinna muutumise absoluutse mõjuulatuse arvutamiseks järgmise valemi:

$$\boxed{\Delta(p)\sum pq = \sum p_1q_1 - \sum p_oq_1} . \quad (6.1)$$

Toodangu füüsilise mahu muutumise mõju toodangu maksumusele tuleks leida analoogiliselt:

$$\boxed{\Delta(q)\sum pq = \sum p_oq_1 - \sum p_oq_o} . \quad (6.2)$$

Mõlemate tegurite mõjuulatuste summa võrdub toodangu maksumuse üldjuurdekasvuga (teisiti maksumuse indeksi lugeja ja nimetaja vahega)

$$\boxed{\Delta(p)\sum pq + \Delta(q)\sum pq = \Delta\sum pq} . \quad (6.3)$$

Põhimõtteliselt on valemid 6.1 ja 6.2 üldiselt kasutusel peaaegu kõigis ettevõtete majandusliku tegevuse analüüsi õpikutes, kus kirjeldatakse tegurite mõjuulatuste määramise metoodikat. Tavaliselt ei kasutata neis aga ahelasendusmeetodi selgitamiseks valemeid, vaid n.-ö. sisulist selgitusviisi. Kasutame selle demonstreerimiseks näitena hindade muutumise mõjuulatuse leidmise eeskirju, mis on ligikaudu järgmine:



M

a) tuleb leida aruandeperioodi toodangu tegelik maksumus tegelikus omahinnas (tavaliselt võetakse see valmis kujul aastaaruande vormist nr. 8);

b) tuleb leida aruandeperioodi toodangu tinglik maksumus ehk teisiti väljendatult aruandeperioodi toodangu maksumus baasiperioodi omahinnas (seegi on valmis kujul olemas aastaaruande vormis nr. 8);

c) lahutatakse aruandeperioodi toodangu tegelikust maksumusest selle tinglik maksumus ja saadakse vahe, mis iseloomustabki hindade muutumise mõju toodangu maksumusele. Miks saadud vahe iseloomustab just hindade mõju, selgitatakse viidetega sellele, et kõrvutatavates suurustes on erinev ainult üks tegur. Oleks seegi mõlemas kõrvutatavas suuruses võrdne, oleks nende vahe null. Kui nende vahe pole null, siis on selles "süüdi" just muutuv tegur, järelikult iseloomustab saadud vahe antud juhul hindade muutumise mõju.

Niisuguste selgitustega mõnikord piirdutaksegi. Kuigi refereeritud käsitlusviis on kahtlemata meeldivalt lihtne, pole see siiski kaugeltki piisav. Sellel on kaks peamist puudust.

Esiteks pole see küllalt üldine - seda ei saa põhijoonteski kohaldada mistahes juhul. Iga majandusliku nähtuse analüüsimiseks tuleb seega anda erinev tekstiline juhis, mis toob kaasa suuri raskusi nende meelespidamisel, sest juhtumeid, kus ahelasendusmeetodit majanduslikus analüüsis kasutatakse, on väga palju.

Teiseks jääb selgitamata, miks peab näiteks toodangu tinglik maksumus olema tuletatud just üksikute toodete aruandeperioodil valmistatud koguste ja baasiperioodil kehtinud hindade korrutisena ja mitte vastupidi, s.t. aruandeperioodi hindade ja baasiperioodi koguste korrutisena? Et eespool refereeritud ahelasendusmeetodi kirjeldus ei sisalda mingisuguseid viiteid rakendatava metodoloogilise lähenemisviisi teoreetilistele alustele, pole selle sügavamat olemust kuigi hõlpus taibata ja ahelasendusmeetodit tuleb rakendada mehaaniliselt, mistõttu on võimalikud igasugused vead ja vääriti tõlgendamised.

Kui arvutada toodangu tinglik maksumus nii, nagu me äsja viitasime, saaksime selle kujul

$$\sum p_1 q_0 \; .$$

Sel juhul üksikute tegurite absoluutsed mõjuulatused oleksid vastavalt

$$\Delta(p)\sum pq = \sum p_1 q_0 - \sum p_0 q_0 \; ; \qquad (6.4)$$

$$\Delta(q)\sum pq = \sum p_1 q_1 - \sum p_1 q_0 \; . \qquad (6.5)$$

Ka nende valemite alusel leitud tegurite mõjuulatuste summa võrdub toodangu maksumuse üldjuurdekasvuga

$$\Delta(p)\sum pq + \Delta(q)\sum pq = \Delta \sum pq \; , \qquad (6.6)$$

mis viitab sellele, et tegurite mõjude bilansseerumine ei ütle kasutatavate meetodite õigsuse kohta mitte midagi.

Et teha vahet tegurite mõjuulatuste määramise kahe ülalkirjeldatud meetodi vahel, nimetame absoluutse juurdekasvu jaotamise valemite 6.1 ja 6.2 järgi <u>ahelasendusmeetodi esimeseks versiooniks</u>. Sama ülesande lahendamist valemite 6.4 ja 6.5 järgi nimetame vastavalt <u>ahelasendusmeetodi teiseks versiooniks</u>.

Kirjanduses on esitatud arvamusi, et majanduslikult põhjendatud tulemusi annab neist ainult esimene; teise versiooni kasutamisel aga saadakse täiesti mõttetuid arve (I. Malõi, M.I. Iljevski). Samuti on esitatud vastupidiseid arvamusi, et ainult teine versioon võib tagada õigeid tulemusi (L. Sibirjakov). Avaldatud on ka selliseid seisukohti, et ahelasendusmeetodit ei kõlba üldse milleks kasutada ja et selle mõlemad versioonid on ühevõrra ebaõiged (G. Savka, M. Kats). Tuginedes ahelasendusmeetodi pikaajalise kasutamise praktikale majanduslikus analüüsis, ei saa neist seisukohtadest ühtki täiesti õigeks pidada. Majandusliku analüüsi praktika näitab, et kuigi ahelasendusmeetod sisaldab endas tõsiseid vastuolusid, suudab ta anda siiski hinnatavaid tulemusi ja et selle mõlemad versioonid võimaldavad jõuda nii- või teistsuguse majandusliku sisuga tulemustele.

Et ahelasendusmeetodi versioonides õigesti orienteeruda, ei tohi seda kunstlikult indeksimeetodist eraldada ja nagu indeksite tuletamisel, nii tuleb ka siin rakendada eespool kirjeldatud abstraktsiooni reaalsuse kriteeriumi.

Majandusliku tegevuse analüüsi igapäevases praktikas korduvalt tõusvad ülesanded on tihtipeale küllaltki rutiinsed. Nende korduval lahendamisel jõutakse abstraktsiooni reaalsuse kriteeriumi kasutades tavaliselt järeldusele, et enamasti annab aktuaalsematele ja rahvamajanduslikult suurema tähtsusega küsimustele vastuseid ahelasenduse esimene versioon. See ongi kõik, mida nende kahe võimaluse valiku kohta saab üldistavalt ütelda.

See järeldus ei sisalda endas midagi uut. Õigupoolest on sellega korratud ainult sama, mida ütlesime juba varem indeksivalemite valiku kohta (vt. lk. 51); kasutatavad on ka kõik varem esitatud näited (vt. lk. 31 ja 46).

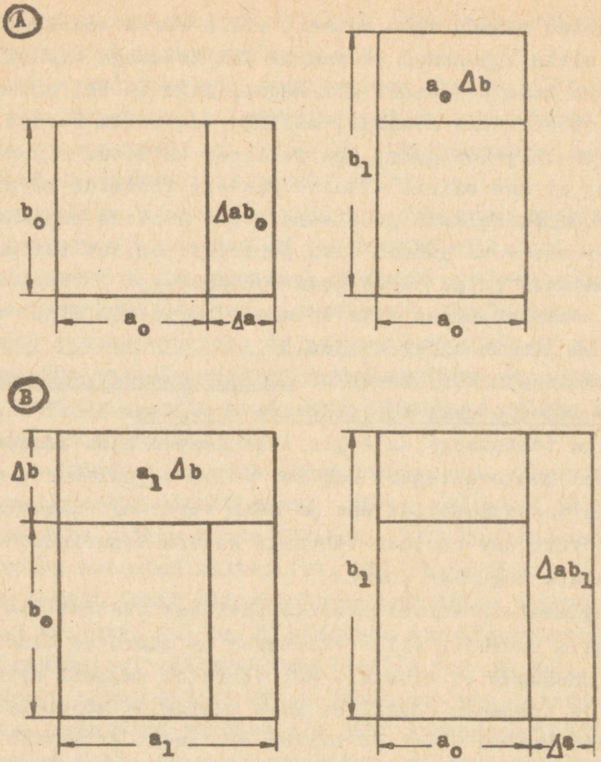
Väga sageli tekib ettevõtete majandusliku tegevuse analüüsimisel küsimus, kui palju säästeti aruandeperioodi toodangu valmistamisel käibevahendeid selle tagajärjel, et alandati toodangu omahinda? Et antud juhul on juba analüüsitava probleemiga nihutatud esiplaanile just aruandeperioodi toodangu naturaalne maht, siis on arusaadav, et kogu võrdlus tulebki teostada aruandeperioodi toodangu mahust lähtudes. Järelikult tuleb kasutada kogumite ühismõõtsustamisel aruandeperioodi kaalusid, ehk teisiti – tuleb kasutada ahelasenduse esimest versiooni (valemit 6.1). Baasiperioodi ühismõõtsustajate, antud juhul valemi 6.4 kasutamine ei võimaldaks tõstatatud küsimusele vastata. Järelikult poleks ahelasenduse teise versiooni puhul rakendatav abstraktsioon kooskõlas püstitatud tunnetusliku eesmärgiga.

Missugune on aga valemi 6.4 järgi leitud vahe majanduslik sisu? Selles on aruandeperioodi hindades arvestatud baasiperioodi toodangu maksumusest lahutatud baasiperioodi toodangu tegelik maksumus, s.t. baasiperioodi hindades. Järelikult iseloomustab saadud vahe summat, mille võrra baasiperioodi toodang oleks kujunenud odavamaks kui toodangu omahind oleks olnud juba baasiperioodil nii madal, nagu ta oli aruandeperioodil. Tõsi küll: küsimus, millele see valem vastab, tundub võrdlemisi väljamõelduna, aga sellesse kätketud majanduslikku tähendust ei saa siiski eitada. Pealegi tõstatub ka praktikas aeg-ajalt sedalaadi probleeme. (Kui näiteks omahinna alandamise ülesanne on jäänud mitu perioodi järjest täitmata ja tekib küsimus, palju oleks kogu möödunud aja jooksul säästetud, kui omahind oleks juba esimesel perioodil olnud tasemel, millele ta jõudis alles hiljem.)

Iseseisvaks küsimuseks on ahelasendusmeetodiga määratud tegurite mõjuulatuste võrreldavuse probleem. Eriti suure rakendusliku tähtsusega on selle lahendamine kahe samasse tegurisüsteemi kuuluva teguri suhtes, mille mõjuulatused on määratud ahelasendusmeetodi ühe ja sama versiooni alusel, aga mõnikord võib see osutuda tähtsaks ka eri tegurisüsteemidesse kuuluvate tegurite puhul.

Tingimusteta võrreldavateks peetakse statistikas ainult niisuguseid suurusi, mille väärtused on määratud kindlaks täiesti ühesugustel alustel. Kui võrrelda eespool arvutatud hindade ja toodangu füüsilise mahu muutumise mõjuulatusi, siis selgub, et kumbki neist on leitud oluliselt erinevatel eeldustel. Ahelasendusmeetodi versioonide erisus paistab hästi silma, kui vaadelda seda graafiliselt (vt. joonis 3). Esimest versiooni kasutades me tegelikult eeldame, et enne muutub tööliste arv ja teine paralleelselt vaadeldav tegur - tööviljakus - muutub alles siis, kui tööliste arvu muutumise mõjul on toodangu mahus juba teatud suurenemine toimunud (I vers.B). Tööviljakuse mõju lähtub seetõttu laiemalt baasilt ($a_0+\Delta a$) ja kujuneb tunduvalt suuremaks kui sama teguri mõjuulatus, määratud ahelasendusmeetodi teise versiooni kohaselt (vt.II vers. B).

Teise versiooni puhul lähtutakse vastupidisest eeldusest, et enne muutub tegur b ja alles seejärel tegur a . Vastavalt muutunud järjekorrale jääb teguri b mõjuulatus nüüd




Joon. 6. Nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamine ahelasendusmeetodil.

I Ahelasendusmeetodi esimese versiooni kohaselt a - tööliste arv;

II Ahelasendusmeetodi teise versiooni kohaselt b - töölise keskmine tööviljakus.

suhteliselt väiksemaks kui esimese versiooni kasutamisel ja teguri a mõjuulatus suureneb.

Tehtud tähelepanekutest tulenevad järeldused:

1) ahelasendusmeetodi eri versioonide alusel arvutatud tegurite absoluutsed mõjuulatused pole rangelt võttes omavahel võrreldavad, sest kummaski versioonis on rakendatud erinevat eeldust tegurite muutumise järjekorra kohta;

2) ka sama versiooni kohaselt arvutatud eri tegurite mõjuulatused pole rangelt võttes omavahel võrreldavad, sest nendegi leidmisel rakendatakse erinevaid eeldusi. Esimese versiooni kohaselt mõõdetakse näiteks tööliste arvu muutumist eeldusel, et teine tegur (s.t. tööviljakus) pole muutunud, tööviljakuse mõjuulatuse leidmisel aga eeldatakse, et teine tegur (antud juhul tööliste arv) on juba varem muutunud! Kui niisugustel eeldustel leitud mõjuulatusi soovitakse siiski võrrelda, mis on praktikas tavaline, siis tuleb pidada silmas, et kõik sedalaadi võrdlused on loomult tinglikud ja et kõrvutatavad suurused sisaldavad teatud mittevõrreldavuse momente;

3) nii üks kui teine ahelasendusmeetodi versioon tugineb tegurite mittesamaaegse muutumise printsiibile. Sellest tulenebki selle meetodi täielik sobimatus niisugusel juhul, kui analüüsi metoodika peab kajastama samaaegselt muutuvate tegurite koosmõju.

Kuigi ahelasendusmeetodit on õige käsitada indeksimeetodi otsese teisendina, oleks siiski väär neid eranditult kõiges teineteisega samastada. Nende vahel on ka olulisi põhimõttelisi erisusi. Eriti reljeefselt avaldub see indeksite väärtuste ja tegurite absoluutsete mõjuulatuste tähenduslikul võrdlemisel.

Eespool nägime, et teguriindeksitel on kaks majanduslikku tähendust: üldistav ja analüütiline. Üldistavas tähenduses väljendab näiteks toodangu füüsilise mahu indeksi (valem 2.5) väärtus toodangu naturaalse mahu keskmist muutumist. Oleks aga täiesti väär, kui me ka vastavate suuruste vahet

$$\Delta(q)\sum pq = \sum p_0 q_1 - \sum p_0 q_0$$

püüaksime tõlgendada samuti üldistavas tähenduses kui suurust, mille võrra toodangu füüsiline maht on muutunud. Kumbki ülaltoodud agregaatidest, ei vähendatav ega lahutatav, ei ole naturaalne (ehk füüsiline) toodangukogus, vaid rahasumma - maksumus. Järelikult saab ka nende vahe olla ainult teatud rahasumma. Nagu me, lahutades 10 õunast 6 õuna, võime saada vahena ainult 4 õuna ja mitte 4 pirni, arbuusi või aprikoosi, nii saame ka kõnealusel juhul vahena rahasumma, mille võrra suurenes toodangu maksumus, mitte aga mingit suurust, mille võrra kasvas selle füüsiline maht!

Käsitlust üldistades jõuame seda laadi näidete analüüsimisega järeldusele, et tegurite absoluutsetel mõjuulatustel on ainult üks, ja nimelt analüütiline tähendus. Seetõttu saab neid ka ainult ühtviisi tõlgendada, mitte kahtviisi nagu teguriindekseid. Selgub, et vahet $\Delta(q)\Sigma pq$ saab tõlgendada ainult kui summat, mille võrra aruandeperioodi toodangu maksumus suurenes selle arvel, et kasvas toodangu füüsiline maht.

Iseärasused tegurite absoluutsete mõjuulatuste tähendustes tulenevad absoluutarvude suhteliselt tihedamast seostatusest materiaalse tegelikkusega. Hoolimata toodud mõttekäikude lihtsusest ja ühemõttelisusest ei saa neid pidada kaugeltki üldtuntuteks. Majandusliku tegevuse analüüsijate töödes võib kohata sageli ahelasendusmeetodiga leitud absoluutsuuruste majandusliku sisu väära tõlgendamise näiteid; neid esineb ka kirjanduses ja kuni kõige viimase ajani isegi mõnedes majandusliku tegevuse analüüsi õpikutes. Ometi on seda laadi vigade lubamatusele juhitud tähelepanu juba veerandsada aastat tagasi. 1934. aastal avaldatud A.J. Bojarski, L.S. Brandi, L.S. Davõdova, V.N. Starovski, V.I. Hotimski ja B.S. Jastremski õpikutes "Statistika" on selliste vigade eest hoiatatud järgmiste sõnadega: "... Väljendades naturaalsed toodangukogused hindade kaudu, pole meil edaspidi tegemist juba enam toodangu naturaalse kogusega, vaid sellega seotud rahasummaga. Seda tõika tuleb eriti rõhutada, sest väga sageli see unustatakse ja arendatakse oma mõttekäike nii, nagu oleks meil ka pärast rahasse ümberarvestamist tegemist toodangu naturaalsete kogustega, mitte aga maksumustega."

Täpselt samasuguse mõtlemisveaga on tegemist ka siis, kui näiteks seletatakse (nagu seda kahjuks praktikas küllalt sageli juhtub), et "toodangu füüsiline maht suurenes 2,5 miljoni rubla võrra". See on sama võimatu, kui et kellegi kehakaal või pikkus suureneks paarikümne rubla võrra! Rubla ei ole toodangu füüsilise (resp. naturaalse) mahu mõõtühik. Kui on tegemist ühelaadse toodanguga, siis võib selle maht kasvada teatud arvu tonnide, meetrite, kilogrammide, tükkide, tsentnerite jms. võrra. Moodustab aga ettevõtte toodang kvalitatiivselt mitteühtse kogumi, mis on tavaline, siis pole selle füüsilise mahu suurenemist või vähenemist üldse mingi ühe absoluutarvuga võimalik väljendada (vt. osa 2.2).

### 6.3. Näiteid ahelasendusmeetodi praktilisest kasutamisest.

Allpool on esitatud näiteid ainult ahelasendusmeetodi esimese versiooni kasutamise kohta, lähtudes selle suuremast rakenduslikust tähtsusest. Näited tuginevad eelmistes osades juba kasutatud arvmaterjalile.

1. näide.

(Andmed vt. osa 2.2, lk. 31 ja 32).

Leida toodangu maksumuse üldine juurdekasv eelmise aastaga võrreldes, näidata missuguste tegurite arvel ja kui palju see aruandeperioodi jooksul on suurenenud.

Lahendanud selle ülesande ahelasendusmeetodiga, saame järgmised vastused.

Toodangu maksumus on üldse suurenenud

$(\Delta\sum pq = \sum p_1q_1 - \sum p_oq_o =$

$= 490000 - 456400 =)$ 33600 rbl. võrra,

selle hulgas

- toodangu omahinna alanemise tõttu on selle maksumus vähenenud

$$(\Delta(p)\sum pq = \sum p_1q_1 - \sum p_0q_1 =$$
$$= 490000 - 556800\ ) \quad - 66800 \text{ rbl. võrra,}$$

- toodangu füüsilise mahu kasvu tõttu on toodangu maksumus suurenenud

$$(\Delta(q)\sum pq = \sum p_0q_1 - \sum p_0q_0 =$$
$$= 556800 - 456400 = ) \quad + 100400 \text{ rbl. võrra.}$$

2. näide.
(Andmed vt. osa 4.4, lk. 88.)

Näite andmetel selgub, et villase riide omahind alanes kogu uuritavas trustis tervikuna keskmiselt 3,81 rbl. meetrilt.

$$\Delta\bar{p} = \bar{p}_1 - \bar{p}_0 = 148{,}71 - 152{,}52 = -3{,}81.$$

Poleks üksikute ettevõtete osatähtsused trusti toodangus muutunud, üksikute tehaste toodangu omahinnas aga oleksid toimunud sellised nihked, nagu seal aruandeperioodi jooksul tegelikult aset leidsid, siis oleks trustis villase riide ühe meetri omahind tõusnud keskmiselt 9.50 rbl. meetrilt.

$$\bar{p}_1 - \bar{p}_1^{\text{tingl.}} = 148{,}71 - 139{,}21 = 9.50.$$

Omahinna nii suure tõusu hoidis ära trusti toodangu struktuuris toimunud nihe. Selle arvel, et trusti toodangus suurenes nende tehaste osatähtsus, kus toodangu omahind oli madalam, alanes villase riide keskmine omahind trustis 13,31 rbl. võrra meetri kohta.

$$\bar{p}_1^{\text{tingl.}} - \bar{p}_0 = 139{,}21 - 152{,}52 = -13{,}31.$$

## 6.4. Nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamine samaaegselt ja koos muutuvate tegurite vahel.

Kui käsitleda mõlemaid tegureid ühesugustest eeldustest lähtudes, et ühe teguri muutudes jääb teine alati muutumatuks, s.t. säilitab oma baasiperioodi väärtuse, saame nn. tegurite <u>isoleeritud mõjuulatused</u>

teguri a muutumise mõju $\Delta(a)N = a_1b_0 - a_0b_0 = \Delta ab_0$;

teguri b muutumise mõju $\Delta(b)N = a_0b_1 - a_0b_0 = a_0\Delta b$.

Leitud osajuurdekasvud ei rahulda tulemuste bilanseerumise nõuet, sest

$$\Delta ab_0 + a_0\Delta b < \Delta N .$$

On teada, et

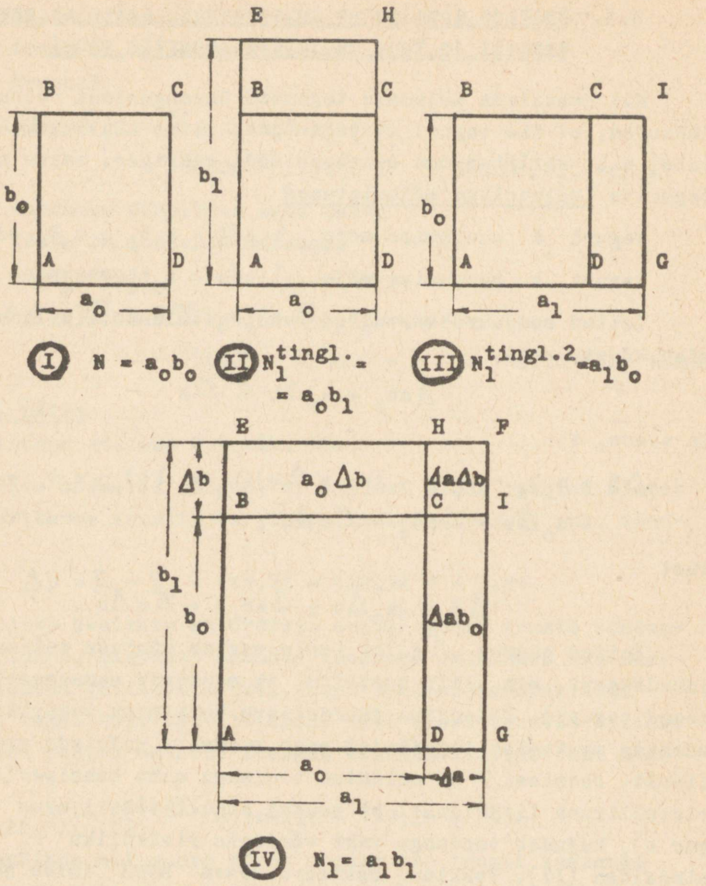
$$\Delta N = a_1b_1 - a_0b_0 = (a_0 + \Delta a)(b_0 + \Delta b) - a_0b_0 =$$
$$= a_0\Delta b + \Delta ab_0 + \Delta a\Delta b ,$$

kust

$$\Delta N - (a_0\Delta b + \Delta ab_0) = \Delta a\Delta b .$$

Leitud suurus $\Delta a\Delta b$ iseloomustab nähtuse täiendavat juurdekasvu, mis tekib seetõttu, et muutuvad samaaegselt mõlemad tegurid. Täiendava juurdekasvu tekkimist tegurite samaaegse muutumise tagajärjel saab veenvalt kujutada graafiliselt. Joonisel 7 on näidatud toodangu maht baasiperioodil ristkülikuna I. Eeldusel, et muutub ainult tööviljakus (tegur b), kujuneb toodangu maht võrdseks ristküliku $N_1^{tingl.1}$ pindalaga (II). Tekkinud osajuurdekasvu BCEH tuleb sel juhul muidugi vaadelda tööviljakuse muutumise mõjuna. Eeldusel, et muutub ainult tööliste arv (tegur a) kujuneb toodangu maht võrdseks ristküliku $N_1^{tingl.2}$ pindalaga (III), kusjuures juurdekasvu DGCJ tuleb käsitada tööliste arvu muutumise mõjuna toodangu mahule.

Muutuvad aga mõlemad tegurid samaaegselt, on nende üldine mõju suurem kui kummagi teguri muutumise isoleeritud mõjuulatuste summa. See selgub IV ristküliku vaatlemisel,




Joon. 7.

Täiendava osajuurdekasvu tekkimine samaaegselt ja koos muutuvate tegurite koostoimel.

(N - toodangu maht, a - tööliste arv, b - ühe töölise keskmine tööviljakus perioodis.)

mis on tegurite koosmõjul suurenenud veel täiendava osajuurdekasvu CJHF võrra. Nii jaguneb joonisel IV ristkülikuna kujutatud toodangu üldjuurdekasv BEFGDC kolmeks osaks ehk <u>osajuurdekasvuks</u>:

1) teguri a isoleeritud mõjuulatuseks (DCIG);
2) teguri b isoleeritud mõjuulatuseks (BEHC) ja
3) tegurite koosmõjul tekkinud täiendavaks osajuurdekasvuks (CHFI).

Üldjuurdekasvu tekke selline käsitlus on tegelikult aluseks kõigile meetoditele, mis taotlevad määrata kindlaks samaaegselt ja koos muutuvate tegurite mõjuulatusi. Keskseks probleemiks, mille lahendamisel üksikute autorite seisukohad lahku lähevad, on küsimus, mida teha tegurite koosmõjul tekkinud täiendava osajuurdekasvuga pärast seda, kui ta on kindlaks määratud?

Kahtlemata on täiendaval juurdekasvul teatud iseseisev tunnetuslik tähtsus, mis ilmneb eriti hästi siis, kui käsitleda korraga rohkem kui kaht samaaegselt muutuvat tegurit. Siiski ei saa ettepanekut käsitada tegurite koosmõju kui iseseisvat tegurit (N.V. Peregudov) pidada õnnestunuks. Seda ei saa sobitada analüüsi tunnetusliku lõppeesmärgiga, määrata kindlaks just uuritavate tegurite poolt resultaatnähtusele avaldatud mõju ulatused. Käsitades tegurite koosmõjul tekkivaid osajuurdekasvusid reeglipäraselt iseseisvate "teguritena", hajub resultaatnähtuse üldjuurdekasv analüüsija käte vahelt. Jääb järele hulk mitmesuguseid osajuurdekasvusid; ütelda aga, kui palju avaldas toodangu mahu muutumisele mõju tööviljakus või mõni muu tegur, mille uurimine on analüüsija huvi keskpunktiks, pole üldse võimalik. Eriti ilmekalt selgub see siis, kui uurida paralleelselt rohkem kui kahe teguri mõju. Tuginedes viie liikmega tegurisüsteemile saadakse eri tegurite koosmõjul kokku 26 täiendavat osajuurdekasvu[1], kuue teguri koosmõjul 57 täiendavat juurdekasvu jne.

---

[1] Tegurite isoleeritud mõjul ning nende omavahelise kombineerimise tagajärjel tekkivate osajuurdekasvude üldarv võr-

Seetõttu tuleb pidada ilmselt õigemaks nende autorite seisukohta, kes teevad ettepaneku jaotada täiendav juurdekasv (või juurdekasvud) uuritavate tegurite vahel. Kuidas täiendavat juurdekasvu jaotada, selle kohta on tehtud mitmesuguseid ettepanekuid, mis taanduvad põhimõtteliselt kahele eri juhtumile - jaotada see tegurite vahel võrdseteks osadeks (1) või ebavõrdseteks osadeks, tuginedes tegurite kasvutempode või isoleeritud mõjuulatuste erisustele (2). Mõlemal juhul liidetakse saadud osad vastavate tegurite isoleeritud mõjuulatustega, misjärel saadakse uuritavate tegurite kogumõjud.

Seega jaguneb analüüs järgmisteks etappideks:

1) tegurite isoleeritud mõjuulatuste leidmine;

2) tegurite koosmõjul tekkinud täiendava osajuurdekasvu (resp. täiendavate osajuurdekasvude) leidmine ja nende jaotamine tegurite vahel;

3) tegurite kogumõjude leidmine, mis seisab selles, et iga teguri isoleeritud mõjuulatusele liidetakse teatud osa (resp. osad) tegurite koosmõjul tekkinud täiendavast osajuurdekasvust (resp. täiendavatest osajuurdekasvudest).

Ettepanekuga jaotada täiendav osajuurdekasv tegurite vahel võrdsetes osades, on esinenud mitmed teadlased: A.P.Aleksandrovski (1938), F.C. Mills ja H. Sheffè (1950) ja S.M. Jugenburg (1952). Neist viimane on andnud sellele meetodile majanduslikult kõige põhjalikuma kirjelduse. Täiendava osajuurdekasvu selle jaotamisviisi kasutamise eelduseks on, et samaaegselt ja koos muutuvate tegurite väärtused on kasvanud enam-vähem võrdse tempoga.

Tegurite absoluutsed kogumõjud tehakse sel juhul kindlaks järgmiselt:

---

dub kõigi kombinatsioonide summaga m elemendist. Viis tegurit - oletagem, et vaatleme tegureid a, b, d, f ja g - avaldavad resultaatnähtusele mõju: 1 - ühekaupa, mis annab 5 isoleeritud mõjuulatust; 2 - kahekaupa, mis annab 10 erinevat kombinatsiooni ab, ad, af, ag, bd, bf, df, dg, fg ja bg; 3 - kolmekaupa, mis annab samuti 10 erinevat kombinatsiooni abd, abf, abg, adf, adg, afg, bfg, bdf, bdg ja dfg; 4 - neljakaupa, mis annab 5 eri kombinatsiooni abdf, abdg, abfg, adfg ja bdfg; 5 - viiekaupa, mispuhul saadakse üks tegurite kombinatsioon abdfg. Seega kokku 31 eri osajuurdekasvu,neist 26 tegurite eri kombinatsioonide koosmõju.

- teguri a kogumõju

$$\Delta(a')ab = \Delta ab_0 + \tfrac{1}{2}\Delta a\Delta b ,$$

- teguri b kogumõju

$$\Delta(b')ab = a_0\Delta b + \tfrac{1}{2}\Delta a\Delta b .$$

Tegurite koosmõjul tekkinud täiendava osajuurdekasvu võrdseteks osadeks jaotamine vastab asjade dialektikale siis, kui mõlemad tegurid muutuvad ühesugusel või vähemalt peaaegu ühesugusel määral. Muutuvad aga tegurid väga erinevalt, siis avaldavad nad ka resultaatnähtusele ilmselt erinevat mõju. Seepärast on üldjuhul sobivamaks võtteks jaotada täiendav osajuurdekasv tegurite vahel võrdeliselt nende väärtuste kasvutempodega. Seda laadi ettepanekutega (mis detailides, tõsi küll, üksteisest väga tunduvalt erinevad) on esinenud A.P. Aleksandrovski (1938), M.I. Kats (1954), V. Valk (1956), E.J. Linetski ja D.J. Savranski (1958). Kahe teguri paralleelsel käsitlemisel viivad nad samadele tulemustele kui täiendava juurdekasvu jaotamine võrdeliselt üksikute tegurite isoleeritud mõjuulatustega, missugusel võttel on eelmisega võrreldes mõnesuguseid tunnetuslikke ja arvutustehnilisi eeliseid.

Tegurite koosmõjul tekkinud täiendava osajuurdekasvu jaotamiseks tuleb koostada kaks võrdelisuskoefitsienti. Koefitsient $\xi a$, millega määratakse täiendavast juurdekasvust teguri a isoleeritud mõjuulatusele liidetav osa

$$\xi a = \frac{/\Delta(a)ab/}{/\Delta(a)ab/ + /\Delta(b)ab/}$$

ja koefitsient $\xi b$, millega määratakse kindlaks teguri b isoleeritud mõjuulatusele lisatav osa tegurite koosmõjust

$$\xi b = \frac{/\Delta(b)ab/}{/\Delta(a)ab/ + /\Delta(b)ab/} .$$

Võrdelisuskoefitsientide arvutamisel kasutatakse tegurite isoleeritud mõjuulatuste absoluutväärtusi.

Tegurite kogumõjud leitakse siis järgmiste valemite kohaselt:

teguri a kogumõju

$$\Delta(a')ab = \Delta ab_0 + \xi_a \Delta a \Delta b ,$$

teguri b kogumõju

$$\Delta(b')ab = a_0 \Delta b + \xi_b \Delta a \Delta b .$$

Sama metoodika on raskusteta kohandatav mis tahes arvu tegurite mõjuulatuste analüüsimiseks.[1]

Kui tegurite kasvutempod on võrdsed, annab viimati käsitletud jaotamisviis täpselt samasuguseid tulemusi nagu täiendava osajuurdekasvu jaotamine tegurite vahel võrdseteks osadeks.

Muidugi ei ole siin kirjeldatud nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamise meetodid ainsad. Peale nende on esitatud kirjanduses veel teisi huvitavaid ettepanekuid. Näiteks akadeemik S.G. Strumilini originaalne ettepanek jaotada täiendav juurdekasv teatud graafilise menetlusega, mida ei saa aga kahjuks laiendada rohkem kui kahe teguri paralleelseks käsitlemiseks. Üldse on tegurite absoluutsete mõjuulatuste kindlaksmääramise metoodika probleem muutunud aastatega üha aktuaalsemaks.

Majandusliku tegevuse analüüsi praktikasse pole meetodid, milles arvestatakse samaaegselt muutuvate tegurite koosmõjusid, veel kuigi olulisel määral juurdunud. Siiani on neid kasutatud peamiselt teaduslikes uurimustes, kuna praktikas aetakse esialgu läbi ahelasendusmeetodiga.

---

[1] Vt. U. Mereste, Nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamisest rohkem kui kahe teguri vahel, TRÜ Toimetised, vihik 68, Majandusalaseid töid, Tartu 1959, lk. 58 - 88.

ТАЛЛИНСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ
Кафедра статистики и бухгалтерского учета

У.И. Мересте

ОБЩАЯ ТЕОРИЯ СТАТИСТИКИ Ш

ИНДЕКСЫ

На эстонском языке

Kordustrükk

Vastutav toimetaja V. Volt

---

Trükkimisele antud 29.IV 1969. Pabgr 60x84/16
Trükipg.7,5. Tingpg.7,0.MB-04434.Tiraaz 1000.Tell.nr.217
TPI rotaprint, Tallinn, Pikk jalg 14

Hind 16 kop.

Hind 16 kop.