TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24

ORGANISATSIOONITEOORIA, ARVESTUS JA ANALÜÜS II

MAJANDUSTEADUSKONNA UURIMUSED II

TALLINN 1969

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

ORGANISATSIOONITEOORIA, ARVESTUS JA ANALÜÜS II

MAJANDUSTEADUSKONNA UURIMUSED II

TALLINN 1969

SISUKORD

1. M. Rüütelmaa. Tööstusettevõtete insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu määramise metoodikast 3
2. U. Mereste. Indeksite klassifikatsioon ja sellega seotud teoreetilisi probleeme 19
3. U. Mereste, M. Saarepera. Alusindeksite ridade korrigeerimine objekti arvestamise metoodikas toimunud muutuste mõjuga 37
4. E. Linnaks. Toodangu ja tootmiskulude hindamisest Eesti NSV tootmise ja tarbimise maatriksbilansis 45
5. E. Linnaks. Eesti NSV aruandelise tootmise ja tarbimise maatriksbilansi koostamise algoritmid 59
6. F. Sallo, J. Toomaspoeg. Elektrienergiaga varustatuse ja tööviljakuse vahelisi seoseid Eesti NSV tööstuses 75
7. S. Straž. Isikliku tarbimise mahu ja struktuuri sõltuvus tuludest ning selle uurimise võtteid 89
8. S. Straž. Tarbimise ja nõudluse elastsuse koefitsiendid . . . 101

ИССЛЕДОВАНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКОГО ФАКУЛЬТЕТА II
ТЕОРИЯ ОРГАНИЗАЦИИ, УЧЕТ И АНАЛИЗ II

На эстонском языке

Таллинский политехнический институт

Toimetaja E. Linnaks

Tehniline toimetaja J. Mõttus

Ladumisele antud 16. IV 1968. Trükkimisele antud 19. III 1969. Paber 60×90/16. Trükipoognaid 7,0. Arvestuspoognaid 6,0. Trükiarv 350. MB-03056. Tellimise nr. 2694. H. Heidemanni nim. trükikoda, Tartu, Ülikooli 17/19. I.

Hind 60 kop.

Eesti NSV Teaduste Akadeemia Raamatukogu

Ep. 8997

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

M. Rüütelmaa

TÖÖSTUSETTEVÕTETE INSENER-TEHNILISTE TÖÖTAJATE JA TEENISTUJATE ARVU MÄÄRAMISE METOODIKAST

Kaasaegne tööstusettevõte kujutab endast keerukat organisatsiooni, mis koosneb paljudest omavahel seotud allüksustest. Väga mitmekesiste ülesannete tõttu on tööstusettevõtte juhtimiseks tarvilik rohkearvuline juhtimispersonal. Insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arv moodustab ettevõttes kuni ühe neljandiku töötajate üldarvust, kusjuures tootmise mahu ja tehnilise varustatuse kasvuga suureneb nende arv veelgi.

Insener-tehniliste töötajate ja teenistujate suur osatähtsus nõuab nende arvu määramisel teaduslikku põhjendatust. See pole ainult juhtimiskulude kokkuhoiu probleem. Insener-tehniliste töötajate ja teenistujate optimaalne arv, eriti aga nende otstarbekas koosseis on juhtimispersonali kooskõlastatud ja operatiivse töö eeltingimuseks.

Uutes tingimustes, kus ettevõtetel on koosseisude määramisel suurem iseseisvus, tekib insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu normeerimise järele juba otsene tarvidus.

Seetõttu on insener-tehniliste töötajate ja teenistujate töö normeerimise probleemid käesoleval ajal väga aktuaalsed. Üleliidulise Töö Teadusliku Uurimise Instituudi metoodilisel juhendamisel tegeleb nende probleemidega üle 90 tööstusharulise instituudi, mis töötavad välja normatiive 80 tööstusharu jaoks. Hoolimata sellest, et insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu normatiivide ja juhtimispersonali tüüpstruktuuride koostamine oli lülitatud rahvamajanduse arendamise 1964.—1965. aasta riiklikku plaani, on paljudes tööstusharudes see töö alles lõpetamata.

Insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu normatiivid on eelkõige tarvilikud ettevõtete juhtimispersonali optimaalse suuruse määramiseks. Peale selle on neid vaja ka ettevõtete projekteerijatele ja plaaniorganitele spetsialistide arvu määramiseks.

Normatiivide leidmisel tuleb lähtuda normeeritava töö mahust. Ent juhtimispersonali, eriti insener-tehniliste töötajate töömahtu on väga raske otseselt kindlaks määrata. See on tin-

gitud juhtimistöö spetsiifilistest iseärasustest. Insener-tehniliste töötajate ja teenistujate töömaht ei ole väljendatav naturaalühikutes. Tehase funktsionaalsete osakondade töö tulemused väljenduvad ettevõtte töötulemustes, kuid on raske öelda, kui suur on nende osa igal konkreetsel juhul. Juhtimistöö tootlikkus aga sõltub rohkem kui teiste tööliikide puhul inimeste individuaalsetest võimetest. Seetõttu pole inseneritöö normeeritav selle sõna tavalises mõttes.

Insener-tehniliste töötajate ja teenistujate töö sisaldab peale loomingulise tegevuse veel hulgaliselt töid, mis on osaliselt sarnased ja korduvad, osaliselt aga isegi mehaanilised. Paljude töötajate gruppide puhul on just viimast laadi tööd ülekaalus. Selliste tööde normeerimine on võimalik kaudsete, mõnikord ka otseste meetoditega.

Kuigi insener-tehniliste töötajate ja teenistujate töö normeerimisega on tegeldud juba pikemat aega, on tavaliselt uuritud mitte selle kategooria töötajate tööd, vaid nende arvu, mida on püütud limiteerida. Eriti kehtib see abistavate töötajate kohta.

Kirjanduses leidub mitmesuguseid juhtimispersonali arvu normeerimise katseid. On välja töötatud normatiivide[1] leidmise metoodikad, mida kasutatakse nii üksikute juhtimisfunktsioonide täitjate kui ka tehaste, tehasegruppide ja tööstusharude juhtimispersonali suuruse määramiseks.

Esimeste normeerimiskatsete puhul püüti leida seost juhtimispersonali arvu ja ettevõtte suurust iseloomustavate näitajate vahel. Viimastena kasutati tööliste arvu, toodangu mahtu või tootmispõhifondide maksumust. Ettevõtted jagati gruppidesse sõltuvalt nende näitajate arvulistest väärtustest ning uuriti iga grupi ettevõtete juhtimispersonali arvu. Normatiiviks võeti kas keskmine või minimaalne juhtimispersonali arv grupis. Selle meetodi rajajaks peetakse Nõukogude Liidus I. Ljasnikovi. Kuigi Ljasanikovi meetod on sisuliselt statistilis-kogemuslik, on tema teeneks see, et ta esimesena püstitas juhtimiskulude normeerimise probleemi.

Käesoleval ajal kõige levinum normatiivide leidmise viis baseerub ettevõtete rühmitamisel sõltuvalt toodangu mahust, mis on väljendatud naturaalsetes tingühikutes. Sel põhimõttel on välja töötatud ajutised normatiivid insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu määramiseks tellise-, nahatöötlemis-, tse-

---

[1] Normatiivi all mõeldakse insener-tehniliste töötajate ja teenistujate sellist arvu, mis on objektiivselt tarvilik ettevõtte efektiivseks juhtimiseks. (vt. Методические указания по разработке нормативов численности и типовых структур аппарата управления промышленных предприятий, Москва, 1965, стр. 14). Üldnormatiiviks on edaspidi nimetatud summaarseid normatiive kogu ettevõtte insener-tehniliste töötajate ja teenistujate kohta ning erinormatiivideks normatiive üksikute töötajate gruppide kohta.

mendi- jt. tehastes.[2] Ettevõtted on jaotatud gruppidesse sõltuvalt põhitoodangu mahust naturaalnäitajates. Muu toodang arvutatakse ümber põhitoodanguks koefitsientide abil. Iga grupi ettevõtete kohta leitakse seejärel insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arv 1 milj. tooteühiku kohta ja tööliste tööviljakus. Normatiiviks võetakse selle ettevõtte juhtimispersonali arv, kus on kõige progressiivsemad näitajad: kõige madalamad juhtimiskulud ja kõrgeim tööviljakus. Sel teel leitakse nii üldnormatiiv kui ka erinormatiivid.

Neid meetodeid saab kasutada paljudes ettevõtetes, mis lasevad välja ühetüübilist toodangut. Tööstusharudes, kus tehaste toodang on mitmekesine (näiteks masinaehituses), ei ole nad rakendatavad.

Samal põhimõttel baseeruvad ka praegu kasutusel olevad tüüpstruktuurid ja -koosseisud, mis on aluseks juhtimispersonali arvu ja struktuuri määramisele ettevõtetes. Nendes on ettevõtete grupeerimisel kasutatud järgmisi ettevõtte suurust ja toodangut iseloomustavaid näitajaid: töötajate arvu, toodangu mahtu, tootmistüüpi ja toodangu keerukust. Sealjuures arvestatakse toodangu keerukust ligikaudselt. Normatiivide arvulised väärtused on leitud statistiliste andmete põhjal ettevõtete insener-tehniliste töötajate ja teenistujate tegeliku arvu koha.

Seetõttu on praegu kasutatavate tüüpkoosseisude ja struktuuride põhipuuduseks see, et statistiliste andmete alusel leitud normatiiv ei ole optimaalne. Ta peegeldab kas keskmist või maksimaalset tegelikku töötajate arvu. Igal juhul lähtub normatiiv olemasolevast töö organiseerimise tasemest, mis ei pruugi olla kõige otstarbekam.

Antud meetodil on veel teisigi puudusi. Nii ei ole juhtimispersonali arvu normatiivi leidmisel küllaldane arvestatavate teguritе hulk. Teatavasti sõltub juhtimispersonali suurus mitmesugustest objektiivsetest ja subjektiivsetest teguritest, kusjuures nende sisu ja arv on eri töötajategruppide puhul erinev. Seetõttu on õigus autoritel, kes alustasid erinormatiivide leidmisest. Üheks õnnestunumaks on I. Štšiklini loodud meetod[3] mehaanika ja energeetikateenistuse juhtimispersonali arvu määramiseks sõltuvalt töömahtu mõjutavatest teguritest. Nendeks teguriteks on esimesel juhul ülesseatud seadmete remondiühikute summa

---

[2] Г. Чубаров. Для кирпичных заводов; Н. Шилов. Для предприятий первичной обработки кожевенного сырья; Н. Борунов. Для цементных заводов. Нормативы численности инженерно-технических работников и служащих. «Социалистический труд», 1965, № 2, стр. 93—107.

[3] И. Щиклин. Нормирование численности инженерно-технических работников и служащих механико-энергетической службы в машиностроении, «Социалистический труд», 1964, № 4, стр. 96—102.

ja teisel juhul elektrienergia tarbijate võimsus. Analoogilise uurimuse arvestusalatöötajate kohta on teinud V. Kovtša.[4]

Suureks sammuks edasi olid P. Maslovi tööd[5]. Maslov võttis insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu ning seda mõjutavate tegurite vahelise seose tiheduse leidmiseks kasutusele matemaatilise statistika meetodid.

On tehtud katseid lähtuda inseneride töö otsesel normeerimisel nende töömahust naturaalühikutes ja töö keerukusest. Nii on I. Štšiklin kasutanud konstruktorite arvu leidmiseks otsearvutusmeetodit, lähtudes seejuures projekteeritavate objektide detailide arvust ja nende keerukusest. Uute objektide konstrueerimiseks tarviliku töötajate arvu soovitab ta leida summaarse ajanormi ja ühe töötaja tööajafondi alusel. Ajanormide arvutamisel, mis toimub objektide lõikes, lähtutakse objekti detailide arvust, ajanormist ühe tingdetaili kohta, detaili seerialisusest, uudsusest ja kaalust.

$$T = n \cdot t \cdot k_c \cdot k_b \cdot k_{np},$$ [6]

kus T — objekti ajanorm;
t — ühe tingdetaili valmistamise ajanorm;
n — objekti tingdetailide arv;
k_c — seerialisuse koefitsient;
k_b — kaalu koefitsient;
k_{np} — normitäitmise koefitsient.

Tootmise jooksvaks teenindamiseks vajaliku konstruktorite arvu soovitab I. Štšiklin leida protsendina eelmisest.

I. Štšiklini metoodika on küllaltki üksikasjalik ja sobiv konstruktorite tarviduse määramiseks (või nende tegeliku arvu kontrollimiseks). Seejuures tuleb lähtuda konstrueerimistööde mahust ettevõttes. Samal põhimõttel võib arvutada ka tehnoloogide vajalikku arvu. Antud metoodika puuduseks on arvutuste töömahukus ja asjaolu, et seda pole võimalik kasutada perspektiivsel planeerimisel, kui täpsed andmed projekteeritavate objektide kohta puuduvad. Ka pole meie arvates tootmise jooksvaks teenindamiseks ettenähtud konstruktorite arvu õige määrata protsendina uute toodete projekteerimisega tegelevate töötajate arvust. Nende arv tuleks samuti leida otsearvestuse teel, lähtu-

---

[4] В. Ковча. Разработка нормативов численности служащих, «Социалистический труд», 1962, № 10, стр. 94.

[5] П. Маслов. Уравнение множительной регрессии для практического расчета. Сборник статей «Статистика и эконометрия», Изд. Московского финансового института, 1959.

[6] И. Щиклин. Нормирование численности конструкторов. «Социалистический труд», 1963, № 7, стр. 113.

des kasutatavate tööjooniste arvust ja keerukusest ning sisseviidavate muudatuste keskmisest arvust.

150 masinatehases tehtud uurimuste tulemuste põhjal töötas Üleliiduline Töö Teadusliku Uurimise Instituut[7] välja tootmisharude-vahelised juhtimispersonali normatiivide leidmiseks metoodilised juhendid. Ettevõtte insener-tehnilised töötajad ja teenistujad on jaotatud 16 gruppi sõltuvalt nende poolt täidetavatest juhtimisfunktsioonidest. Iga grupi kohta on leitud 1—3 tegurit, millest vastava funktsiooni täitjate töömaht kõige enam sõltub. Seejuures on kõik funktsioonid jaotatud kahte gruppi: a) tootmisharude-vahelised ja b) tootmisharulised.

Esimesel juhul jäävad tegurite arv ja sisu kõikides tööstusettevõtetes samaks. Siia kuuluvad 7 funktsiooni: töö organiseerimine ja palga korraldus; remonditeenindamise ja energiamajanduse juhtimine; tehnilis-majanduslik planeerimine; raamatupidamine ja rahandusalane töö; materiaalne ja tehniline varustamine ning toodangu turustamine; kaadri komplekteerimine ja ettevalmistamine; üldine asjaajamine.

Ülejäänud funktsioonide puhul sõltub tegurite arv ja sisu tööstusharulistest iseärasustest.

Nende tegurite arvuliste väärtuste järgi leitakse erinormatiivid funktsioonide lõikes valemist[8].

$$N = K \cdot x^a \cdot y^b \cdot \ldots \cdot p^c;$$

kus N — juhtimispersonali normatiiv;
K — koefitsient, mis iseloomustab normatiivi seost faktorite arvuliste väärtustega;
$x, y, \ldots p$ — faktorite arvulised väärtused;
$a, b, \ldots c$ — arvuliste suuruste astmenäitajad.

Suurused $K, a, b, \ldots c$ leitakse statistiliste meetodite abil juhtimispersonali tegelikku suurust iseloomustavate andmete alusel. Üldnormatiiv kujutab endast erinormatiivide summat.

Töö Instituudi metoodika on aluseks praegu koostatavatele juhtimispersonali normeerimise tootmisharulistele juhendmaterjalidele. Nagu autorid märgivad, on see alles esimeseks sammuks juhtimistöö normeerimisel. Sellele peab järgnema täpsemate arvutusmeetodite väljatöötamine.

Töö Instituudi metoodika põhilised puudused on järgmised.

1. Arvutuste lähtealuseks on tegelikud andmed juhtimispersonali suuruse ja struktuuri kohta. Viimased on aga välja kuju-

---

[7] Edaspidi lühendatult Töö Instituut.

[8] В. И. Олигин-Нестеров. Эффективность управленческого труда в промышленном производстве. Москва, 1965, стр. 71.

nenud paljude aastate jooksul kehtinud kunstlike kitsenduste olukorras, mistõttu neid ei saa lugeda õigeks.

2. Iga funktsiooni puhul arvestatavate tegurite arv on liiga väike — keskmiselt 2. Tegelikult on neid tegureid tunduvalt rohkem. Tabelis 1 on toodud tegurid, millest meie arvates sõltub tööstusettevõtete insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arv. Osa neist teguritest mõjutab kogu juhtimispersonali arvu, teine osa aga ainult üksikute funktsioonide täitjaid.

Esimesi tegureid iseloomustavad järgmised näitajad: ettevõtte suurus, tootmisstruktuur, tootmise maht ja toodangu iseloom. Nende näitajate suurust saab väljendada arvuliselt. Subjektiivsete tegurite puhul kasutatakse näitajaid, mis iseloomustavad konkreetseid töötajaid ja töö korraldust vastavas allüksuses. Osa neist (kasutatavate tehniliste vahendite arv, töötajate staaž ja haridus) on kvantitatiivsed, teine osa aga (töötajate individuaalsed võimed, kogemused, suhtumine töösse, töö kor-

Tabel 1

Tegurid, millest sõltub insener-tehniliste töötajate ja teenistujate töömaht

Tegurite nimetus	Juhid	Spetsialistid	Abistavad töötajad
I. Objektiivsed			
Töötajate üldarv	+	—	+
Tööliste arv	+	+	—
Ettevõtte arengutempo	+	+	—
Toodangu rahvamajanduslik tähtsus	+	+	—
Struktuuriliste allüksuste arv	+	—	—
Vahetuslikkus	+	—	—
Tootmistüüp	—	+	—
Tootmisharu	—	+	—
Põhifondide suurus	—	+	—
Toodangu nomenklatuur ja sortiment	—	+	+
Tootmisprotsesside keerukus	+	+	+
Tootmise mehhaniseerimise aste	+	+	+
Materjalide, ostetud pooltoodete jne. tüüpide arv	—	+	+
Hankijate ja tarbjate arv	—	+	+
Seadmete tüüpide arv	—	+	—
Originaalsete detailide arv	—	+	—
Kapitaalehituse maht	+	+	—
II. Subjektiivsed			
Töö organiseerimise tase	+	+	+
Juhtimistöö tehniline varustatus	+	+	+
Individuaalsed võimed	+	+	+
Staaž, kogemused, haridus	+	+	+

ralduse otstarbekus) on aga kvalitatiivsed näitajad. Viimaste arvestamine juhtimispersonali normatiivide leidmisel on raskendatud ja sageli võimatu, kuigi nende tegurite osatähtsus on küllalt suur.

3. Töö Instituudi metoodikas on juhtimistöö mehhaniseerimise taset arvestatud koefitsiendiga, mis leitakse kasutatavate tehniliste vahendite maksumuse järgi.

Tehnilise varustatuse summaarseks normatiiviks loetakse 270 rubla. Selline arvestusviis on kõigepealt ebatäpne, sest tehniliste vahendite maksumus ei iseloomusta nende efektiivsust. Teiseks pole siin arvestatud tsentraliseeritud arvutuskeskuste teenete kasutamist. Viimane on aga eriti meie vabariigi tingimustes peamiseks juhtimistöö mehhaniseerimise variandiks.

4. Töö Instituudi metoodika lähtub juhtimispersonali funktsionaalsest rühmitamisest. Eitamata funktsionaalse rühmitamise tarvilikkust, peab märkima, et sellest ei piisa juhtimispersonali arvu määramiseks. Üht ja sama funktsiooni täitvate töötajate töö iseloom erineb tunduvalt. Juhtivad töötajad — tsehhide ja osakondade juhatajad — kulutavad või vähemalt peaksid kulutama suurema osa tööajast loomingulise iseloomuga tööle, kus korduvate tööde osatähtsus on suhteliselt väike. Terve hulk juhtide poolt tehtavaid töid ei sõltu nende erialast, vaid ametikohast. Siia kuuluvad administratiivset laadi tööd: töö planeerimine, tööde jaotamine täitjate vahel, alluvate töö metoodiline juhendamine ja kontrollimine, oma osakonna (tehase, tsehhi) esindamine nõupidamistel jne.

Funktsionaalse jaotuse seisukohalt kuuluvad need tööd mitme erineva funktsiooni alla. Sellest tingituna on funktsionaalsel rühmitamisel tekkinud vajadus nn. üldise juhtimise grupi eraldamiseks, kus rühmitustunnuseks ei ole tööliik, vaid ametikoht.

Reainseneri töös on esikohal kitsalt erialased tööd, mis nõuavad küll teatud määral loomingulist lähenemist, kuid on sageli lihtsad ja korduvad.

Normeerimisel tuleb arvestada üksikute juhtimispersonali liikmete töö erinevusi. Selleks tuleb juhtimispersonali rühmitamisel lähtuda töö iseloomust. Praegu kehtiv insener-tehnilisteks töötajateks ja teenistujateks jaotamise printsiip seda ülesannet ei täida.

Seetõttu on kirjanduses viimasel ajal insener-tehniliste töötajate ja teenistujate rühmitamisel lähtutud üksikute gruppide töö iseloomust. Sel alusel on jaotus järgmine: juhid, spetsialistid ja abistavad ehk tehnilised töötajad. Antud printsiibi on Töö Instituut võtnud aluseks insener-tehniliste töötajate ja teenistujate ametikohtade ühtse nomenklatuuri loomisel.

Esimesse gruppi loetakse tavaliselt ettevõtete direktorid ning osakondade, büroode jne. juhatajad. Spetsialistide hulka arva-

takse enamik insener-tehnilistest töötajatest. Kolmandasse gruppi kuuluvad arvestusalatöötajad ja nn. kontoripersonal.

Käesolevas töös püüti rühmitada tehaste juhtimispersonali Eesti NSV masina- ja metallitehaste andmete alusel. Töö Instituudi metoodikaga võrreldes on tehtud mõned muudatused. Tehaste juhtimispersonal on jaotatud kolme gruppi: juhid, spetsialistid ja abistavad töötajad. Kaks viimast gruppi moodustavad täitjate rühma. Nagu igasuguse rühmitamise puhul, nii on ka siin võimatu absoluutse täpsusega tõmmata piiri üksikute gruppide vahele, kuna üks ja sama isik täidab sageli mitmelaadseid ülesandeid. Sel juhul arvatakse töötaja sellesse gruppi, millise iseloomuga ülesanded tema tööajas domineerivad.

Juhtide hulka arvatakse töötajad, kellel on alluvaid ja kes vastutavad nende töö eest. Siia kuuluvad direktor, tema asetäitjad, tehase peaspetsialistid, iseseisvate struktuuriliste allüksuste juhatajad ja nende asetäitjad, meistrid ja jaoskonnaülemad.

Täitjateks on töötajad, kes põhilise osa tööajast kulutavad erialasele tööle ja töötavad juhtide metoodilise juhendamise all. Täitjad vastutavad ainult oma töö eest. Spetsialistide tööd iseloomustab loominguliste elementide olemasolu. Oma töös on nad suhteliselt iseseisvad. Nende hulka kuuluvad insenerid, konstruktorid, tehnoloogid, insener-ökonomistid, vanemraamatupidajad jt.

Abistavad töötajad teevad kitsalt spetsialiseeritud tööd juhtidele ja spetsialistidele. Abistavateks töötajateks on tehnikud, joonestajad, raamatupidajad, masinakirjutajad jt.

Ettevõtte insener-tehniliste töötajate ja teenistujate rühmitamise põhimõtted on toodud tabelis 2.

Täitjate ja juhtide eraldamine normeerimisel võimaldab määrata õige suhte juhtimispersonali üksikute gruppide vahel, lähtudes töötajate koormamisest nende kvalifikatsioonile vastava tööga. Käesoleval ajal on see suhe meie tehastes ilmselt ebaotstarbekas.

Kümne Eesti NSV masina- ja metallitehase andmetel on juhtimispersonali struktuur järgmine (protsentides):

juhid 29,7,
täitjad 70,3;
sealhulgas spetsialistid 51,5,
abistavad töötajad . . . . . 18,8.

Seega on suhe juhtide ja täitjate vahel 2,4, s. o. ühe juhi kohta tuleb 2,4 täitjat. Üksikutes tehastes on suhe 1,5—3,2 (vt. tab. 3), kusjuures see ei sõltu tehase suurusest. Milline suhe peaks olema, seda on vastava vaatluseta raske öelda. Meie arvates ei tohiks suhe tehtava töö iseloomust oluliselt sõltuda. Küsimus on peamiselt selles, mitme täitja tööd on juht võimeline edukalt juhendama ja kontrollima.

Tabel 2

Insener-tehniliste töötajate ja teenistujate rühmitamise alused

Juhid	Täitjad	
	Spetsialistid	Abistavad töötajad
Direktor	insenerkonstruktor	tehnikkonstruktor
Direktori asetäitja	insenertehnoloog	tehniktehnoloog
Osakonnajuhataja	insenernormeerija	tehniknormeerija
Tsehhi-(jaoskonna-) juhataja	inseneröko nomist	tehnikökonomist
Peainsener	insenerdispetšer	raamatupidaja
Peakonstruktor	insenermehaanik (energeetik)	kaubatundja
Peatehnoloog	instruktor	sekretär
Peaökonomist	metoodik	masinakirjutaja
Pearaamatupidaja	kunstnik	asjaajaja
Peadispetšer	kaadriinsener (inspektor)	agent
Peaenergeetik (-mehaanik, -metallurg)	vanemraamatupidaja	kassiir
Töökaitse ja -ohutustehnika vaneminsener		tõlk
Büroo juhataja		telefonist
Lao juhataja *		kopeerija
Tsiviilkaitse staabiülem		joonestaja
Meister		tabelipidaja
Vahetusülem		operaator
		telegrafist
		laborant
		kalkeerija
		fotokopeerija
		stenografist

* Juhul, kui on alluvaid, vastasel korral kuulub spetsialistide hulka.

Spetsialistide ja abistavate töötajate vaheline suhe on juhtimispersonalis aga praegu ilmselt vale. Iga spetsialisti kohta tuleb tehastes keskmiselt ainult 0,4 abistavat töötajat. Üksikutes tehastes kõigub see suhe 0,2—0,7 vahel. Seetõttu kulutavad spetsialistid ja juhid suure osa oma tööajast (kirjanduse andmetel ning TPI tootmise ökonoomika ja organiseerimise kateedris tehtud vaatluste alusel 40—45%) nende kvalifikatsioonile mittevastavale tööle. Abistavate töötajate arvu suurendamine spetsialistide arvel võimaldaks töötajaid paremini rakendada ja vähendada ühtlasi juhtimiskulusid. Suhe spetsialistide ja abistava personali vahel peab muutuma viimaste kasuks. Seejuures peab suhe olema üksikute juhtimistöö funktsioonide täitjate puhul erinev.

Ühtlasi tuleb märkida, et ka olemasolevaid abistavaid töötajaid ei kasutata tehastes otstarbekalt. See käib eriti tehnoloogia- ja konstrueerimisosakondade tehnikute kohta. Nagu tehnikute töö analüüs näitab, kasutatakse neid sageli samadel töödel, mis inseneregi. See vähendab mõlemate gruppide tööviljakust.

Tabel 3

Juhtimispersonali struktuur Eesti NSV masina- ja metallitehastes

Tehas	Üksikute gruppide osatähtsus, %				Täitjate arv 1 juhi kohta	Abistavate töötajate arv 1 spetsialisti kohta
	Juhid	Spetsialistid	Abistavad töötajad	Täitjaid kokku		
Tallinna Masinatehas	33,6	50,0	16,4	66,4	2,0	0,3
Metallitoodete Tehas	35,2	38,1	26,7	64,8	1,8	0,7
«Eesti Kaabel»	40,7	46,3	13,0	59,3	1,5	0,3
«Norma»	26,3	53,6	20,1	73,7	2,8	0,4
M. I. Kalinini nim. Tallinna Elektrotehnika Tehas	28,1	53,9	18,0	71,9	2,6	0,3
Tallinna Ekskavaatoritehas	23,8	56,0	20,2	76,2	3,2	0,4
«Ilmarine»	35,7	44,3	20,0	64,3	1,8	0,5
Tallinna Mõõduriistade Tehas	26,2	59,4	14,4	73,8	2,8	0,2
Rakiste katsetehas «Pioneer»	33,8	50,8	15,4	66,2	2,0	0,3
Tartu Aparaaditehas	26,6	53,9	19,5	73,4	2,8	0,4
Kokku	29,7	51,5	18,8	70,3	2,4	0,4

Spetsialistide ja abistavate töötajate vaheline ebaõige suhe on välja kujunenud mitmesugustel põhjustel.

Peamiseks põhjuseks on asjaolu, et pareguse töötasusüsteemi puhul ei ole töötaja palk alati otseselt sõltuv töö raskusest ja kvaliteedist ning töötaja vastutuse määrast. See ilmneb eriti inseneride ja tehnikute puhul. Et praegu teevad insener ja tehnik sageli ühesugust tööd, on nõuded nende kvalifikatsiooni ja kogemuste suhtes vähe erinevad, palk aga erineb tunduvalt. Kõrgemapalgalisele inseneri kohale on töötajat kergem leida kui tehnikukohale. Seetõttu on iga osakond huvitatud sellest, et tal oleks rohkem kõrgemapalgalisi kohti. Ka tehase seisukohalt on see nii, sest palgavahe pole toodangu omahinna kujunemisel määrava tähtsusega.

Et koormata abistavaid töötajaid nende kvalifikatsioonile vastava tööga, on vaja rangelt kinni pidada tööjaotusest spetsialistide ja abistavate töötajate vahel. See eeldab, et spetsialistid ja juhid juhendaksid ja koordineeriksid abistavate töötajate tööd, kuigi see suurendab teatud määral nende töömahtu.

Siin peitub teine abistavate töötajate otstarbeka kasutamise põhjus. Nimelt tundub sageli töötajatele, kes on harjunud ise

kõiki töid algusest lõpuni tegema, et see on lihtsam kui alluvate juhendamine. Ent töömahu suurenemine on ajutine ja kaetakse spetisalistide ja juhtide tööviljakuse suurenemisega.

Küllalt suur osa on ebaõige suhte tekkimisel olnud halduspersonali koondamise poliitikal. Et enamik abistavaid töötajaid kuulub nn. halduspersonali hulka, on koondamine toimunud peamiselt nende arvel.

Kõigi eespool nimetatud puuduste tõttu ei ole Töö Instituudi metoodika kasutatav ettevõtete insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu erinormatiivide määramiseks. Olukorda ei lahenda ka selle metoodika täiustamine ja detailiseerimine, sest tema põhipuudus — orienteerumine töötajate tegelikule arvule ja struktuurile — jääb püsima. Samuti pole praktiliselt võimalik arvesse võtta kõiki juhtimispersonali suurust mõjutavaid tegureid (ka ainult kvantitatiivseid); see muudaks normatiivide arvutamise liiga keerukaks.

Loomulikult ei tähenda see, et Töö Instituudi metoodika ei ole üldse kasutatav. Ta võib olla aluseks insener-tehniliste töötajate ja teenistujate üldnormatiivide arvutamisel tehaste lõikes. Selline arvutamine on tarvilik nii tehastevaheliseks analüüsiks kui ka töötajate vajaliku arvu planeerimisel. Seejuures peaks arvestatavate tegurite arv olema vähemalt 5—6. Nendeks teguriteks võiksid masinatehaste puhul olla: 1) töötajate üldarv; 2) tootmispõhifondide maksumus; 3) tootmises rakendatavate uute toodete arv; 4) tehnoloogiliste operatsioonide arv; 5) koopereerimisseoste arv; 6) toodangu nomenklatuur (nimetuste arv).

Normeerimise objektiks tuleks sel juhul võtta suhte näitaja: juhtimispersonali osatähtsus töötajate üldarvus.[9]

Tehastevahelisel analüüsil tuleb paralleelselt juhtimispersonali osatähtsuse näitajatega uurida ka struktuuri. Selleks on juhtimispersonal otstarbekas rühmitada kahes lõikes: juhtimise funktsioonide ja töö iseloomu järgi.

Juhtimispersonali detailsemaks arvutamiseks on juhtide, spetsialistide ja abistavate töötajate puhul vaja kasutada erinevat metoodikat.

Abistavate töötajate töö normeerimiseks võib kasutada tööliste töö normeerimise metoodikat, sealhulgas mikroelementide meetodit.[10]

Mikroelementide meetodi eeliseks on suur täpsus, paheks aga suur töömaht. See meetod on kasutatav vaid lihtsate korduvate

---

[9] В. И. Олигин-Нестеров. Эффективность управленческого труда в промышленном производстве. Москва, 1965, стр. 76.

[10] В. Шебик, З. Панек, П. Пержина. Нормативы численности административно-управленческого персонала для предприятий точного машиностроения. Москва, 1960, стр. 45.

tööde puhul. Mitmete töötajate (masinakirjutajate, arvutusmasinate operaatorite) kohta on juba välja töötatud tootlusnormid.

Spetsialistide töö on raskemini normeeritav. Seetõttu soovitab G. Slezinger kasutada tüüp- ja teenindusnorme.[11]

Tüüpnormid lähtuvad tehnoloogilistest tüüpprotsessidest ja ajanormidest juhtimisfunktsioonide täitmisel. Antud töö ajanorm määratakse selle töö võrdlemise teel tüüpprotsesside ja -normidega. Teenindusnorm kujutab endast töömahtu, mida töötaja suudab täita optimaalsete organisatsioonilis-tehniliste tingimuste puhul. Töömahtu mõõdetakse sel puhul kaudsete näitajatega (näit. teenindavate tööliste arv, tingdetailide arv projekteerimisel jne.). Need näitajad võivad olla vähem või rohkem detailiseeritud, samuti võib erinev olla arvestatavate tegurite arv. Sellest sõltub arvutuste täpsus.

Juhtide töö ei ole praktiliselt normeeritav. Juhi töömaht sõltub peamiselt alluvate arvust. Seetõttu on nende tarvilikkuse arvutamiseks soovitatav kasutada juhitavuse norme.

Juhitavusnorm kujutab endast maksimaalset töötajate või juhtimisaparaadi lülide arvu, mille tegevust üks juht on võimeline efektiivselt juhtima. Juhitvusnormi väärtuseks loetakse tavaliselt 5. Juhitavusnormi detailsemaks arvutamiseks on vaja spetsiaalseid vaatlusi. Juhitavusnormide väljatöötamisel on saavutatud tähelepanuväärset edu Üleliidulise Töö Instituudi ja Gorki autotehase töötajate koostööna.

Nii on välja töötatud juhitavusnormide määramise metoodika meistrite ja normeerijate kohta. Esimesel juhul näitab normatiiv tööliste arvu ühe meistri kohta. Normatiiv on sõltuvuses tööliste töö keerukusest ja tootmise spetsialiseerimise astmest ning leitakse valemist[12]

$$K = \frac{K_{\text{сп}}^{0,046}}{C_{\text{р}}^{0,53}},$$

kus $K_{\text{сп}}$ — spetsialiseerumise koefitsient;
$C_{\text{р}}$ — keskmine töö järk jaoskonnas.

Seejuures

$$K_{\text{сп}} = \frac{M}{N},$$ kus M — seadmete füüsiliste ühikute arv;
N — operatsioonide arv.

---

[11] Г. Слезингер. Рациональная организация и механизация управленческого труда. Москва, 1966, стр. 42.

[12] П. Баженов. Как нормировать труд мастера. «Экономическая газета» № 49, декабрь 1965, стр. 40—41. П. Баженов, А. Мухин, Г. Слезингер. Организация и нормирование труда мастеров. «Социалистический труд» 1962, № 11, стр. 75—82.

Juhitavusnormi piirväärtuseks on 16 ja 50 töölist 1 meistri kohta.

Normeerijate arv leitakse põhi- ja abitööliste arvuna 1 normeerija kohta:[13]

$$y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \ldots + a_nx_n.$$

Tegurid $(x_1 \ldots x_n)$, millest sõltub töötajate arv, on iga tsehhi puhul erinevad.

Kõiki olemasolevaid normeerimiskatseid iseloomustab asjaolu, et nende eesmärgiks on välja selgitada kõrvalekaldumised juhtimispersonali arvust erisugustes ettevõtetes «üleliigsete» töötajate koondamiseks. Asjata ei märgita normatiivide väljatöötamise põhjusena enamasti esimesena juhtimispersonali erinevat arvu samalaadsetes ettevõtetes. Seetõttu baseerub enamik neist (välja arvatud otsearvestusmeetodid) võrdlusmeetodile.

Tegelikult pole insener-tehniliste töötajate ja teenistujate arvu reglementeerimine ainuke ja isegi mitte peamine eesmärk. Paari inimese töötasu ei mõjuta oluliselt toodangu omahinda. Hoopis tähtsam on tõsta juhtimistöö efektiivsust, mis on aluseks tootmise efektiivsusele. Ebaotstarbekast juhtimisest tingitud kaod ületavad tunduvalt mõne töötaja koondamisel saavutatud «ökonoomia». Efektiivseks juhtimiseks on aga vaja täita kõiki juhtimisfunktsioone. Selle tingimuse täitmine ongi juhtimispersonali normeerimise peaeesmärgiks. **Normeerimise ülesandeks on juhtimistööde täitmiseks vajaliku ja küllaldase töötajate arvu määramine, kusjuures tuleb lähtuda kõikide töötajategruppide koormamisest nende kvalifikatsioonile vastava tööga.**

Et seda ülesannet täita, tuleb samaaegselt analüüsida täidetavate tööde tarvilikkust ja kasutatavate töömeetodite otstarbekust. Seetõttu peab insener-tehniliste töötajate ja teenistujate töö normeerimist alustama nende töö analüüsimisest. Praktikas on juba leidnud laialdast kasutamist tööpäeva pildistamine, eriti töötajate poolt teostatav oma tööpäeva pildistamine ning ankeetküsitlused. See võimaldab välja selgitada ilmselt ebaratsionaalsed tööd ja neid võimaluste piires kõrvaldada. Kõrvuti nende meetoditega on vajalik kogu ettevõtte töö kompleksne uurimine. Seejuures tuleb alustada ettevõtte juhtimiseks tarvilike informatsioonivoogude fikseerimisest ja uurimisest. Siiani on informatsioonimahtude uurimist kasutatud vaid juhtimistööde mehhaniseerimise projektide koostamisel, ent sama edukalt on see kasutatav ka insener-tehniliste töötajate ja teenistujate töö ratsionaliseerimise teede uurimisel.

---

[13] А. Мухин, С. Семенкевич, Е. Горбунов. Повышать эффективность труда нормировщиков. «Социалистический труд» 1965, № 11, стр. 82—90.

М. Рюютельмаа

Вопросы нормирования численности инженерно-технических работников и служащих

Резюме

Одной из проблем, требующих быстрого решения для улучшения управления промышленными предприятиями, является определение оптимальной численности их управл. персонала.

В экономической литературе имеется ряд предложений для нормирования численности управленческих работников. Основным недостатком этих предложений является обстоятельство, что объектом изучения обычно является не управленческий труд, а численность управленческого персонала, с целью его лимитирования, в особенности в отношении вспомогательных работников. Притом обычно ориентируются на сложившуюся структуру управленческого персонала. Количество и содержание учитываемых факторов, влияющих на численность работников по отдельным функциям управления, слишком мало и не связано с делением управленческого персонала на руководителей и исполнителей.

Приведенные в данной статье 21 основных факторов определения численности управленческого персонала разделены на две группы — объективные и субъективные и связаны с отдельными группами управленческого персонала. В работе даны также основы группировки управленческого персонала на руководителей, специалистов и исполнителей и это охарактеризовано конкретными данными десяти машиностроительных и металлообрабатывающих заводов Эстонской ССР.

По этим данным структура управленческого персонала является следующей: руководители составляют 29,7% общего персонала, исполнители — 70,3% (в т. ч. специалисты — 51,5%, вспомогательные работники — 18,8%). Если о правильности соотношения между количеством руководителей и исполнителей (1 : 2,4) трудно судить без дополнительных исследований, то соотношение между количеством специалистов и вспомогательных работников (1 : 0,4) является явно неоправданным.

Увеличение удельного веса вспомогательных работников за счет специалистов и руководителей на заводах позволило бы правильно использовать рабочую силу всех групп персонала, а также снизить управленческие расходы.

Наряду с регулированием вопросов заработной платы для этого требуется улучшение руководства и координирования работы работников специалистами и руководителями.

M. Rüütelmaa

About the Ratios of Management Personnel

Summary

The correct solution of the problem dealing with the optimal number of management personnel serves as one of the vital premises for improving industrial management.

In current economic publications one can find suggestions regarding the ratios of management personnel. The main shortcoming of these suggestions lies in the object of study: instead of management activity the number of its personnel has been investigated. The aim set by these investigations is to limit its overall number, particularly that of office workers (clerks). In addition, they are taking into account the existing organization structure not the improved one. The given factors, concerning the number of personnel engaged in different management functions, are inadequate and not related to the distribution of personnel into two groupings: managers and performers, i. e. specialists and office workers.

The twenty-one factors, presented in this article and grouped into two categories — objective and subjective factors — are related to the different groupings of management personnel. The author gives reasons for dividing the management personnel into three functional groupings: managers, specialists and office workers. Reliable data obtained as a result of the investigation conducted at ten machine building and metal processing plants of the Estonian SSR are included.

According to the collected data the structure of the management personnel is the following: managers compose 29.7% of the total, and performers 70.3%, including specialists and office workers (the corresponding figures are 51.5% and 18.8%). As without additional research it is difficult to determine whether the ratio I: 2.4 — the relationship of the number of managers to that of performers — proves correct, the ratio I: 0.4 — the relationship of the number of specialists to that of office workers — is obviously unjustified.

The increase in the ratio of office workers on account of specialists and managers would result in more efficient utilization of the potential of all functional groupings and reduce management expenditure. Office workers, frequently engaged in the same functions as specialists, should get clearly defined work-assignments. Apart from raising the wage-levels it is of utmost importance to improve industrial management and coordinate activies (work-assignments) between office workers, specialists and managers.

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

U. Mereste

INDEKSITE KLASSIFIKATSIOON JA SELLEGA SEOTUD TEOREETILISI PROBLEEME

Indeksiteooriat käsitlevas kirjanduses tehakse enamvähem järjekindlat vahet ainult individuaal- ja üldindeksite vahel. Viimase eriliikidena tuntakse agregaat- ja keskmisi indekseid. Suhteliselt harvem kohtab termineid lihtindeks (простой индекс), kaalutud indeks (взвешенный индекс), rühmindeks (групповой индекс), liitindeks (сводный индекс) jt. Tihti kasutavad autorid neid termineid üksteisest väga erinevas mõttes.

Indeksite teadusliku klassifikatsiooni loomine on muutunud viimasel ajal eriti aktuaalseks, sest indeksite rakendusala üldise laienemisega on mitmekesistunud ka nende kasutamise iseloom, see aga nõuab senisest täpsemat vahetegemist indeksite paljude eriliikide vahel. Täiel määral võib selline vahetegemine teoks saada ainult juhul, kui toetutakse ammendavale klassifikatsioonile.

Indeksite kasutamise juhtumite detailsemal vaatlemisel selgub, et nad erinevad üksteisest mitmeti. Indeksite vormilist, sisulist ja funktsionaalset mitmekesisust arvestades on ilmselt lootusetu leida mingi üks rahuldav klassifitseerimisalus, millele saaks rajada indeksite ammendava liigitelu. Selliseid klassifitseerimisaluseid peaks meie arvates olema vähemalt kolm. Vastavalt sellele oleks praktiliselt ka **kolm erinevat liigitelu:** indeksite klassifikatsioon nende sisu, kuju ja tunnetuslike funktsioonide järgi (vt. joon. 2). Need kolm liigitelu peaksid kokku moodustama piisavalt detailiseeritud süsteemi, millele tuleks rajada indeksite senisest rangem teaduslik käsitlus.

Kritiseerides indeksite traditsioonilist liigitamist individuaal- ja üldindeksiteks, märgib prof. V. Novožilov, et seejuures on «ebaselge peamine — selle alus» (s. o. klassifitseerimisalus — U. M.). Kui jaotuse aluseks võtta indeksiga hõlmatud nähtuste arv, siis satuvad üldindeksite klassi nii kaalutud kui kaalumata rühmindeksid. Näiteks hinna- ja kaubakäibe maksumuse indeks. Seejuures on kaalumata rühmindeksid oma omadustelt sarnased pigem individuaalindeksitega kui kaalutud üldindeksitega.

Kui aga... jaotamise aluseks võtta indekseeritavate **nähtuste ühismõõtsustatuse** aste, siis satuvad ühismõõtsete nähtuste indeksite klassi nii kaalutud (püsiva struktuuri) indeksid kui ka kaalumata indeksid. Seejuures saadakse kaks absurdset tulemust: 1) ühte klassi satuvad erinevad — kaalutud ja kaalumata näitajad; 2) individuaalsete kilda arvatakse ka rühmindeksid, mis jagunevad aga üldindeksiteks.[1]

Suuri vastuolusid näevad individuaal- ja üldindeksite eristamises ka mitmed teised autorid. Näiteks kirjutab tšehhi statistik prof. E. Egermayer, et «kui me säilitame individuaalindeksite nimetuse, siis tekib raskusi keskmiste tasemete (näiteks keskmise palga, käibekiiruse, saagikuse jt.) võrdlemisel ning koguse (näiteks samalaadse toodangu) näitarvude arvutamisel. Seejärel peaksime tegema vahet kahe näitarvu võrdlemisel saadavate lihtsamate individuaalindeksite ja liitsete individuaalindeksite vahel, mis saadakse, kui võrreldavad näitarvud on leitud arvutuste teel. Loomulikult oleks see illusoorne kriteerium, sest indeksi mõiste sõltub uuritavate nähtuste töötlemisest, mitte aga nende iseloomust. Sel teel võiksime jõuda paradoksaalsete järeldusteni, peaksime näiteks tööstustoodangu füüsilise mahu indeksit pidama individuaalindeksiks, kui arvutame selle otse kogutoodangu näitajate alusel».[2]

Tsiteeritud arutlused iseloomustavad hästi suuri vastuolusid, millesse eri laadi indeksite käsitlemisel on praegu satutud. Siiski ei ole need vastuolud ületamatud, nagu väidab prof. V. Novožilov. Samuti ei tõesta see ka kõnealuse klassifikatsiooni võimatust ja tähtsusetust.

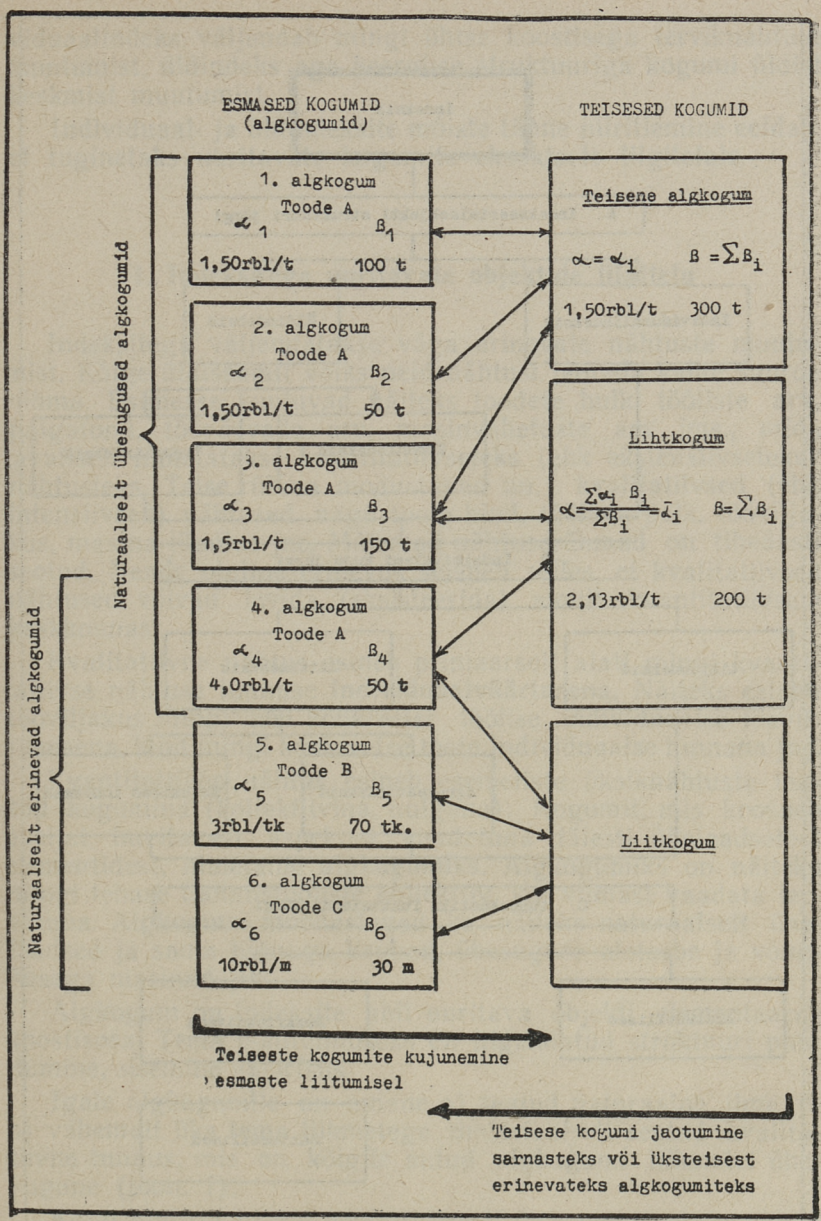
Individuaal- ja üldindeksite eristamisel, millele kaasaegne nõukogude indeksiteooria õige olulises osas tugineb, on suur teaduslik tähtsus. Seda võib meie arvates õigusega pidada nende näitarvude üheks peamiseks (resp. kõige olulisemaks) liigituseks.

Vastupidi prof. F. Egermayerile oleme arvamusel, et mingi konkreetse indeksi mõistesisu sõltub väga olulisel määral ka uuritavate nähtuste sisust. Indeksite klassifitseerimine individuaal- ja üldindeksiteks tuginebki just uuritavate nähtuste sisulisele, teiste sõnadega **indekseeritavate nähtuste struktuurilistele erinevustele.** Et nähtuste sisemises struktuuris kajastub nende arv, siis on õigustatud ka selline terminoloogia: indi-

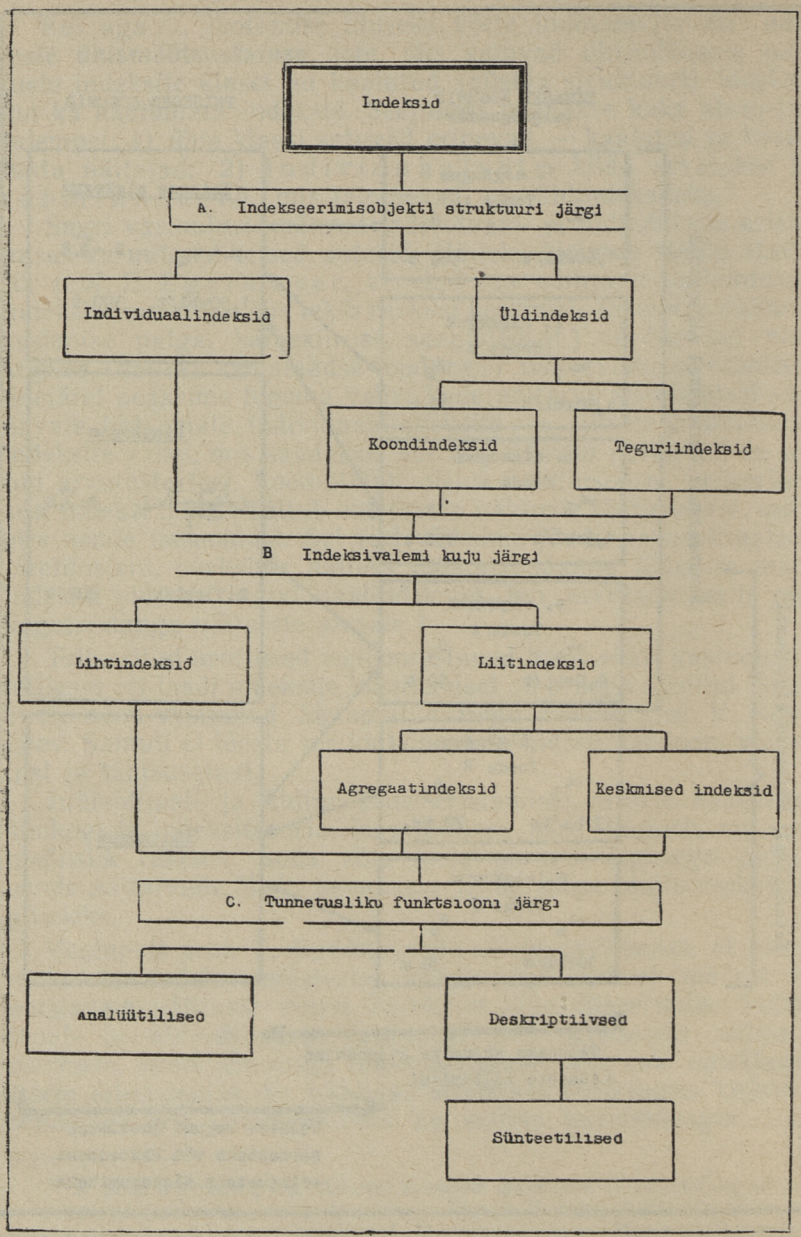
---

[1] В. В. Новожилов. Анализ влияния факторов (Разложение общего прироста по факторам, его вызвавшим), Труды Ленинградского инженерно-экономического института, выпуск 8. Машиностроение, Москва—Ленинград 1954, стр. 74.

[2] Ф. Эгермайер, В. Грузин, В. Влах. Основы статистики. Москва 1954, стр. 227.



Joon. 1. Teiseste algkogumite ning liht- ja liitkogumite kujunemine ja koostis



Joon. 3. Indeksite klassifikatsioon kolme erineva rühmitamistunnuse alusel

viduaalindeks väljendab mingi ühtse koostisega terviknähtuse muutumist, üldindeks aga keerulise struktuuriga kogumi üldist keskmist muutumist.

Individuaal- ja üldindeksite mõiste täpne piiritlemine eeldab, et tuginetaks uuritavate kogumite eksaktsele liigitelule.

1. Indeksitega uuritavate objektide liigitelu

Indeksitega väljendatakse väga erinevate nähtuste muutumist. Kõige üldisemalt võiks neid nähtusi jaotada kahte suurde rühma. Esimesse kuuluvad näiteks toodete hulk, tööliste arv, palgafond, tööpäevade arv, masinvahetuste arv jms., mida tavaliselt nimetatakse **kvantitatiivseteks** (ehk ekstensiivseteks) nähtusteks. Teise rühma modustavad nn. **kvalitatiivsed** (ehk intensiivsed) nähtused, nagu toote hind, tööliste palk, tööviljakus, masina jõudlus jne. Mõlemad nähtuserühmad on tihedasti seotud. Nende oluline erinevus seisneb selles, et kvalitatiivsed nähtused võivad levida (eksisteerida) ainult kvantitatiivsete keskkonnas.

Kvalitatiivne nähtus esineb primaarselt alati mingi kvantitatiivse nähtuse tunnuse **individuaalväärtusena.** Näiteks esineb tööviljakus mingi ühe konkreetse töölise individuaalse tööviljakusena, hind mingi konkreetse toote individuaalse hinnana jne.

Kvantitatiivne nähtus esineb esemeliste üksiknähtuste teatud kogumina (kollektiivina, hulgana). Kogumit, mis koosneb uurijat huvitavast aspektist vaadatuna täiesti ühelaadsetest elementidest, nimetame **algkogumiks.** Algkogumiks on näiteks mingi tehase tootmistööliste kollektiiv, kui viimast vaadata tervikuna. Algkogumi moodustavad ka näiteks naturaalselt ühelaadsed ja sama hinnaga kaubad, ühesuguse otstarbe ja võimsusega masinad jne.

Algkogum on indeksite abil uuritava objekti elementaarne koostisosa. Tema põhitunnuseks on liigendatud struktuuri puudumine, sisemine amorfsus.

Igale algkogumile on omane a) teatud naturaalne ilme ja b) vähemalt üks tema liikmetega materiaalselt seotud kvalitatiivne tunnus, mis on kõigile antud algkogumi liikmetel ühesugune (joon. 1).

Kõigi oluliste joonte poolest täiesti ühesuguste algkogumite ühendamisel saadakse uus kogum, mille liikmete arv on küll suurem, ent mis on omadustelt samuti algkogum. Näiteks, kui liita tehases kolme kuu jooksul valmistatud ja ühesuguse hulgihin-

naga (1,5 rubla tonn) realiseeritava toote A kogused 100 t, 150 t ja 50 t, saadakse uus, teisene algkogum — kvartalitoodang numbrilise väärtusega 300 t.

Naturaalselt ühesuguste, ent vähemalt ühe olulise kvalitatiivse tunnuse väärtuse poolest erinevate kogumite ühendamisel tekib **lihtkogum.** Lihtkogum näiteks võib olla erineva hinnaga tooterühmade summa. Valmistagu tehas kaht naturaalse iseloomu poolest ühesugust, ent erineva hinnaga realiseeritavat toodet; esimest 150 tonni á 1,5 rbl., teist 50 tonni á 4,0 rbl.

Lihtkogumis on kvantitatiivse teguri üksikväärtused niisama liidetavad nagu algkogumis (150+50=200). Selles mõttes on alg- ja lihtkogum täiesti sarnased. Kvalitatiivse teguri väärtuste poolest aga erinevad nad printsipiaalselt. Sellest seisukohast on lihtkogumil teatud kindel struktuur. Lihtkogumi iga liiget ei iseloomusta enam sama kvalitatiivse tunnuse väärtus, mis kehtis igas algkogumis (sellist ühist väärtust polegi), vaid viimaste kaalutud keskmine. Antud juhul on keskmine hind 2,13 rbl.

Nii naturaalse iseloomu kui ka olulise kvalitatiivse tunnuse väärtuse poolest erinevaid algkogumeid ühendades saadakse **liitkogum.** Liitkogumi näiteks võib olla mistahes mitut eri toodet väljava tööstusettevõtte toodang, näiteks 50 t toodet A hulgihinnaga 4 rbl./t; 70 tükki toodet B hinnaga 3 rbl./tk.; 30 m toodet C hinnaga 10 rbl./m.

Liitkogumis ei saa eraldi liita ei kvantitatiivse ega kvalitatiivse nähtuse väärtusi. Summad 50 t+70 tk.+30 m ja 4 rbl./t+3 rbl./tk+10 rbl./m oleksid täiesti absurdsed.[3] Iseseisev majanduslik sisu võib olla ainult nende korrutiste summal, mida nimetatakse ka agregaatsummaks, s. o.

$$50 \cdot 4 + 70 \cdot 3 + 30 \cdot 10 = 710 \text{ rbl.}$$

või üldjuhul $\Sigma\alpha\beta$, kus β on mistahes kvantitatiivne suurus, (näit. toodete hulk) ja α mistahes kvalitatiivne suurus (näit. hind).

Saadud agregaatsumma ei väljenda otseselt ei kvalitatiivse ega kvantitatiivse suuruse mahtu eraldi, vaid nende ühismahtu, mis moodustab tegelikult uue iseseisva majandusliku sisuga nähtuse. Käesoleval juhul on selleks toodangu maksumus hul-

---

[3] L. S. Kazinets peab kõiki hindu ühismõõtseiks ja seega liidetavaiks (Л. С. Казинец. Теория индексов. Москва 1963, стр. 16 и др.), Selline arusaamine põhineb arvamusel, nagu oleks hinna dimensiooniks rubla. Tegelikult on mistahes toote hinna dimensiooniks rubla vastava toote ühiku kohta (rbl./t, rbl./tk, rbl./m). Sellest selgub, et hinnad ei ole omavahel liidetavad, nagu seda paljud autorid õigusega rõhutavad. (Н. К. Дружинин. Лекции по статистике. Москва 1955, стр. 99). Küll võivad nad aga vastava toote ühikute arvuga korrutatuna anda rublades väljendatavaid ühismõõtseid summasid (t.) (rbl./t) = rbl., (tk.) (rbl./tk.) = rbl. jne.

gihinnas ehk teisiti väljendatult ettevõtte arvelduskontosse toodangu müügi eest laekuv rahasumma. Koguseid ja hindu nimetame viimasel juhul **teguriteks;** maksumus, mille nende kombinatsioon moodustab, on sel juhul **resultaatnähtus.**

Niisiis võidakse indeksitega uurida:

1. mingi kvalitatiivse nähtuse (suuruse, teguri, tunnuse) individuaalväärtuse muutumist;
2. algkogumi mahu (liikmete arvu) muutumist;
3. lihtkogumi mahu muutumist või kvalitatiivse nähtuse keskmise väärtuse muutumist lihtkogumis;
4. liitkogumi üldmahu muutumist ning kvantitatiivse ja kvalitatiivse teguri muutumist liitkogumis.

Mingisuguseid muid objekte indeksitega ei uurita.

2. Indeksite klassifitseerimine indekseerimisobjekti struktuuri järgi

Individuaalindeksid väljendavad kvalitatiivse tunnuse individuaalväärtuse või mingi algkogumi mahu muutumist. Individuaalindeksi nimetus vastab seda laadi objektide puhul väga hästi tema sisule, sest ikka on tegemist mingi ühe toote või kauba hinna, ühe toote toodangu, ühe töölise tööviljakuse, ühe tehase tööliste arvu, ühe riigi rahvaarvu jne. muutumisega.

Liitkogumite dünaamikat väljendavaid indekseid peame õigeks nimetada **üldindeksiteks** seetõttu, et liitnähtuse iga üksik osa muutub reaalsuses isesuguselt, üldindeks aga annab tema muutumisest **üldise** iseloomustuse ühes arvus. Nii on indeks teatavaks üldistuseks paljudest individuaalmuutustest ja vastab seega oma nimetusele täielikult.

Mõnevõrra omapärases valguses tõstatub küsimus lihtkogumi dünaamikat väljendava indeksi kuuluvusest. Oma struktuuri poolest on ju lihtkogum vaheaste alg- ja liitkogumi vahel. Tal on teatud sarnasus algkogumiga (naturaalne ühesugusus). Siiski määrab lihtkogumi iseloomuliku eriilme just see, et uuritava kvalitatiivse tunnuse individuaalväärtused on tema elementidel erinevad. Selles mõttes sarnaneb lihtkogum keerulist struktuuri omava liitkogumiga. Nagu liitkogumi puhul, nii annab ka indeks, mis mõõdab kvalitatiivse suuruse muutumist lihtkogumis, teatava üldistava iseloomustuse paljudele individuaalsetele muutustele. Et siin sisuline analoogia on täielik, on ka vastavad **lihtkogumi andmeil leitud indeksid üldindeksid.**

Nii oleme saanud ammendava kaheliikmelise klassifikatsiooni laitamatult ühesel alusel, milleks on indekseeritava nähtuse struktuur. Kokkuvõtliku ülevaate esitatud liigitelust annab skeem lk. 26.

Indekseeritava nähtuse struktuur indeksite klassifitseerimise alusena

Indekseeritav nähtus	Indeksi liik
Kvalitatiivse tunnuse individuaalväärtus	Individuaalindeks
Algkogumi maht	Individuaalindeks
Lihtkogumi maht, vaadelduna lahus mistahes kvalitatiivsest tunnusest	Individuaalindeks
Lihtkogumi maht seoses uuritava kvalitatiivse tunnusega	Üldindeks
Kvalitatiivse tunnuse väärtus lihtkogumis	Üldindeks
Lihtkogumi maht	Üldindeks
Kvalitatiivse tunnuse väärtus liitkogumis	Üldindeks

Üldindeksid jagunevad sisu poolest veel omakorda koond- ja teguriindeksiteks. **Koondindeksites** avaldub korraga mitme teguri mõju; selline on näiteks toodangu maksumuse indeks I_{pg}. **Teguriindeksis** (vene k. факториальный индекс) seevastu väljendub ainult ühe teguri mõju. Teguriindeksid on näiteks: hinna- ja füüsilise mahu indeksid I_p ja I_q, mida indeksiteoorias enamasti väga üksikasjalikult vaadeldakse.

Indeksite jaotamist individuaal- ja üldindeksiteks võib pidada traditsiooniliseks. Siiski on meie poolt antud käsitlus mitmeski mõttes uus. Kõigepealt on selles tuginetud täpselt piiritletud ning kõiki mõeldavaid eriliike hõlmavale indekseerimisobjektide liigitelule kui klassifitseerimisalusele. Sellega on kõrvaldatud igasugune määramatus ning saadud indeksite ammendav liigitelu.

Teiseks on klassifitseerimise alust tunduvalt modifitseeritud, nii et ta vastab nüüd meie arvates täpselt sellele, mida nende indeksiliikide eristamisel majanduspraktikas juba väga kaua on silmas peetud, ehkki seda pole kirjanduses siiani sõnaselgelt väljendatud. Nimelt on alg-, liht- ja liitkogumite mõistete eristamisel tuginetud ühe korraga nende kahesugusele koostisele: 1) naturaalsele koostisele (mille üle otsustati alternatiivi põhimõttel: ühtlase või ebaühtlase koostisega) ja 2) koostisele mingi olulise kvalitatiivse tunnuse väärtuse järgi. Ainult selline lähe-

nemisviis võimaldab alg- ja lihtkogumeid omavahel eristada ning ka individuaal- ja üldindeksite vahele eksaktset piiri tõmmata. Mingisugustel teistel alustel pole osutunud võimalikuks nende mõisteid täpselt ja vastuoludeta eraldada.

Ajendatuna üldindeksite kui ühismõõtsustatud suuruste dünaamika näitajate arvel V. Novožilovi poolt tehtud kriitikast on L. Kazinets püüdnud eraldada individuaal- ja üldindekseid «uuritava kogumi liikmete naturaalse ühesuguse tunnuse alusel», s. o. ainult algkogumite naturaalse koostise järgi. See aga on viinud ta vastuolulise väiteni, nagu oleks muutuva struktuuri hinnaindeks individuaalindeks.[4] Niisugusele järeldusele tõukab asjaolu, et keskmisi hindu saab leida ainult naturaalselt ühesuguste kaupade kogumis, kust printsiibil — üks kaup: individuaalindeks — ongi tehtud vastav järeldus. Ometi on selge, et keskmiste hindade suhe väljendab üldindeksitega täiesti analoogilist sisu. Muuseas on keskmiste suhe taandatav ka agregaatkujule:

$$I_p = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_0} = \frac{\Sigma\left(p_1 \frac{q_1}{q_1}\right)}{\Sigma\left(p_0 \frac{q_0}{q_0}\right)} = \frac{\Sigma p_1 \quad {}_1}{\Sigma p_0 \quad {}_0}, \qquad (1)$$

kus $\varphi = \frac{q}{\Sigma q}$.

Viimane asjaolu rõhutab eriti, et **keskmiste suhe on kindlasti üldindeks,** sest individuaalindeksid saavad esineda ainult lihtindeksitena (vt. ms. joon. 2).

Uuritavate kogumite eristamisel kõrvaldab meie poolt kasutatud meetod ka ohu jõuda sellistele paradoksaalsetele tulemustele, millele vihjab prof. F. Egermayer. Mitut erinevat toodet väljava tööstusettevõtte toodangu füüsilise mahu indeksit pole meie kriteeriumi kohaselt mingit võimalust vaadelda individuaalindeksina, ehkki see leitakse kahe kogutoodangunäitaja lihtsa jagatisena. Sellise toodangu näol on tegemist liitkogumiga ja tema muutumist väljendav indeks saab olla ainult üldindeks.

3. Indeksite klassifitseerimine avaldamiskuju järgi

Indeksivalemi kujust lähtudes teeme vahet liht- ja liitindeksi vahel. Arusaadavalt saab selline vahetegemine olla ainult formaalne, nagu sellele vihjab juba klassifitseerimisaluse sõnastuski. Vastupidiselt omal ajal majandusteaduses levinud nähtuste formaalse külje alahindamise tendentsile tuleb rõhutada, et olgugi läbini formaalne, on indeksite kuju järgi liigitamine nii

[4] Л. С. Казинец, op. cit., стр. 20.

tunnetuslikust kui ka praktilisest, s. o. indeksite tegeliku arvutamise seisukohast esmajärgulise tähtsusega.

Mitte igast indeksi avaldamiskujust ei ilmne ühesuguse selgusega tema majanduslik sisu ja mitte iga valem ei võimaida indeksit otstarbekalt arvutada. Seetõttu tuleb indeksimeetodil sooritatava analüüsi projekteerimisel tegelda palju indeksite teisendamisega ning tihtipeale tuleb opereerida kõrvuti sisult samaste, ent kujult erisuguste valemitega, millest ühed võimaldavad kõige hõlpsamalt arvutusi mõtestada, teised aga neid tegelikult sooritada.

Lihtindeksiks nimetame indeksit, mis saadakse lihtsalt kahe arvu jagatisena või ka kahe summa jagatisena, nagu

$$\frac{q_1}{q_0} \text{ ja } \frac{Q_1}{Q_0},$$

kus q on mingi ühe toote kogus ja $Q = \Sigma q$, eeldusel, et sellise summa leidmine on võimalik (lihtkogumis).

Lihtindeksiteks tuleb pidada näiteks nii hinna individuaalindeksit

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

kui ka keskmise hinna indeksit $I_{\bar{p}} = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_0}$,

mis on loomult üldindeks, nagu eelmises punktis selgus.

Liitindeksil on lugejaks või nimetajaks, enamasti aga nii üheks kui teiseks agregaatsumma (tegurite korrutiste summa).

Maksumuse, hinna ja toodangu füüsilise mahu indeksid on liitindeksid. Tähtis on märkida, et näiteks maksumuse indeksit võib avaldada nii liht- kui liitindeksina. Kui leppida kokku, et

$$\Sigma pq = N,$$

siis

$$I_{pq} = \underbrace{\frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_0}}_{\text{liitindeks}} = \underbrace{\frac{N_1}{N_0}}_{\text{lihtindeks}} = I_N \qquad (2)$$

Liitindeksid jagunevad vormitunnuste järgi omakorda agregaatindeksiteks ja keskmisteks indeksiteks. Mõlemaid indeksitüüpe on kirjanduses piisavalt käsitletud.

Esitatust selgub, et **agregaatindeksit oleks väär käsitleda üldindeksi eriliigina,** sest sel juhul ajaksime erinevad klassifitseerimisalused segi. (Üldindeksi eriliigid on koond- ja teguriindeksid.). Täiesti reeglipärane on aga kõnelda agregaatindeksist kui üldindeksi avaldamiskujust, mida ta tõepoolest ongi.

Indeksi nimetus	Indeksi valem	Indeksi koht indeksite klassifikatsioonis				
		Sisu järgi		Kuju järgi		Tunnetusliku funktsiooni järgi
Hinna individuaalindeks	$i_p = \frac{p_1}{p_0}$	Individuaalindeks		Lihtindeks		Kirjeldav ehk deskriptiivne indeks
Toodangu (kaubakäibe) füüsilise mahu indeks	$i_q = \frac{q_1}{q_0}$					
Toodangu (kaubakäibe) füüsilise mahu indeks	$I_q = \frac{Q_1}{Q_0} = \frac{\Sigma q_1}{q_0}$	Üldindeks	Koondindeks			Sünteetiline indeks
Keskmise hinna indeks; muutuva struktuuri hinnaindeks	$I_{\bar{p}} = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_0}$					
Toodangu (kaubakäibe) maksumuse üldindeks	$I_{pq} = \frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_0}$					
Hinna üldindeks	$I_p = \frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_1}$			Liitindeks	Agregaatindeks	
Struktuurinihete mõju väljendav keskmise hinna indeks	$I_{\bar{p}}^{str.n.} = \frac{\Sigma p_0 \varphi_1}{\Sigma p_0 \varphi_0}$		Teguriindeks			Analüütiline indeks
Toodangu (kaubakäibe) füüsilise mahu aritmeetiline keskmine indeks	$I_q = \frac{\Sigma i_q p_0 q_0}{\Sigma p_0 q_0}$				Keskmine indeks	

Joon. 3. Mõnede tähtsamate indeksite koht joonisel 2 kujutatud indeksiklassifikatsioonis

Indeksite liht- ja liitindeksiteks jaotamine langeb praktiliselt kokku V. Novožilovi ettepanekutega jaotada neid kaalutud ja kaalumata indeksiteks.[5]

4. Indeksite klassifitseerimine tunnetusliku funktsiooni järgi

Tunnetusliku funktsiooni järgi jagunevad indeksid kirjeldavateks ja analüütilisteks. Vajadus sellise klassifitseerimisaluse järele on küpsenud peaasjalikult ühenduses indeksite laialdase kasutuselevõtuga majanduslikus analüüsis ning analüütilise indeksiteooria väljaarenemisega.

Kirjeldavateks ehk **deskriptiivseteks indeksiteks** nimetame indekseid, mille rakendamise tunnetuslikuks eesmärgiks on saada kvantitatiivne hinnang mingi nähtuse üldisest muutumisest kõigi tegurite toimel, mis temale üldse mõju avaldavad.

Analüütilised indeksid võimaldavad saada kvantitatiivse hinnangu selle kohta, kui palju uuritav objekt on muutunud (kasvanud või kahanenud) ainult **mingi ühe** teguri toimel.

Kirjeldatavateks indeksiteks on järelikult kõik individuaal- ja lihtindeksid, peale selle aga ka kõik koondindeksitena avaldatavad üldindeksid. Analüütilisteks indeksiteks võivad seevastu olla ainult teguriindeksid, sest ainult nendest on võimalik uurijat mittehuvitava teguri mõju elimineerida.[6]

5. Mõningaid lõpparutlusi

Kui tugineda eespool toodud kolmele klassifitseerimisalusele, saab iga mistahes indeksit iseloomustada korraga kolmest eri vaatekohast. Neist esimene näitab, missuguse struktuuriga suhtarvuga on vastava indeksi näol tegemist, teine — missugusel kujul on indeks avaldatud ja kolmas — mis laadi järelduste tegemiseks teda saab kasutada.

Tavalist hinnaindeksit I_p võime iseloomustada näiteks sisu järgi kui üldindeksit (täpsemalt teguriindeksit), kuju järgi on ta liitindeks (kas agregaat- või keskmine indeks), funktsiooni poolest aga analüütiline indeks. Analoogilise põhjalikkusega võib meie klassifikatsioonile toetudes iseloomustada ka mistahes indeksit. Mõningaid täiendavaid näiteid selle kohta leiab jooniselt 3.

---

[5] В. В. Новожилов, op. cit., стр. 74.

[6] Termin «analüütiline indeks» esineb muuseas B. Ploško liigitelus, ent seal on see praktiliselt liitindeksi mõistes. B. Ploško analüütiline indeks moodustab klassifiktsiooni koos lihtindeksitega. (Vt. Б. Г. Плошко, Индексы. Изд. ЛГУ, Ленинград 1958, стр. 25).

Eriti huvitav on eri indeksite võimalike avaldamiskujude vaatlus, millest pakub hea ülevaate sama joonis. Selgub, et individuaalindekseid saab avaldada ainult lihtindeksitena. Seda tähelepanekut võib pidada individuaalindeksi määratluse juurde kuuluvaks oluliseks täienduseks. Koondindekseid seevastu võib avaldada nii liht- kui agregaatindeksi kujul ja teguriindekseid ainult agregaat- või keskmise indeksi kujul.

Toodud käsitlus näitab, et kõigiti laitmatut ammendavat indeksite klassifikatsiooni on võimalik välja töötada ainult sel juhul, kui indeksi mõistega hõlmata ka individuaalindeksid.[7] Seetõttu ei saa nõustuda statistikateoreetikutega, kes on indeksiteooriat püüdnud piirata üksnes nn. indeksitega kitsamas mõttes.[8] Ühtlasi selgitab see, miks neil autoreil pole siiani läinud korda luua rahuldavat indeksite liigitelu.

Teiseks võimaldavad meie poolt määratletud ja piiritletud indeksite eriliigid defineerida indekseid senisest otstarbekamalt ka n.-ö. kitsamas mõttes.[9] Sel viisil saab indeksitena käsitada ainult analüütilisi indekseid, mis lubavad määrata kindlaks mitmesuguste tegurite suhtelise mõju suuruse uurijat huvitavate resultaatnähtuste üldisele muutumisele.

Artikli algul prof. V. V. Novožilovi järgi tsiteeritud «absurdsete tulemuste» juurde tagasi tulles võib käesolevas töös toodud käsitluse alusel kergesti veenduda, et **mingisuguseid absurdsusi ei teki.** Et ühte rühma, näiteks üldindeksite klassi satuvad erinevad — kaalutud ja kaalumata — indeksid, võib seda pidada täiesti normaalseks, sest kummalgi juhul on tegemist erineva liigitelu ja liigitusalusega. Individuaal- ja üldindeksiteks jagunevad indeksid oma sisu järgi, kaalutud ja kaalumata (meil liht- ja liitindeksiteks) aga oma kuju järgi. Täpsemalt sõnastades ei olegi tegemist erinevate indeksite «ühte klassi» sattumisega, vaid sellega, et üht indeksit võidakse erinevatest klassifikatsioonialustest lähtudes vaadelda erinevate klasside raames. Joonise 3 põhjal võiks veel mitu analoogilist näidet tuua, kusjuures kõik need on täiesti loogilised, sest sellistel juhtudel on ikka tegemist erinevate klassifikatsioonidega.

---

[7] Käesoleva töö autor mõistab indeksit laiemas mõttes lihtsalt dünaamikasuhtarvuna.

[8] Individuaalindeksite käsitlemise vastu indeksitena on astunud välja väga mitmed autorid. Vt. näit. Allyn, A. Young, Handbook of Mathematical Statistics. Cambridge Mass. 1927, p. 408.

[9] Indeksite kahe erineva, «laiema» ja «kitsama» definitsiooni kasutamine näib olevat metoodiliselt õigustatud ja otstarbekas. Muidugi ei saa leppida katsetega pidada neist viimast ainuõigeks või üldse kuidagi õigemaks kui esimest, nagu seda teeb näiteks prof. F. Egermayer (Ф. Эгермайер, op. cit. стр. 227).

Teine prot. V. V. Novožilovi eespool tsiteeritud vihje individuaal- ja üldindeksite vahelisele «ilmsele» vastuolule on seotud ettekujutusega, nagu võiks individuaalindeks jaguneda üldindeksiteks või üldindeksite korrutisena võiks saada individuaalindeksi. Selline kahtlus avaldub eriti selgelt tema vaadete refereeringus L. S. Kazinetsi monograafias: «Indeksite tavalise, individuaal- ja üldindeksiteks jaotamise seisukohast tuleks maksumuse indeksit kui ühismõõtse nähtuse indeksit käsitada individuaalindeksina, mis viib, nagu seda õigustatult märgib prof. V. V. Novožilov, silmnähtava absurdsuseni: üldindeksite korrutisena võib saada individuaalindeksi.[10] Seda näidet illustreerib V. V. Novožilovil järgmine avaldis:

$$\frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_0} \cdot \frac{\Sigma p_1 q_0}{\Sigma p_0 q_0} = \frac{\Sigma w_1}{\Sigma w_0}\text{[11]} \qquad (3)$$

ehk

$$I_p \cdot I_q = I_{pg} = I_w,$$

kus w on maksumus, s. o. $w = p \cdot q$.

Et kahe üldindeksi korrutis ei saa tõepoolest võrduda ühe individuaalindeksiga, võib siit tuletada dilemma. Üks kahest: kas I_p ja I_q on üldindeksid (sel juhul ei saa I_{pq} olla individuaalindeks) või I_{pq} on individuaalindeks (sellega on öeldud, et I_p ja I_q ei saa olla üldindeksid).

See dilemma on osutunud indeksiteoorias seni õige kõvaks pähkliks. Prof. V. V. Novožilov ei näe pääsu muus, kui individuaal- ja üldindeksite mõistetest loobumises. Tegelikult pole selleks mingit vajadust. Nagu eespool märgitud, ei **muundu üldindeksid ühelgi juhul individuaalindeksiteks või vastupidi.** Avaldistes (1), (2) ja (3) ei ole ainsatki individuaalindeksit. Kõik nende võrdsuste liikmed on üldindeksid. Järelikult saadakse üldindeksite korrutisena uus üldindeks jne. See on täiesti kooskõlas rangeimagi loogikaga. Küll on aga neis avaldistes keskmise hinna ja maksumuse indeksid ühel juhul agregaat- ja teisel juhul lihtindeksi kujul. Kogu eespool sõnastatud dilemma, milles avalduks nagu mingi lahendamatu vastuolu tugineb seega eksistusele — lihtindeksite ja individuaalindeksite mitteeristamisele.

---

[10] Л. Казинец, op. cit., стр. 20.
[11] В. В. Новожилов, op. cit., стр. 70.

У. Мересте

Некоторые теоретические проблемы научной классификации индексов

Резюме

В статье дискутируется тезис проф. В. В. Новожилова о том, что деление индексов на индивидуальные и общие приводит якобы «к очевидной несообразности»: произведение общих индексов может давать индивидуальный индекс. Автор статьи показывает, что при правильном определении и разграничении понятий отдельных видов индексных величин такое явление не имеет места.

Важнейшей предпосылкой решения проблемы научной классификации индексов является разработка классификации объектов, изучаемых при помощи индексов. Индексы отражают либо динамику индивидуального значения качественной величины, либо динамику какой-то совокупности. Изучаемые совокупности классифицируются: 1) начальные совокупности, члены которых материально одинаковы и изучаемый качественный признак которых имеет равные значения; 2) простые совокупности, состоящие из материально одинаковых начальных совокупностей с неодинаковыми значениями качественного признака и 3) сложные совокупности, состоящие из материально неодинаковых начальных совокупностей (см. фиг. 1).

На индивидуальные и общие индексы разделяются по структуре индексируемого явления. Индивидуальные индексы выражают динамики либо индивидуального значения качественного признака, либо объема начальной совокупности; общие индексы отражают среднюю динамику физического объема простых и сложных совокупностей или значения качественного признака в этих совокупностях.

Общие индексы в свою очередь разделяются на сводные индексы (напр. индекс стоимости товарной продукции) и частные или факторные индексы (напр. индекс цен, индекс физического объема и т. д.; см. фиг. 2А).

По форме индексных формул необходимо различать простые индексы, представляющие собой простое отношение двух чисел, и сложные индексы, которые выступают либо в качестве агрегатных, либо в качестве средних индексов (фиг. 2В).

По познавательной функции различаются синтетические или описательные и аналитические индексы (фиг. 2С).

На основе этой классификации особенно важно делать различия между простыми и индивидуальными индексами. Индивидуальные индексы по своей форме всегда простые, но не все простые индексы являются индивидуальными; особенно часто выражаются в форме простых индексов сводные индексы. Общими являются индексы по своему объекту, агрегатными по форме выражения; поэтому утверждение о том, что общие индексы разделяются на агрегатные и средние индексы, логически несостоятельно. Общие индексы могут выступать в любой форме, в том числе и в форме простых индексов.

Главная ошибка в суждениях различных авторов, указывающих в статистической литературе на теоретические трудности, которые якобы возникают вследствие классификации индексов на индивидуальные и общие, заключается в том, что они не делают различия между простым и индивидуальным индексом.

Произведение общих индексов может давать только общий индекс, причем последний может выступать не только в форме сложного, но и простого индекса. Это означает, что деление индексов на индивидуальные и общие не приводит «к несообразности».

U. Mereste

Some Theoretical Problems Concerning the Scientific Classification of Index-Numbers

Summary

According to the thesis of Professor V. V. Novozilov the distribution of index-numbers into individual and general indices results in "apparent absurdity": the product of general indices may yield an individual index.

The aim of the present article is to refute the above thesis. The author shows that this phenomenon does not occur provided the concepts of different kind of index-numbers are accurately determined and defined.

Elaborated classification of the objects investigated by the index-method serves as the vital premise for the scientific classification of index-numbers. Indices express either the dynamic phenomenon of the individual values of qualitative quantities or the dynamic phenomenon of some kind of totals. The totals under investigation may be classified as follows:

1) Primary totals consisting of members in identical quantities whereas the members' qualitative characters under investigation are of equal value. 2) Simple totals consisting of primary totals in identical quantities whereas the totals' qualitative characters under investigation are not of equal value. 3) Compound (aggregate) totals consisting of primary totals the quantities of which are not identical. (See Figure 1).

Individual and general indices should be distinguished proceeding from the structure of the indexed phenomenon. Individual indices reflect the dynamic phenomenon of either the individual value of qualitative characters or that of the volume of primary total. General indices reflect the average change of either the physical volume of simple and compound totals or that of the value of qualitative characters in these totals. General indices are divided into contracted indices (as for instance, the output cost index, the payroll index) and factorial indices (as for instance, the price index, the physical volume index, etc.) (See Figure 2-a).

According to the forms of the formulae a distinction should be made between two types of index-numbers: 1) Simple indices representing simple relation between two figures. 2) Compound indices acting either as aggregate or mean indices (Figure 2-b).

According to their cognitional function index-numbers are divided into synthetical (descriptive) and analytical indices (Figure 2-c).

Considering the above classification, special attention should be attached to the distinction made between simple and individual indices. As to their form, individual indices are always simple indices, while the same does not appluy to all simple indices, i. e. all simple indices are not individual indices. General indices, particularly combined indices, are often expressed in the form of simple indices. General indices are distinguished by their object, aggregate indices by their form.

In view of the above, it would be illogical to state (such statements, however, frequently appear in our publications) that general indices are divided into aggregate and mean indices. General indices may be expressed by any form, including the form of simple indices.

In statistical publications a number of authors have drawn attention to theoretical difficulties which may arise "owing to" the distribution of index-numbers into individual and general indices. Such faulty reasoning bears witness to their failure to distinguish between the concepts of simple and individual indices. Without noticing it, they apply the term "individual index" in two different meanings.

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

U. Mereste, M. Saarepera

ALUSINDEKSITE RIDADE KORRIGEERIMINE OBJEKTI ARVESTAMISE METOODIKAS TOIMUNUD MUUTUSTE MÕJUGA

Kui ettevõtte majandusliku tegevuse tulemusi käsitleda pikemate ajavahemike jooksul, võib selguda, et uurimisobjekti arvestamise metoodika on muutunud. Sellise asjaoluga puututakse kokku näiteks siis, kui asutakse konstrueerima tööstusettevõtte kogutoodangu füüsilise mahu baasiindeksite rida viimase kümne aasta kohta. Vahepeal on kogutoodangu arvestamise metoodikas toimunud küllaltki olulisi muutusi, mistõttu lähteandmed pole rangelt võttes võrreldavad. Sellised muutused ei takista mitte ainult paljusid üksikperioode hõlmavate indeksiridade koostamist, vaid ka ettevõtte tulemuste võrdlemist eelmise aasta tulemustega. Et selliseid võrdlusi teha, arvutatakse majandusettevõtetes neil aastatel, millal toodangu arvestamise metoodika on muutunud, peale kogutoodangu tavalise maksumuse püsivhindades

$$\sum p_c q_k,$$

kus p_c on püsivhind ja q_k on k-nda aasta toodangu tegelik kogus, tagasivaatavalt välja selle maksumus järgmise, s. o. $k+1$ aasta plaani koostamisel kasutatud metoodika alusel

$$\sum \check{p}_c \check{q}_k.$$

Põhimõtteliselt samuti korrigeeritud maksumusi võib arvutada muidugi kõigi aastate kohta. Aastatel, millal toodangu arvestamise metoodikas pole muutusi toimunud või muutused ei ole sellised, mis antud ettevõtte kogutoodangu maksumuses ei kajastu, on $\sum p_c q_k$ ja $\sum \check{p}_c \check{q}_k$ muidugi võrdsed. Kui toodangu sortiment kardinaalselt ei muutu, on metoodika muutumisest tingitud mõjustused tihti küllalt piiratud. Näitena on tabelis 1 esitatud andmed Tallinna Ekskavaatoritehase kogutoodangu tegeliku maksumuse kohta ajavahemikul 1961—1966. Neist andmeist selgub, et erinevused pole suuremad kui 11%.

Tabel 1

Tallinna Ekskavaatoritehase kogutoodang aastail 1961—1966 tuh. rbl.

	Aasta					
	1961	1962	1963	1964	1965	1966
Kogutoodangu tegelik maksumus püsivhindades	7905	10 603	12 048	13 788	15 049	15 849
Järgmisel aastal metoodikas toimunud muutustega korrigeeritud kogutoodangu maksumus	7139	10 593	12 048	13 788	15 049	15 849

Näites toodud aastatel erinesid metoodika muutustega korrigeeritud maksumused vastavatest korrigeerimata maksumustest kõigepealt seetõttu, et 1962. aastast alates ei arvestatud lõpetamata toodangu juurdekasvu kogutoodangusse. Teiseks erisuseks oli mõnede toodete ajutiste hindade asendamine uute, kindlate (nn. hinnakirja-) hindadega.

Metoodikas toimunud muutustega korrigeeritud ja korrigeerimata maksumuste suhtena saab tuletada parandusteguri

$$K_{k[k+1]} = \frac{\Sigma p_c^{\check{}} q_k^{\check{}}}{\Sigma p_c q_k}, \qquad (1)$$

kus koefitsiendile lisatud $k[k+1]$ vihjab sellele, et tegemist on k-ndal aastal järgmise, $k+1$ aasta kohaselt tagantjärele tehtud parandusega. Parandustegur näitab, kui mitu korda kogutoodangu maksumus tema arvestamise metoodikas toimunud muutuste tõttu muutus.

Parandustegurit on võimalik kasutada jooksvate võrdluste tegemisel, s. o. ahelindeksite tuletamisel. Kui kogutoodangu arvestamise metoodikas on eelmise aastaga võrreldes toimunud mingi muutus, siis on ilmne, et tavalise füüsilise mahu indeksi valemi

$$I_q = \frac{\Sigma p_c q_k}{\Sigma p_c q_{k-1}} \qquad (2)$$

järgi arvutatud lihtne kogutoodangu maksumuste suhe annab tulemuse, millega peegeldub mitte ainult toodangu füüsilise mahu muutumine, vaid ka tubli annus kogutoodangu arvestamise metoodikas toimunud muutuste mõju. Viimase elimineerimiseks tuleb metoodika parandustegur paigutada arvutatava ahelindeksi nimetajasse, mispuhul saadakse parandatud alusindeks

$$I_q' \frac{\Sigma p_c q_k}{K_{k-1[k]} \Sigma p_c q_{k-1}}. \quad (3)$$

Korrigeerimata andmetele tuginedes tuleks näiteks tabel 1 andmetel väita, et 1962. aastal kasvas kogutoodangu maksumus eelmise, 1961. aastaga võrreldes 1,34 kordseks (10 603 : 7905). Metoodika parandustegur on

$$K_{61[62]} = \frac{7139}{7905} = 0{,}9031.$$

Pärast andmete võrreldavaks tegemist, s. o. metoodika parandusteguriga korrigeerimist, selgub, et kogutoodangu füüsiline maht on kasvanud veidi rohkem, kui see selgub parandamata indeksist

$$I_q' \frac{10\,603}{0{,}9031 \cdot 7905} = \frac{10\,603}{7139} = 1{,}49 \text{ korda.}$$

Kasv on seega mitte 34, vaid hoopis 49 protsenti.

Selle korrigeerimisviisi rakendamine ahelindeksite arvutamisel ei tekita nimetamisväärseid lisaprobleeme. Küll aga tekib neid vastavate alusindeksite tuletamisel. Kuidas arvestada hilisematel perioodidel neid muutusi, mis on toodangu arvestamise metoodikas toimunud ajaliselt suhteliselt kaugematel eelnenud perioodidel? Kuidas võtta arvesse vastassuunalisi mõjustusi tekitanud metoodikanihkeid, millest ühed suurendavad, teised vähendavad kogutoodangu maksumust?

Nende probleemide lahendamise üheks mooduseks on **lähteandmete otsene korrigeerimine võrreldavaiks** kõigil varasematel perioodidel. Et konstrueerida näiteks toodangu dünaamikat aastatel 1945—1963 iseloomustav indeksirida, tuleks kõigi nende aastate kogutoodangu maksumused 1965. aasta metoodika kohaselt ümber arvutada ja leida seejärel üksikute aastate toodangu füüsilise mahu indeksid tavalisel viisil. Selline meetod annab garanteeritult usaldatavaid tulemusi, ent kasutada saab seda ainult siis, kui on teada kõik ümberarvutusteks vajalikud algandmed ning on piisavalt aega vastavate (nimetamisväärselt palju tööd nõudvate) ümberarvutuste tegemiseks. Puhtpraktilistel põhjustel pole lähteandmete otsese korrigeerimise viisi võimalik enamasti kasutada. Jääb üle otsida **kaudset** metoodit, mis võimaldaks läbi ajada sünteetiliste andmetega.

Kui on teada kogutoodangu tegelikud ja järgmise aasta metoodikas tehtud muudatustega korrigeeritud maksumused aastate kaupa (nagu näit. tabelis 1), võib otsitava alusindeksite rea liikmed leida ahelindeksite korrutistena. Seejuures tuginetakse reeglile, mille kohaselt uuritava perioodi alusindeks võrdub kõigi ahelindeksite korrutisega, alates alusperioodile järg-

nevast perioodist kuni uuritava perioodi indeksini. Tähistame alusindeksite leidmisel baasiks võetava perioodi tähega *a*. Sel moel saadud ahelindeksite jada liikmed tuleb omavahel korrutada, et leida viimast alusindeksit, s. o.

$$\frac{\Sigma p_c q_{a+1}}{K_{a[a+1]} \Sigma p_c q_a} \cdot \frac{\Sigma p_c q_{a+2}}{K_{a+1[a+2]} \Sigma p_c q_{a+1}} \cdot \ldots \cdot \frac{\Sigma p_c q_k}{K_{k-1[k]} \Sigma p_c q_{k-1}}.$$

Sarnaste liikmete taandamisel saab sellest avaldisest metoodika muutustega korrigeeritud alusindeksi üldvalemi

$$I'_{q(k/a)} = \frac{\Sigma p_c q_k}{K_{a[a+1]} \cdot K_{a+1[a+2]} \cdot \ldots \cdot K_{k-1[k]} \Sigma p_c q_a},$$

mida võib väljendada kompaktsemalt:

$$I'_{q(k/a)} = \frac{\Sigma p_c q_k}{\prod_{i=a}^{k-1} K_{i[i+1]} \Sigma p_c q_a}. \qquad (4)$$

Valemi (4) nimetajas esinevat parandustegurite korrutist võib vaadelda mistahes aasta **integraalse parandustegurina** baasiaasta suhtes, s. o.

$$\prod_{i=a}^{k-1} K_{i[i+1]} = K_{a[k]}.$$

Viimasest avaldisest järeldub, et lünkadeta jadas on parandustegurid töödeldavad põhimõtteliselt niisamuti nagu ahelindeksid, kuigi neis pole taanduvaid liikmeid.

Tabel 2

Tallinna Ekskavaatoritehase kogutoodangu füüsilise mahu kasv aastail 1961—1966 (1961. a. = 1,00)

Indeksi nimetus	Indeksi tähis	Aasta					
		1961	1962	1963	1964	1965	1966
Korrigeerimata füüsilise mahu indeks	$I_{q(k/a)}$	—	1,34	1,52	1,74	1,90	2,00
Metoodika muutustega korrigeeritud füüsilise mahu indeks	$I'_{q(k/a)}$	—	1,49	1,69	1,93	2,11	2,22
Parandustegur	$K_{k-1[k]}$	0,9031	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000

Artiklis vaadeldud arvnäite andmetel leitud tulemused on koondatud tabelisse 2. Tabeli andmete kõrvutamisel selgub, et

metoodika muutustega korrigeeritud füüsilise mahu indeksid on korrigeerimata indeksitest suuremad. Järelikult on toodangu füüsiline maht kasvanud tunduvalt kiiremini, kui võis järeldada korrigeerimata füüsilise mahu indeksitest. Seda järeldust kinnitavad ka lähteandmete «sisulisel» uurimisel saadavad tulemused. Nimelt selgub, et baasiks võetud 1961. aasta toodangu maksumus on võrreldava metoodika alusel arvutatuna tunduvalt väiksem kui tavalise metoodika kohaselt leituna.

Kirjeldatud korrigeerimisvõtte olemus seisneb kogutoodangu arvestamise metoodikas toimunud muutuste mõju ekstrapoleerimises järgnevatele perioodidele. Loomulikult on sellest tekkiv tinglikkus seda väiksem, mida vähem toodangu struktuur vaadeldava aja jooksul on muutunud. Viimane tähelepanek vihjab tähtsatele seikadele, mis piiravad valemi (4) rakendusala. Suuremal arvul osaperioode hõlmavas ajavahemikus, mille jooksul toodangu struktuur tundmatuseni muutub, võivad antud meetodi rakendamisel tekkivad vead kujuneda liiga suureks. Kui on põhjust oletada, et valemi (4) järgi leitavad toodangu füüsilise mahu korrigeeritud indeksid annavad toodangu mahu tegelikust dünaamikast ebaõige pildi, on indeksite kaudse korrigeerimise viisi soovitatav kombineerida lähteandmete otsese korrigeerimise meetodiga. Selleks tuleb näiteks iga kümnenda osaperioodi (resp. aasta) füüsilise mahu indeks arvutada välja ka vastavate otseselt korrigeeritud maksumuste alusel.

Kõnealune korrigeerimisviis on kasutatav mitte ainult kogutoodangu füüsilise mahu parandatud indeksite arvutamisel, vaid mistahes kvantitatiivse teguri indeksi leidmisel, kui indekseeritava objekti arvestamise metoodika on mingisugusel määral muutunud.

У. Мересте, М. Саарепера

Корректировка рядов базисных индексов для элиминирования влияния изменения методики учета объемных показателей

Резюме

Изучая динамику хозяйственной деятельности предприятия может обнаружиться, что в самой методике определения объемных показателей (напр., валовой продукции) произошли изменения.

Для того, чтобы устранить влияния изменений, происшедших в методике определения объема исследования при изучении динамики физического объема продукции двух смежных лет, следует:

1) наряду со стоимостью валовой продукции (ВП) в неизменных ценах приводить также ВП по методике составления плана на следующий год;

2) находить коэффициент поправки, определяемый как отношение стоимости ВП, расчитанной по методике составления плана на следующий год к стоимости ВП данного года;

3) расчитывать исправленный ценной индекс.

В связи с тем, что показатели пересчитанной стоимости валовой продукции на предприятиях ежегодно определяются, расчет исправленного ценного индекса не составляет особых трудностей.

Дополнительные проблемы возникают при конструировании базисных индексов. Как учитывать те изменения, которые произошли в методике учета валовой продукции в течение ряда последующих лет по сравнению с базисным годом? Как учитывать взаимно сглаживающие друг друга влияния от изменения методики?

Один из приемов — это метод **прямого** перерасчета исходных данных, который обеспечивает получение гарантирующих полную достоверность результатов, но который является слишком трудоемким и требует наличия подробных исходных данных. Второй — **косвенный метод,** который основывается на определении базисного индекса как произведения ценных индексов.

Сущность этого метода перерасчета заключается в экстраполяции происшедших в методике определения валовой продукции изменений на предыдущие периоды. Возникающие при применении предлагаемого метода неточности тем меньше, чем

постояннее структура выпускаемой продукции. Возможность возникновения неточности все же ограничивает сферу применения формулы. Для того, чтобы нарастание неточностей не становилось бы недопустимо большим, следует использовать прямой и косвенный методы совмещенно.

Предлагаемый метод корректировки может использоваться не только при определении исправленных индексов физического объема продукции, но и при нахождении любого другого индекса количественного фактора, если в методике определения объема индексируемого объекта произошли изменения.

U. Mereste, M. Saarepera

The Refinement of Basic Index Series Affected by Changes in the Computation Methods of Indices

Summary

This article presents computation methods of refined chain and basic index-numbers applied in the investigation of the dynamic phenomenon of quantity indices in case changes have occurred in the computation methods of indices.

The difference between the refined chain index-number and an ordinary chain index-number lies in the fact that the denominator of the index has been multiplied by correcting coefficient K k-I [k] Chain index-number is obtained as the product of refined chain index-numbers.

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

E. Linnaks

TOODANGU JA TOOTMISKULUDE HINDAMISEST EESTI NSV TOOTMISE JA TARBIMISE MAATRIKSBILANSIS

Aruandeliste ja plaaniliste tootmise ja tarbimise maatriksbilansside koostamisel tuleb toodangu ja tarbimise hindamisega seoses lahendada mitmed küsimused. Nendest on tähtsamateks hindamise printsiibi valik ja ühelt hindamise printsiibilt teisele ülemineku võimaluste uurimine.

Tootmise ja tarbimise maatriksbilansid koostatakse kas tootja- või tarbijahinnas.

Käesolevas artiklis analüüsitakse mõlemat hindamise printsiipi nende olemuse, kasutamise võimaluste ja omavaheliste seoste seisukohalt.

1. Tootjahind

Nagu nimetus ütleb, hinnatakse tootjahinna puhul nii toodangut kui ka selle tarbimist tootja seisukohalt, s. o. toodangu esmases realiseerimishinnas. Tootjad realiseerivad oma toodangu põhiliselt tootmise hulgihinnas [1], mille moodustavad toodangu valmistamise kulud, toodetud puhastulu (kasum, käibemaks [2] või eelarvelised hinnavahed [3]) ning need ringluskulud (toodangu tarbimiskohale toimetamise transpordikulud, tootja ja tarbija vahendajate, s. o. spetsiaalsete turustus- ja varustusorganisatsioonide ülalpidamiskulud), mis hinnakujundamises kehtiva korra kohaselt kuuluvad tootmise hulgihinda. Ringluskulude jaotus tarbija ja tootja vahelistes arveldustes määratakse hinnakirjades franko teatud punkt (saatejaam, sihtjaam, müüja või ostja ladu jne.). Järelikult võivad toodete tootmise hulgi-

[1] Sellest üldpõhimõttest erineb toodangu realiseerimine kolhoositurul, kus see toimub tarbijahinnas.

[2] Mõningatel toodetel (peamiselt tootmisvahendid) käibemaksu ei ole. Nende tootjahinnaks on ettevõtte hulgihind.

[3] Esineb ka juhuseid, kus käibemaks ja eelarvelised hinnavahed ei laeku tootjale, vaid ostja kannab need üle riigituludesse. Olulist vahet siin pole, sest ka tootja kannab käibemaksu riigituludesse.

hinnad vastavalt hinnakirja koostamise printsiibile sisaldada erineval määral ringluskulusid, kuid samal tootel on neid alati ühepalju.

Et meil kehtivad ühtsed riiklikud tootmise hulgihinnad, on antud tooteliigi toodangu maksumus Eesti NSV piires võrdeline toodetud kogusega, s. o. toodangu maksumus väljendab toodangu füüsilist mahtu.

Tootmise hulgihinnas hinnatakse ka antud tooteliigi toodangu jaotus tarbijate vahel, sõltumata sellest, kus ja milleks seda kasutatakse.

Olgu:

$Q_s^{(i)}$ — haru i toote s toodang natuuras;

$p_s^{(i)}$ — haru i toote s ühiku tootmise hulgihind;

$Q_{sj}^{(i)}$ — haru i toote s kogus, mida kulutab j-ndas tarbija;

$(j=1, 2, \ldots, n, n+1, \ldots, r)$, kus
$(j=1, 2, \ldots, n)$ on tootlikud tarbijad ja
$(j=n+1, \ldots, r)$ lõpliku tarbimise elemendid.

Tooteliigi s toodangu füüsiline maht

$$X_s^{(i)} = Q_s^{(i)} \cdot p_s^{(i)}. \tag{1}$$

Bilansis võrdub toote s toodangu füüsiline maht tema jaotusega. Seega

$$X_s^{(i)} = \sum_{j=1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)}. \tag{2}$$

Jooksva tootliku ja lõpliku tarbimise eraldamisel

$$X_s^{(i)} = \sum_{j=1}^{n} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)} + \sum_{j=n+1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)}. \tag{2'}$$

Võrrandid (2) ja (2′) väljendavad sisuliselt toote s **materiaalset bilanssi.**

Kui tootmise ja tarbimise maatriksbilansis haru i toodang koosneb ainult ühest tooteliigist ($s=1$), väljendavad võrrandid (2) ja (2′) ka tootmisharu i materiaalset bilanssi.

Indeksi s asendamisel indeksiga i saame:

$$X_i = \sum_{j=1}^{r} Q_{ij} \cdot p_i \tag{3}$$

ehk

$$X_i = \sum_{j=1}^{n} Q_{ij} \cdot p_i + \sum_{j=n+1}^{r} Q_{ij} \cdot p_i. \qquad (3')$$

Enamikul juhtudel koosneb tootmisharu i toodang aga mitmetest tooteliikidest s, millel on erinevad tootmise hulgihinnad. Sel juhul kujutab tootmisharu i toodangu füüsiline maht X_i endast antud tootmisharu eri tooteliikide maksumuste $Q_s^{(i)} \cdot p_s^{(i)}$ summat:

$$X_i = \sum_{s=1}^{m} Q_s^{(i)} \cdot p_s. \qquad (4)$$

Tootmisharu i toodangu füüsilise mahu arvutamine on mõeldav ka tootmisharu i keskmise tootmise hulgihinna $\bar{p}_i$ põhjal. Niisugune vajadus tekib eriti üleminekul naturaalväljenduses koostatud materiaalsetelt bilanssidelt rahalistele koondbilanssidele.

Keskmise hinna võib arvutada kaalutud aritmeetilise keskmise meetodil:

$$\bar{p}_i = \frac{\sum_{s=1}^{m} Q_s^{(i)} \cdot p_s^{(i)}}{\sum_{s=1}^{m} Q_s^{(i)}}. \qquad (5)$$

Tootmisharu i toodangu füüsiline maht X_i võrdub haru i keskmise tootmise hulgihinna $\bar{p}_i$ ja haru i toodangu üldkoguse $\sum_{s=1}^{m} Q_s^{(i)}$ korrutisega, s. o.

$$X_i = \bar{p}_i \cdot \sum_{s=1}^{m} Q_s^{(i)}. \qquad (6)$$

Tootmisharu i toodangu maksumust, mida kasutab tarbija j, tähistatakse üldkujul x_{ij}. Järelikult x_{ij} väljendab tootja i ja tarbija j vaheliste seoste integraalset taset.

Kui haru i toodang koosneb mitmest eri liiki tootest, arvutatakse x_{ij} tarbija j poolt kulutatud haru i kõigi tooteliikide maksumuste summana.

$$x_{ij} = \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)}, \qquad (7)$$

kus $Q_{sj}^{(i)}$ — tootmisharu i tooteliigi s kogus, mida kulutas j-ndas tarbija;

$p_s^{(i)}$ — tootmisharu i tooteliigi s üniku tootmise hulgihind.

Järelikult väljenduvad bilansilised seosed tootmisharu i toodangu füüsilise mahu ja selle jaotuse vahel, kui lähtuda võrrandeis (2) ja (2′) ning (3) ja (3′) toodud põhimõttest, üldkujul järgmiselt:

$$X_i = \sum_{j=1}^{r} x_{ij}. \tag{8}$$

Jooksva tootliku ja lõpliku tarbimise eraldamisel

$$X_i = \sum_{j=1}^{n} x_{ij} + \sum_{j=n+1}^{r} x_{ij}. \tag{8'}$$

Asendades võrrandeis (8) ja (8′) x_{ij} võrrandiga (7), saame

$$X_i = \sum_{j=1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)}. \tag{9}$$

ehk

$$X_i = \sum_{j=1}^{n} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)} + \sum_{j=n+1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)}. \tag{9'}$$

Bilansi koostamisel tootjahinnas võib võrrandi (5) järgi arvutatud tootmisharu i keskmist hulgihinda kasutada mitte ainult antud haru toodangu füüsilise mahu leidmiseks, vaid ka selle toodangu jaotuse hindamiseks. Kui võrrandeis (9) ja (9′) asendada tooteliikide individuaalhinnad keskmise hinnaga $\bar{p}_i$, saame tootmisharu i toodangu füüsilise mahu ja selle jaotuse seosed keskmise tootmise hulgihinna põhjal:

$$X_i = \bar{p}_i \cdot \sum_{j=1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \tag{10}$$

ehk

$$X_i = \bar{p}_i \cdot \left(\sum_{j=1}^{n} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} + \sum_{j=n+1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \right). \tag{11}$$

Edasi asendame võrrandis (10) X_i võrrandiga (6):

$$\bar{p}_i \cdot \sum_{s=1}^{m} Q_s^{(i)} = \bar{p}_i \cdot \sum_{j=1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)}. \tag{12}$$

Nagu näeme, kujutab võrrand (12), seega ka võrrandid (9) ja (9′), (10) ja (11) endast tootmisharu i materiaalse bilansi üldkuju.

Eeltoodust järeldub, et tootjahinnas koostatud vabariigi tootmise ja tarbimise maatriksbilanss, kus on ühendatud kõigi tootmisharude materiaalsed bilansid:

a) kujutab endast sisuliselt **vabariigi rahvamajanduse materiaalset koondbilanssi;**

b) võimaldab kindlaks teha ja kompleksselt analüüsida nii **tootmisharude kui ka tootmisharude ja lõpliku tarbimise elementide vahel tegelikult väljakujunenud või planeeritud otseste materiaalsete seoste integraalset taset.**

Tootmisharude i ja j vaheliste otseste materiaalsete seoste integraalse taseme x_{ij} [4] kujunemine tootjahinnas koostatud bilansis on määratud kahe põhiteguriga:

1) tootmisharu j toodangu mahuga X_j;

2) harus j tooteühiku valmistamiseks kulutatud haru i toodangu maksumusega, s. o. tootmisharude i ja j otseste tehnoloogiliste seoste intensiivsuse astmega (a_{ij}). [5]

Mõlemad tegurid on omavahel seotud järgmiselt:

$$x_{ij} = a_{ij} \cdot X_j. \tag{13}$$

Et tootmisharude i ja j toodang võib koosneda mitmetest eriliiki toodetest, milledel on erinevad tootjahinnad, oleneb koefitsendi a_{ij} suurus omakorda mitmesugustest teguritest.

Alustame tootmisharude tehnoloogiliste seoste intensiivsuse uurimist üksikute tooteliikide kulunormidest natuuras:

$$d_{sk}^{(i,j)} = \frac{Q_{sk}^{(i,j)}}{Q_k^{(j)}}, \tag{14}$$

kus $d_{sk}^{(i,j)}$ — haru i toote s kulunorm natuuras haru j toote k ühiku valmistamiseks;

$Q_{sk}^{(i,j)}$ — haru i toote s kulutus natuuras haru j toote k valmistamiseks kokku;

$Q_k^{(j)}$ — harus j valmistatud tooteliigi k üldkogus.

Järgnevalt viime valemi (14) üle tootjahinda. Tooteliigi ühiku kulunorm rahas $a_{sk}^{(i,j)}$ ei ühti tavaliselt kulunormiga

---

[4] Kuna vaadeldakse ainult tootmisharude vahelisi seoseid, siis $i, j = 1, 2, \ldots, n$, kus n tähistab tootmisharude arvu x_{ij} kohta, vt. võrrandi (7) seletust.

[5] Koefitsienti a_{ij} nimetatakse tavaliselt haru i toodangu otsekulude koefitsiendiks harus j.

natuuras $d_{sk}^{(i,j)}$, sest tarbitava toote s ja valmistatava toote k tootjahinnad p_s ja p_k võivad erineda:

$$a_{sk}^{(i,j)} = \frac{Q_{sk}^{(i,j)} \cdot p_s^{(i)}}{Q_k^{(j)} \cdot p_k^{(j)}}. \tag{14'}$$

Seega on tooteliigi individuaalsetel kulunormidel tootjahinnas $a_{sk}^{(i,j)}$ ja natuuras $d_{sk}^{(i,j)}$ järgmine seos:

$$a_{sk}^{(i,j)} = d_{sk}^{(i,j)} \cdot \frac{p_s^{(j)}}{p_k^{(j)}}. \tag{14''}$$

Edasi vaatame, millega võrdub tootjahinnas arvutatud tootmisharu i tooteliigi s kulunorm haru j toodangu ühiku kohta:

$$a_{sj}^{(i)} = \frac{\sum_{k=1}^{m} Q_{sk}^{(i,j)} \cdot p_s^{(i)}}{\sum_{k=1}^{m} Q_k^{(j)} \cdot p_k^{(j)}} \tag{15}$$

ehk

$$a_{sj}^{(i)} = \frac{Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)}}{X_j}, \tag{15'}$$

kus

$$Q_{sj}^{(i)} = \sum_{k=1}^{m} Q_{sk}^{(i,j)};$$

X_j — haru j toodangu füüsiline maht tootjahinnas.

Missugune seos on aga kulunormidel $a_{sk}^{(i,j)}$ ja $a_{sj}^{(i)}$? Võrrandite (14′) ja (15) kõrvutamisel selgub, et koefitsienti $a_{sj}^{(i)}$ on võimalik kujutada toote k harusisese osatähtsuse $\alpha_k^{(j)}$ ja kulunormide $a_{sk}^{(i,j)}$ korrutiste summana:

$$a_{sj}^{(i)} = \sum_{k=1}^{m} a_{sk}^{(i,j)} \cdot \alpha_k^{(j)}. \tag{16}$$

$\alpha_k^{(j)}$, mis väljendab tooteliigi k ja haru j toodangu maksumuste suhet tootjahinnas, arvutatakse järgmiselt:

$$\alpha_k = \frac{Q_k^{(j)} \cdot p_k^{(j)}}{\sum_{k=1}^{m} Q_k^{(j)} \cdot p_k^{(j)}} = \frac{Q_k^{(j)} \cdot p_k^{(j)}}{X_j}.$$

Kui võrrandis (16) asendada $a_{sk}^{(i,j)}$ võrrandiga (14″),

saame $a_{sj}^{(i)}$ väljendada tooteliikide naturaalsete kulunormide kaudu järgmiselt:

$$a_{sj}^{(i)} = \sum_{k=1}^{m} d_{sk}^{(i,j)} \cdot \alpha_k^{(j)} \cdot \frac{p_s^{(i)}}{p_k^{(j)}}. \tag{17}$$

Lõpuks uurime tootmisharude i ja j otseste tehnoloogiliste seoste intensiivsuse astme a_{ij} seoseid eeltoodud näitajatega.

Võrrandist (13) selgub, et

$$a_{ij} = \frac{x_{ji}}{X_j}. \tag{18}$$

x_{ij} asendamisel võrrandiga (7)

$$a_{ij} = \frac{\sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} p_s^{(i)}}{X_j}. \tag{19}$$

Siit järeldub, et koefitsient a_{ij} kujutab endast kulunormide $a_{sj}^{(i)}$ summat:

$$a_{ij} = \sum_{s=1}^{m} a_{sj}^{(i)}. \tag{20}$$

Koefitsiendi a_{ij} seoste leidmiseks kulunormidega $a_{sk}^{(i,j)}$ asendame võrrandis (20) $a_{sj}^{(i)}$ võrrandiga (16):

$$a_{ij} = \sum_{s=1}^{m} \sum_{k=1}^{m} a_{sk}^{(i,j)} \cdot \alpha_k^{(j)}. \tag{20'}$$

Seejärel määrame kindlaks a_{ij} seosed kulunormidega natuuras $d_{sk}^{(i,j)}$. Asendame võrrandis (20) $a_{sj}^{(i)}$ võrrandiga (17):

$$a_{ij} = \sum_{s=1}^{m} \sum_{k=1}^{m} d_{sk}^{(i,j)} \cdot \alpha_k^{(j)} \cdot \frac{p_s^{(i)}}{p_k^{(j)}}. \tag{20''}$$

Seega **tootmisharude i ja j otseste tehnoloogiliste seoste intensiivsuse aste oleneb:**

a) tooteliikide kulunormidest natuuras;

b) tarbitava ja valmistatava toodangu tootjahinna suhtest;

c) tooteliikide osatähtsusest haru kogutoodangus.

Eeltoodu põhjal on võimalik anda detailsem iseloomustus ka tootmisharude i ja j vaheliste otseste materiaalsete seoste integraalse taseme x_{ij} kujunemisele tootjahinnas ning tuua esile vastavad seaduspärasused.

Lähtume võrrandist (13). Asendame seal a_{ij} võrrandiga (20″):

$$x_{ij} = X_j \cdot \sum_{s=1}^{m} \sum_{k=1}^{m} d_{sk}^{(i,j)} \cdot \alpha_k^{(j)} \cdot \frac{p_s^{(i)}}{p_k^{(j)}}. \qquad (21)$$

Nagu teada, esinevad kõigis tootmisharudes nn. tinglikult püsivad kulud, mille tase ja struktuur ei sõltu toodangu mahu muutustest. Seega võib neid vaadelda kui tinglikult konstantseid vabaliikmeid.

Võrrand (21) omandab sel juhul teistsuguse kuju:

$$x_{ji} = X_j \cdot \sum_{s=1}^{m} \sum_{k=1}^{m} d_{sk}^{(i,j)^x} \cdot \alpha_k^{(j)} \cdot \frac{p_s^{(i)}}{p_k^{(j)}} + c_{ij}, \qquad (21')$$

kus $d_{sk}^{(i,j)^x}$ — toote s kulunorm toote k ühiku kohta natuuras ilma tinglikult püsivate kuludeta;

c_{ij} — tootmisharu j tinglikult püsivad kulud, mis on tekkinud haru i toodangu kulutusest harus j.

Mõnedes tootmisharudes (näiteks põllumajanduses) sõltub kulunormi $d_{sk}^{(i,j)}$ tase toote k väljalaske mahust $Q_k^{(j)}$, s. o.

$$d_{sk}^{(i,j)^x} = f(Q_k^{(j)}). \qquad (21'')$$

Seega võib tootjahinna puhul tootmisharude i ja j vaheliste otseste materiaalsete seoste integraalse taseme funktsiooni kujutada üldkujul järgmiselt:

$$x_{ij} = F\left[X_j, f(Q_k^{(j)}), \alpha_k^{(j)}, \frac{p_s^{(i)}}{p_k^{(j)}}\right] + c_{ij}. \qquad (21''')$$

Võrrand (21‴) peegeldab tootmisharude seoste integraalse taseme analüütilise mudeli üldkuju, mis võib olla lähtealuseks konkreetsete tootmisharude materiaalsete seoste integraalse taseme võrrandite väljatöötamisel ja analüüsimisel tootjahinna puhul.

2. Tarbijahind

Tarbijahind kujutab endast toote hinda tarbija seisukohalt, s. o. hinda, milles toimub toote tegelik tarbimine. Järelikult koosneb tarbijahind tootjahinnast ja neist täiendavatest ringluskuludest, mis kehtiva hinnakujundamise korra kohaselt tarbija

tasub üle tootjahinna [6]. Tarbijate asukohast, vahendajate (hulgi- ja jaeorganisatsioonide) arvust jms. sõltuvalt võib sama toote tarbijatel olla erinev tarbijahind.

Järgnevalt analüüsime tarbijahinna olemust ja kasutamist ning vaatleme tema seoseid tootjahinnaga.

Olgu:

$p_s^{(i)}$ — tootmisharu *i* toote *s* tootjahind;

$v_{sj}^{(i)}$ — täiendavad ringluskulud, mis tarbijal *j* tuleb kanda lisaks haru *i* toote *s* tootjahinnale;

$t_{sj}^{(i)}$ — tootmisharu *i* toote *s* tarbijahind tarbija *j* puhul.

Toote *s* tarbijahind tarbija *j* puhul

$$t_{sj}^{(i)} = p_s^{(i)} + v_{sj}^{(i)}. \tag{22}$$

Haru *i* toote *s* toodangu maksumus tarbijahinnas $T_s^{(i)}$ arvutatakse järgmiselt.

1. Tarbija kulude seisukohalt, s. o. toodangu jaotuse kaudu:

$$T_s^{(i)} = \sum_{j=1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot t_{sj}^{(i)}. \text{ [7]} \tag{23}$$

Jooksva tootliku tarbimise ja lõpliku tarbimise eraldamisel

$$T_s^{(i)} = \sum_{j=1}^{n} Q_{sj}^{(i)} \cdot t_{sj}^{(i)} + \sum_{j=n+1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot t_{sj}^{(i)}. \text{ [7]} \tag{23'}$$

Võrrandid (23) ja (23′) väljendavad sisuliselt toote *s* **tarbimisbilanssi.**

2. Toote *s* tarbimisbilansi saab arvutada ka tootjahinnas väljendatud toodangu maksumuse ja tarbijate täiendavate ringluskulude (lisaks tootjahinnale) põhjal. Selleks tuleb asendada võrrandis (23) $t_{sj}^{(i)}$ võrrandiga (22):

$$T_s^{(i)} = \sum_{j=1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)} + \sum_{j=1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}^{(i)}, \tag{24}$$

---

[6] Jaehinnas soetatavate toodete ringluskulud koosnevad hulgi- ja jaekaubanduse juurdehindlusest, mis sisaldub jaehinnas. Kui tarbija ostab tooteid hulgihinnas (tootlikud ja põhiline osa ühiskondliku sfääri tarbijaid), moodustavad täiendavad ringluskulud tarbijate poolt varustus-turustusorganisatsioonide vahenduse, transpordi ja laadimisoperatsioonide eest lisaks hulgihinnale tasutud summadest. Mõningate põllumajandussaaduste tarbijahinnaks on tootlike tarbijate korral nn. arvestushinnad, sest vahed arvestushinna ja tegeliku sisseostuhinna vahel reguleeritakse riigieelarve kaudu.

[7] $Q_{sj}^{(i)}$, *n* ja *r* kohta vt. võrrandite (1), (2), (2′) tähistuste selgitust.

kus võrrandi (2) järgi

$$\sum_{j=1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)} = X_s^{(i)}.$$

Seega toote s toodangu maksumus tarbijahinnas

$$T_s^{(i)} = X_s^{(i)} + \sum_{j=1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}. \tag{25}$$

Tähistame tarbija j poolt kulutatud haru i toodangu maksumuse tarbijahinnas üldkujul Z_{ij}. Seega kujutab Z_{ij} endast tarbija j poolt kulutatud tootmisharu i kõigi tooteliikide s maksumuste summat tarbijahinnas:

$$Z_{ij} = \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot t_{sj}^{(i)}. \tag{26}$$

Kui $t_{sj}^{(i)}$ asendada võrrandiga (22), siis

$$Z_{ij} = \sum_{s=1}^{m} Q_{sj} \cdot p_s^{(i)} + \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}^{(i)}, \tag{26'}$$

kus vastavalt võrrandile (7)

$$\sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot p_s^{(i)} = x_{ij}.$$

Seega

$$Z_{ij} = x_{ij} + \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}^{(i)}, \tag{26''}$$

mis näitab, et **tarbija j poolt kulutatud tootmisharu i toodangu maksumus tarbijahinnas Z_{ij} koosneb vastavast tarbimisest tootjahinnas ning tarbija j täiendavatest ringluskuludest lisaks tootjahinnale.**

Järelikult väljenduvad bilansilised seosed tootmisharu i toodangu maksumuse T_i ja selle jaotuse vahel tarbijahinnas, kui lähtuda võrrandeis (8) ja (8′) toodud põhimõtetest, üldkujul järgmiselt:

$$T_i = \sum_{j=1}^{r} Z_{ij}. \tag{27}$$

Jooksva tootliku ja lõpliku tarbimise eraldamisel

$$T_i = \sum_{j=1}^{n} Z_{ij} + \sum_{j=n+1}^{r} Z_{ij}. \qquad (27')$$

Asendame võrrandis (27) Z_{ij} võrranditega (26) ja (26″). Esimesel juhul

$$T_i = \sum_{j=1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot t_{sj}^{(i)} \qquad (28)$$

ja teisel juhul

$$T_i = \sum_{j=1}^{r} x_{ij} + \sum_{j=1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}^{(i)}. \qquad (28')$$

Võrrandi (8) põhjal $\sum_{j=1}^{r} x_{ij} = X_i$. Seega

$$T_i = X_i + \sum_{j=1}^{r} \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}^{(i)}. \qquad (28'')$$

Eeltoodust järeldub, et tarbijahinnas koostatud tootmise ja tarbimise maatriksbilanss, kus on ühendatud kõigi tootmisharude tarbimisbilansid:

a) **koosneb rahvamajanduse materiaalsest koondbilansist ja täiendavate ringluskulude (lisaks tootjahinnale) koondbilansist;**

b) **võimaldab kindlaks teha ja kompleksselt analüüsida lõpliku tarbimise reaalset struktuuri ning seostada seda rahvatulu jaotuse ja ümberjaotusega;**

c) **võimaldab kompleksselt analüüsida tootmisharude toodangu omahinna (hinna) kujunemist;**

d) **iseloomustab kehtivatest tootjate ja tarbijate vahelistest kaubalis-rahalistest suhetest tulenevaid tootmisharude seoseid;**

e) **vajab üleminekuks tarbijahinnas koostatud bilansilt tootjahinnas koostatud bilansile ja vastupidi täiendavat informatsiooni tarbija *j* poolt tootmisharu *i* toodangu soetamisel tehtud täiendavate ringluskulude (lisaks tootjahinnale) kohta.**

Lõpuks analüüsime tarbijahinnas arvutatud otsekulude koefitsienti b_{ij}:

$$b_{ij} = \frac{Z_{ij}}{T_j}. \qquad (29)$$

Asendame Z_{ij} võrrandiga (26″) ja T_j võrrandiga (28″):

$$b_{ij} = \frac{x_{ij} + \sum_{s=1}^{m} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}^{(i)}}{X_j + \sum_{s=1}^{m} \sum_{j=1}^{r} Q_{sj}^{(i)} \cdot v_{sj}^{(i)}}. \qquad (29')$$

Kui võrrandi (29′) lugejas tarbija j poolt tootmisharu i toodangu kohta tehtud täiendavad ringluskulud (lisaks tootjahinnale) tähistada v_{ij} ja nimetajas tootmisharu j toodangu kõigi tarbijate puhul tehtavad täiendavad ringluskulud kokku V_j, siis

$$b_{ij} = \frac{x_{ij} + v_{ij}}{X_j + V_j}. \qquad (29'')$$

Tarbijahinnas ja tootjahinnas arvutatud otsekulude koefitsientide vahe

$$b_{ij} - a_{ij} = \frac{x_{ij} + v_{ij}}{X_j + V_j} - \frac{x_{ij}}{X_j}, \qquad (30)$$

kust

$$b_{ij} = a_{ij} + \frac{v_{ij} \cdot X_j - x_{ij} \cdot V_j}{X_j \cdot (X_j + V_j)}. \qquad (31)$$

Võrrand (31) võimaldab tootjahinnas koostatud bilansi andmetel arvutatud otsekulude koefitsiendilt üle minna tarbijahinnas väljendatud otsekulude koefitsiendile.

Üleminek tarbijahinnas koostatud bilansi põhjal arvutatud otsekulude koefitsientidelt tootjahinnas väljendatud otsekulude koefitsiendile on võimalik järgmiselt:

$$a_{ij} = b_{ij} + \frac{v_{ij} \cdot T_j - V_j \cdot z_{ij}}{T_j - V_j}. \qquad (32)$$

Võrrandite (32) ja (31) võrdlemisel selgub, et üleminekuks vajalik täiendav informatsioon lisaks antud bilansis juba sisalduvale informatsioonile on mõlemal juhul sama. Selleks on v_{ij} — tarbija j poolt tootmisharu i toodangu soetamisel tehtud täiendavad ringluskulud (lisaks tootjahinnale).

Э. Линнакс

Об оценке продукции и производственных затрат в межотраслевом балансе Эстонской ССР

Резюме

В статье анализируется сущность и взаимосвязь двух принципов оценки продукции и затрат (в ценах производителей и в ценах потребителей), применяемых при составлении межотраслевых балансов республики.

Важное значение имеет изучение возможностей перехода с межотраслевого баланса, составленного в ценах потребителей, на баланс в ценах производителей. Для такого перехода требуется дополнительная информация о заготовительных и транспортных затратах сверх цен производителей у всех отраслей-потребителей в разрезе отраслей-поставщиков.

В конце статьи рассмотрен вопрос об увязке коэффициентов прямых затрат в ценах производителей с соответствующими коэффициентами в ценах потребителей и приводятся формулы перерасчета.

E. Linnaks

About Estimates on Production and Production Costs in the Input-Output Balance of the Estonian SSR

Summary

This article analyses the nature and relationship of the two principles of estimating production and production costs. The Input-Output Balance of the republic is drawn up applying producers' and consumers' prices.

Of great significance is the research into the problem whether it is possible to compute the Input-Output Balance drawn up at consumers' prices into the balance at producers' prices. For this purpose it is necessary to obtain additional information on initial and transport costs regarding all producers and consumers (initial and transport costs are partly included in producers' prices).

The problem of the relation between coefficients of direct costs at producers' prices and corresponding coefficients at consumers' prices has also been dealt with. The formulae for computations have been provided.

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

E. Linnaks

EESTI NSV ARUANDELISE TOOTMISE JA TARBIMISE MAATRIKSBILANSI KOOSTAMISE ALGORITMID

Eesti NSV aruandelise maatriksbilansi koostamine jaguneb kaheks etapiks.

1. Ettevalmistustööd: bilansi koostamise eesmärgi püstitamine, tootmis- ja mittetootmisharude, mittemateriaalsete kulude ja puhastulu klassifikatsiooni väljatöötamine, lähteinformatsiooni kogumise ja läbitöötamise meetodite, bilansi koostamise tähtaegade jms. kindlaksmääramine.

2. Lähteinformatsiooni kogumiseks kõiksete ja valikvaatluste organiseerimine ja läbiviimine: vaatluste mahu ja vaatlusüksuste kindlaksmääramine, vaatlusplankide (aruandevormide) koostamine, vaatluse teostamine ning kogutud informatsiooni töötlemine.

Bilansi koostamiseks vajaliku lähteinformatsiooni võime jaotada 3 põhirühma.

1. Bilansi I ja III kvadrandi lähteinformatsioon, mis kogutakse kolmes osas:

a) tootmisharude tootmiskulude struktuuri kohta — mittekõikse vaatluse meetodil [1];

b) toodangu maksumus tootmisharude lõikes — kõikse vaatlusena;

c) sisseveo maht ja struktuur tootmisharude lõikes — kõikse vaatlusena.

2. Bilansi II kvadrandi lähteinformatsioon. Lõpliku tarbimise komponentide struktuuri kindlakstegemiseks kogutakse lähteinformatsiooni nii kõikse kui ka mittekõikse vaatluse teel.

3. Mitmesugune täiendav analüütiline informatsioon. Siia kuulub näiteks täiendava informatsiooni kogumine ringluskulude kohta tarbijahinnas koostatud bilansilt tootjahinnas esitatud bilansile üleminekul; informatsioon statistikaharude tootmiskulude struktuuri kohta jne.

---

[1] Tööstuse ja ehituse puhul kasutatakse põhimassi vaatlust; kaubanduse, põllumajanduse jt. harude korral aga väljavõttelist vaatlust.

Kogutud informatsiooni läbitöötamise ning maatriksbilansi koostamise ja analüüsiga seotud arvutustööde maht on suur. Raali kasutamine sel eesmärgil nõuab aga kogutava lähteinformatsiooni ja selle töötlemise eelnevat matemaatilist kirjeldamist, s. o. vastavate algoritmide koostamist.

1. Lähteinformatsioon puhasharude tootmiskulude kohta

Mittekõikse vaatlusega haaratud tootmisettevõtted esitavad Eesti NSV Statistika Keskvalitsusele puhasharu printsiibil[2] koostatud tootmiskulude aruanded. Aruanne kujutab endast maatriksit, mille veeruindeksid tähistavad vaadeldava ettevõtte tootmisharusid, reaindeksid aga kululiike. Seejuures on materiaalsete kulude puhul kululiigid moodustatud tarbitud materjalide tootmisharulise kuuluvuse järgi.

Eesti NSV 1966. a. aruandelise maatriksbilansi tootmisharude klassifikatsioon baseerus vastaval üleliidulisel klassifikatsioonil. Vabariigi spetsiifikast lähtudes tuli aga mitmed üleliidulised tootmisharud täiendavalt liigendada tooterühmadeks.

Nii üleliidulise kui ka vabariigi maatriksbilansi jaoks lähteinformatsiooni saamiseks esitatakse tootmisharu *j* tootmiskulud:

a) kui vabariigi bilansis haru *j* ei liigendata — aruande ühes veerus kokku haru *j* kohta; veeruindeksiks on siis haru *j* indeks:

b) kui vabariigi bilansis haru *j* liigendatakse tooterühmadeks, haru *j* kohta koondinformatsiooni ei anta, vaid aruande eri veergudes tuuakse eraldi haru *j* iga tooterühma *k* tootmiskulud; veeruindeks on sel juhul haru *j* tooterühma *k* indeks *jk*.

Tooterühmadeks jaotamist kasutatakse ka materiaalsete kululiikide puhul. Kui tootmisharu *i* toodangu kulutus liigendatakse täiendavalt tooterühmade *s* lõikes, näidatakse aruandes eraldi ridadel:

a) tootmisharu *i* toodangu kulutus kokku;

b) sealhulgas kulud tootmisharu *i* üksikute tooterühmade *s* järgi.

---

[2] Riiklikes statistikaorganeis kasutatakse käesoleval ajal tööstusharude toodangu mahu kindlakstegemiseks ettevõtte-haru printsiipi, mille kohaselt tööstusettevõtte toodang tervikuna loetakse profileeriva haru toodanguks, hoolimata selle tegelikust koostisest. Sel põhimõttel moodustatud tootmisharusid nimetatakse sageli **statistikaharudeks.** Ka meie kasutame seda terminit samas tähenduses.

Toodangu mahu leidmiseks **puhasharude** lõikes tuleb kõigi tööstusettevõtete toodang jaotada tootmisharulise tunnuse järgi ja vastavalt summeerida. Seega võib mingi statistikaharu toodang koosneda mitmete puhasharude toodangust ja vastupidi — puhasharu toodang aga statistikaharude toodangust.

Esimesel juhul on reaindeks haru i indeks, teisel juhul aga haru i tooterühma s indeks is.

Ettevõtte aruandes esitati kuni viie tähtsama puhta tootmisharu (tooterühma) tootmiskulude struktuur. Seejuures on tootmiskulude nomenklatuur (reaindeksid) kõigis vaadeldavates tootmisharudes ühesugune (trükitud vaatlusplangile) [3].

Seega erinevad ettevõtete aruanded (bilansi lähteinformatsiooni maatriksid) üksteisest veeruindeksite poolest. See hõlbustab tunduvalt kogutud informatsiooni töötlemist.

Antud maatriksi kõigi elementide üldtunnusteks on:
E — ettevõtte indeks;
H — statistikaharu indeks;
A — ametkonna indeks;
Θ — omandivormi indeks.

Maatriksi elemente tähistame järgmiselt:

Z_{ij} — tootmisharu i toodangu kulutus haru j toodangu valmistamiseks tarbijahinnas ($i, j = 1, 2, \ldots, n$);
$Z_{i,jk}$ — tootmisharu i toodangu kulutus haru j tooterühma k valmistamiseks tarbijahinnas ($k = 1, 2, \ldots, m$);
$z_{is,j}$ — tootmisharu i tooterühma s kulutus haru j toodangu valmistamiseks tarbijahinnas ($s = 1, 2, \ldots, u$);
$z_{is,jk}$ — tootmisharu i tooterühma s kulutus haru j tooterühma k valmistamiseks tarbijahinnas;
Z_j — haru j toodangu maksumus kehtivates ettevõtte hulgihindades;
Z_{jk} — haru j tooterühma k toodangu maksumus kehtivates ettevõtte hulgihindades.

Mingi elemendi viimisel väljapoole antud informatsioonimaatriksit tuleb temal säilitada maatriksi üldtunnused. Seega näiteks z_{ij} tuleks esitada kujul $z_{ij}^{(E, H, A, \Theta)}$. Kui E igale väärtusele vastava tunnuste A, H ja Θ väärtused fikseeritakse eelnevalt ning säilitatakse arvutis püsivinformatsioonina, võime $z_{ij}^{(E, H, A, \Theta)}$ anda lühendatult $z_{ij}^{(E)}$.

2. Tootmiskulude kohta mittekõikse vaatluse teel kogutud informatsiooni töötlemise põhimõtted

Lähteinformatsioni maatriksite põhjal tuleb esmalt teha kokkuvõtted puhasharude (tooterühmade) lõikes. Selleks on vaja summeerida kõigi maatriksite ühesuguste indeksitega ele-

[3] Maatriksi elementide z_{ij} väärtuseks on seega alternatiivselt kas $z_{ij} = 0$ või $z_{ij} > 0$.

mendid. Et maatriksites on kõigi veergude reaindeksite nomenklatuur ja järjestus sama, võib antud juhul maatriksite vastavate elementide summeerimist vaadelda sama veeruindeksiga veeruvektorite summeerimisena.

$$\begin{vmatrix} z_{1j}^{(1)} \\ z_{2j}^{(1)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j^{(1)} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} z_{1j}^{(2)} \\ z_{2j}^{(2)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j^{(2)} \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} z_{1j}^{(E)} \\ z_{2j}^{(E)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j^{(E)} \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} z_{1j}^{(N)} \\ z_{2j}^{(N)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j^{(N)} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} z_{1j}^{*} \\ z_{2j}^{*} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j^{*} \end{vmatrix} \quad (1)$$

kus E — ettevõtte šifr (E = 1, 2, . . . , N);

z_{1j}^*, z_{2j}^* — lähteinformatsiooni koondmaatriksi elemendid.

Tulemusena saadakse lähteinformatsiooni koondmaatriks Z^* puhasharude (tooterühmade) lõikes [4];

$$Z^* = \begin{vmatrix} z_{11}^* & z_{12}^* \cdots & z_{1j}^* & \cdots z_{1,jk}^* & \cdots z_{1n}^* \\ z_{21}^* & z_{22}^* \cdots & z_{2j}^* & \cdots z_{2,jk}^* & \cdots z_{2n}^* \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ Z_1^* & Z_2^* \cdots & Z_j^* & \cdots Z_{jk}^* & \cdots z_n^* \end{vmatrix} \quad (2)$$

Mittekõikse vaatluse tulemuste laiendamine üldkogumile võib toimuda otseselt või laiendamiskogumi kaudu. [5] Viimasel juhul tuleb eelnevalt teha kindlaks puhasharude (tooterühmade) laiendamiskogumid ja nende struktuur.

Puhasharu (tooterühma) laiendamiskogumi struktuuri (laiendamisvektori) saab leida kahel viisil:

---

[4] Selle maatriksi element Z_j^* (Z_{jk}^*), mis kujutab endast puhasharu *j* (*jk*) toodangu maksumust kõigis mittekõikse vaatlusega haaratud ettevõtetes, on haru *j* väljavõtukogumiks.

[5] Haru *j* laiendamiskogum kujutab endast antud juhul harus *j* vaatlusega haaramata toodangu mahtu.

Mittekõikse vaatluse tulemuste laiendamist laiendamiskogumi kaudu kasutatakse peamiselt tööstuse ja ehituse puhul. Representatiivsuse tagamiseks on siin mõningatel juhtudel otstarbekas teha suunatud laiendamist. Selleks jaotatakse haru *j* laiendamiskogum üleliigilisteks allkogumiteks, milledele kasutatakse erinevat laiendamise baasi (haru *j* väljavõtukogumi keskmist kulude struktuuri, harru *j* kuuluva toodangu kulude struktuuri mingis ettevõttes jne.).

a) mittekõikse vaatluse andmetel arvutatud haru (tooterühma) tootmiskulude struktuurikoefitsientide põhjal;

b) laiendamiskogumi ja väljavõtukogumi suhte põhjal.

Vaatleme arvutuste käiku punktis a märgitud juhul. Lähteinformatsiooni koondmaatriksi Z^* põhjal arvutatakse puhasharu j tootmiskulude keskmised struktuurikoefitsiendid:

$$c^*_{ij} = \frac{z^*_{ij}}{Z^*_j}. \tag{3}$$

Kui laiendamise baasiks kasutatakse harru j kuuluva toodangu kulude struktuuri ettevõttes E, leitakse tootmiskulude struktuurikoefitsendid ettevõtte E lähteinformatsiooni maatriksi põhjal:

$$c^{(E)}_{ij} = \frac{z^{(E)}_{ij}}{Z^{(E)}_j}. \tag{4}$$

Analoogiliselt arvutatakse tootmiskulude struktuurikoefitsiendid ka tooterühma jk kohta.

Laiendamiskogumi suurus määratakse autonoomselt [6].

Laiendamiskogumi elemente tähistame järgmiselt:

a) kui laiendamise baasiks võetakse väljavõtukogumi tootmiskulude keskmine struktuur, on laiendamiskogumi tähistuseks: [7]

puhasharu puhul — ΔZ_j;

tooterühma puhul — ΔZ_{jk};

b) kui laiendamise baasiks võetakse ettevõtte E ($E = 1, 2, \ldots, N$) tootmiskulude struktuur, siis laiendamiskogumit tähistatakse:

puhasharu puhul — $\Delta Z^{(E)}_j$.

tooterühma puhul — $\Delta Z^{(E)}_{jk}$;

Laiendamiskogumi struktuuri (laiendamisvektori) leidmiseks tuleb laiendamiskogum skalaarselt korrutada laiendamise baasiks võetud tootmiskulude struktuurikoefitsentide vektoriga.

Laiendamisvektori arvutamine:

a) laiendamise baasiks on väljavõtukogumi põhjal saadud tootmisharu j tootmiskulude keskmine struktuur

---

[6] Selleks tehakse kõikse vaatluse põhjal kindlaks toodangu üldmaht kehtivates ettevõtte hulgihindades kõikide puhasharude ja tooterühmade lõikes Haru laiendamiskogumi saamiseks tuleb haru üldkogumist lahutada haru väljavõtukogum. Analoogiliselt leitakse ka tooterühma laiendamiskogum.

[7] Et tagada hiljem nõutavates lõigetes kokkuvõtete tegemist, tuleb töösituses puhasharude laiendamiskogumid kindlaks määrata statistikaharude ja ametkondade lõikes.

$$\Delta Z_j \cdot \begin{vmatrix} c^*_{1j} \\ c^*_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 1 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \Delta z_{1j} \\ \Delta z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_j \end{vmatrix} \tag{5}$$

b) laiendamise baasiks on mingi ettevõtte puhasharu toctmiskulude struktuur

$$\Delta Z_j^{(E)} \cdot \begin{vmatrix} c^{(E)}_{1j} \\ c^{(E)}_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 1 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \Delta z^{(E)}_{1j} \\ \Delta z^{(E)}_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z^{(E)}_j \end{vmatrix} \tag{6}$$

Analoogiliselt arvutatakse laiendamisvektorid ka tooterühmade *jk* kohta.

Laiendamiskogumi ja laiendamise baasiks võetud väljavõtukogumi suhtest lähtudes on arvutuste käik aga järgmine:

a) leiame laiendamiskogumi ΔZ_j (ΔZ_{jk}) ja vastava väljavõtukogumi Z^*_j (Z^*_{jk}) suhte δ_j (δ_{jk}):

$$\delta_j = = \frac{\Delta Z_j}{Z^*_j} \quad \text{ehk} \quad \delta_{jk} = = \frac{\Delta Z_{jk}}{Z^*_{jk}}; \tag{7}$$

b) laiendamiskogumi ΔZ_j (ΔZ_{jk}) struktuuri (laiendamisvektori) leidmiseks korrutame koefitsiendiga δ_j (δ_{jk}) laiendamise baasiks võetud väljavõtukogumi struktuurivektori kõiki elemente (skaalari korrutis vektoriga):

$$\delta_j \cdot \begin{vmatrix} z^*_{1j} \\ z^*_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z^*_j \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \Delta z_{1j} \\ \Delta z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_j \end{vmatrix} \tag{8}$$

Analoogiliselt arvutatakse ka ΔZ_{jk} struktuur (tootmisharu *jk* laiendamisvektor).

Kui laiendamise baasiks on mingi ettevõtte puhasharu (tooterühma) tootmiskulude struktuur, on valemil (8) järgmine kuju:

$$\delta_j^{(E)} \cdot \begin{vmatrix} z_{1j}^{(E)} \\ z_{2j}^{(E)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j^{(E)} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \Delta z_{1j}^{(E)} \\ \Delta z_{2j}^{(E)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_j^{(E)} \end{vmatrix} \qquad (9)$$

Puhasharu *j* üldkogumi struktuuri (üldvektori) leidmiseks tuleb lähteinformatsiooni koondmaatriksi vastavale vektorile liita võrrandite (5) ja (6) või (8) ja (9) järgi arvutatud tootmisharu *j* laiendamisvektorid:

$$\begin{vmatrix} z_{1j}^* \\ z_{2j}^* \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j^* \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \Delta z_{1j} \\ \Delta z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_j \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \Delta z_{1j}^{(1)} \\ \Delta z_{2j}^{(1)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_j^{(1)} \end{vmatrix} + \cdots + \begin{vmatrix} \Delta z_{1j}^{(E)} \\ \Delta z_{2j}^{(E)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_j^{(E)} \end{vmatrix} + \cdots + \begin{vmatrix} \Delta z_{1j}^{(N)} \\ \Delta z_{2j}^{(N)} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_j^{(N)} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} z_{1j} \\ z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j \end{vmatrix} \qquad (10)^8$$

Analoogiliselt arvutatakse ka tooterühma *jk* toodangu üldvektor.

Nagu eespool märgitud, võib puhasharude üldkogumi struktuuri arvutada ka otseselt. Sel juhul saab kasutada võrrandeid (8) ja (9). Erinevuseks on ainult see, et δ_j (δ_{jk}) kujutaks endast sel juhul üldkogumi Z_j (Z_{jk}) suhet väljavõtukogumisse Z_j^* (Z_{jk}^*).

Võrrandi (10) järgi arvutatud puhasharude (tooterühmade) üldvektorid moodustavad tootmissfääri tootmiskulude maatriksi Z:

---

[8] Võrrand (10) puhul eeldatakse, et haru *j* laiendamiskogum jaotatakse mitmeks osaks ja igale osale kasutatakse erinevat laiendamise baasi. Nagu märgitud, võib haru *j* laiendamiskogumi eri osade laiendamise baasiks olla ka haru *j* toodangu tootmiskulude struktuur erinevates ettevõtetes.

$$Z = \begin{vmatrix} z_{11} & z_{12} \ldots z_{1j} \ldots z_{1,jk} \ldots z_{1n} \\ z_{21} & z_{22} \ldots z_{2j} \ldots z_{2,jk} \ldots z_{2n} \\ \cdot & \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot & \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot & \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ Z_1 & Z_2 \ldots Z_j \ldots Z_{jk} \ldots Z_n \end{vmatrix} \tag{11}$$

Järgnevalt ühendatakse maatriksis (11) tootmisharu j kõigi tooterühmade jk vektorid vastavaks puhtaks tootmisharuks j:

$$\begin{vmatrix} z_{1,j1} \\ z_{2,j1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_{j1} \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} z_{1,j1} \\ z_{2,j2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_{j2} \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} z_{1,j1} \\ z_{2,jk} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_{jk} \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} z_{1,jm} \\ z_{2,jm} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_{jm} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} z_{1j} \\ z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j \end{vmatrix} \tag{12}$$

Niisugused arvutused tuleb teha kõigi harude kohta, mis jagunevad tooterühmadeks.

Tulemusena saame tootmissfääri tootmiskulude maatriksi puhaste tootmisharude lõikes:

$$Z = \begin{vmatrix} z_{11} & z_{12} \ldots\ldots z_{1j} \ldots\ldots z_{1n} \\ z_{21} & z_{22} \ldots\ldots z_{2j} \ldots\ldots z_{2n} \\ \cdot & \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot & \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot & \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ Z_1 & Z_2 \ldots\ldots Z_j \ldots\ldots Z_n \end{vmatrix} \tag{13}$$

Selle maatriksi veeruvektorite summerimine annab vektori, mis iseloomustab kogu vabariigi tootmissfääri jooksvate tootmiskulude struktuuri:

$$\begin{vmatrix} z_{11} \\ z_{11} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_1 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} z_{12} \\ z_{22} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_2 \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} z_{1j} \\ z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_j \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} z_{1n} \\ z_{2n} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^{n} z_{1j} \\ \sum_{j=1}^{n} z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{j=1}^{n} Z_j \end{vmatrix} \qquad (14)$$

3. Lõpliku tarbimise lähteinformatsioon ja selle töötlemine

Lõpliku tarbimise elementide kohta kogutakse informatsiooni (tarbijahinnas) põhiliselt kõikse vaatluse meetodil. Selliselt tehakse kindlaks kapitaalmahutuste ja kapitaalremondi, käibefondide muutuse, väljaveo, isikliku tarbimise ning muu lõpliku tarbimise maht ja struktuur.

Valikvaatlust kasutatakse ainult ühiskondliku tarbimise liikide struktuuri kindlaksmääramiseks.

Ühiskondliku tarbimise liikide üldkogumi struktuuri arvutamiseks võib kasutada eeltoodud tootmiskulude lähteinformatsiooni töötlemise metoodikat.

Tähistagu haru i toodangu kasutamist lõpliku tarbimise harus j Y_{ij}. Lõpliku tarbimise maatriksi veeruvektorite summeerimisel saame vektori, mis iseloomustab lõpliku tarbimise struktuuri vabariigis:

$$\begin{vmatrix} Y_{11} \\ Y_{21} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_{n1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} Y_{12} \\ Y_{22} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_{n2} \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} Y_{1j} \\ Y_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_{nj} \end{vmatrix} + \ldots + \begin{vmatrix} Y_{1m} \\ Y_{2m} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_{nm} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^{m} Y_{1j} \\ \sum_{j=1}^{m} Y_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{j=1}^{m} Y_{nj} \end{vmatrix} \qquad (15)$$

4. Puhasharude toodangu hindamine tootjahinnas ja tarbijahinnas

Tootmissfääri tootmiskulude maatriksis (13) tuuakse küll puhasharu j tootmiskulude elemendid z_{ij} tarbijahinnas, kuid haru j toodang on hinnatud ettevõtte hulgihinnas Z_j.

Haru j toodangu mahu arvutamiseks tootjahinnas X_j tuleb toodangu maksumusele ettevõtte hulgihinnas Z_j lisada toodetud käibemaks [9] s_j:

$$X_j = Z_j + s_j \tag{16}$$

ja tooterühmades jk vastavalt

$$X_{jk} = Z_{jk} + s_{jk}. \tag{16'}$$

Haru j toodangu maht tarbijahinnas võrdub selle tootjahinna X_j ja haru j toodangu tarbijate poolt üle tootjahinna tasutud ringluskulude V_j summaga [9], s. o.

$$T_j = X_j + V_j. \tag{17}$$

Tootjahinnas väljendatud toodangu mahu võib esitada ka vektorina X, toodetud käibemaksu vektorina s, ettevõtte hulgihinnas väljendatud toodangu mahu vektorina Z, täiendavad ringluskulud vektorina V ja toodangu mahu tarbijahinnas vektorina T.

Vastavalt võrrandile (16):

$$\begin{vmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ X_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} Z_1 \\ Z_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Z_n \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} s_1 \\ s_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ s_n \end{vmatrix} \tag{18}$$

Võrrandi (17) võib kirjutada kujul:

$$\begin{vmatrix} T_1 \\ T_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ T_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ X_n \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} V_1 \\ V_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ V_n \end{vmatrix} \tag{19}$$

---

[9] Toodetud käibemaksu ja tarbijate poolt lisaks tootjahinnale tasutud ringluskulude suurus harus j (tooterühmas jk) tehakse kindlaks eriarvestusega.

5. Rahvamajanduse materiaalsete ressursside ja nende jaotuse esialgsed kokkuvõtted. Kokkuvõtete korrigeerimine

Järgmiseks tuleb koostada esialgsed kokkuvõtted vabariigi ressursside ja nende jaotuse (kasutamise) kohta. Ühtlasi on vaja puhasharude lõikes selgitada esialgsed vahed ressursside üldsuuruse ja nende jaotuse üldmahu vahel. Niisugused vahed võivad tekkida järgmiste põhjuste tõttu:

a) suur osa lähteinformatsioonist on kogutud mittekõikse vaatlusega;

b) lähteinformatsioon ressursside ja nende jaotuse kohta on saadud erinevatest allikatest;

c) ettevõtete arvestussüsteem pole kohandatud maatriksbilansi koostamise seisukohast vajaliku informatsiooni kogumiseks ja läbitöötamiseks, mistõttu esineb registreerimisvigu;

d) lähteinformatsiooni maatriksites ja esialgsetes kokkuvõtetes esinevad sellised jaotamata komplekskirjed nagu tootmisvälised kulud ja ringluskulud üle tootjahinna; ka muude rahaliste kulude hulgas esinevad mõningad materiaalsed kulud, mis kõik jaotatakse hiljem eriarvestuste alusel.

Vabariigi materiaalsed ressursid moodustuvad vabariigi omatoodangu ja sisseveo arvel. Omatoodangu (tarbijahinnas) vektor arvutatakse võrrandi (19) põhjal. Sisseveo vektor S saadakse täieliku vaatluse tulemusena. Seega leitakse ressursside vektor R järgmiselt:

$$\begin{vmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ R_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} T_1 \\ T_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ T_n \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} S_1 \\ S_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ S_n \end{vmatrix} \qquad (20)$$

Ressursse kasutatakse:

a) materiaalse tootmise sfääris jooksvaks tootlikuks tarbimiseks;

b) lõplikuks tarbimiseks.

Jooksva tootliku tarbimise koondvektor arvutatakse võrrandi (14) järgi, lõpliku tarbimise koondvektor aga võrrandi (15) põhjal. Ressursside esialgse jaotuse kokkuvõtte vektor P saadakse järgmiselt:

$$\begin{vmatrix} P_1 \\ P_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ P_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^{m} z_{1j} \\ \sum_{j=1}^{n} z_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{j=1}^{n} Z_{nj} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^{m} Y_{1j} \\ \sum_{j=1}^{m} Y_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{j=1}^{m} Y_{nj} \end{vmatrix} \tag{21}$$

Vahed ressursside ja nende esialgse jaotuse vahel $\pm H$ (plussmärk — ressursid on suuremad, miinusmärk — ressursid on väiksemad) tehakse kindlaks järgmiselt:

$$\begin{vmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ R_n \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} P_1 \\ P_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ P_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \pm H_1 \\ \pm H_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm H_n \end{vmatrix} \tag{22}$$

Tekkinud vahesid (sealhulgas ka neid, mis tulenevad jaotamata tootmisvälistest kuludest ja täiendavatest ringluskuludest ning muude rahaliste kulude hulgas esinevatest materiaalsetest kuludest) tuleb analüüsida ja selgitada nende kuuluvus.

Nagu Eesti NSV aruandeliste tootmise ja tarbimise maatriksbilanside koostamise kogemused näitasid, õnnestub põhiosa neist vahedest likvideerida, s. o. jaotada nad lõplike tarbijate või tarbijate-puhasharude vahel. Registreerimis- ja laiendamisvigadest tingitud vahed, mida pole võimalik jaotada, näidatakse bilansi tasakaalustamiseks II kvadrandis erilahtris «Jaotamata summad».

Esialgsete vahede jaotamine tootjate ja tarbijate järgi toimub järgmiselt.

1. Eksperthinnangutega tehakse kindlaks vahede kuuluvus, s. o. näidatakse summad, mille võrra tuleb bilansimaatriksi elementi z_{ij} või Y_{ij} korrigeerida.

Seejuures tuleb silmas pidada, et bilansi elemendi z_{ij} muutmine muudab automaatselt ka veeru j kokkuvõtet. Kui aga veeru j kokkuvõte — toodangu maht T_j — on lõplik suurus (ei kuulu korrigeerimisele), tuleb bilansi elemendi z_{ij} muutmist tasakaalustada veeru j mõne teise elemendi muutmisega, kuid vastupidise märgiga. Sellega muutub sisuliselt haru j esialgne

kulude struktuur. Kui muudetakse veerus j real $i \pm k$ asuvat maatriksi elementi $z_{i \pm k, j}$, muutub ka bilansi rea $i \pm k$ kokkuvõte ($P_{i \pm k}$) ja jaotamata summade suurus ($H_{i \pm k}$).

Harus j muude rahaliste kulude, tootmisväliste kulude ja täiendavate ringluskulude jaotamisel tuleb bilansi tasakaalu tagamiseks samaaegselt kustutada ka vastavas summas haru j komplekskulusid.

2. Bilansi elementide z_{ij} ja Y_{ij} korrektiive tähistatakse

$$\pm \Delta' z_{ij}\ ^{10} \text{ ja } \pm \Delta' Y_{ij}.$$

Esialgse bilansimaatriksi elementide z_{ij} ja Y_{ij} korrigeerimine toimub üldkujul järgmiselt:

$$z_{ij} \pm \Delta' z_{ij} = z'_{ij} \tag{23}$$

ja

$$Y_{ij} \pm \Delta' Y_{ij} = Y'_{ij}.$$

3. Toodangu jaotusse viiakse sisse korrigeeriv vektor J, kus esitatakse lõplikult jaotamata summad. Selle vektori elemendid on plussmärgiga, kui ressursid ületavad jaotuse, ja miinusmärgiga, kus jaotus ületab ressursid. Vektori J arvutamiseks tuleb vektorist H lahutada bilansis tehtud korrektiivide kokkuvõtete vektorid:

$$\begin{vmatrix} \pm J_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm J_i \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm J_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \pm H_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm H_i \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm H_n \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} \pm \sum_{j=1}^{n} \Delta' z_{1j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm \sum_{j=1}^{n} \Delta' z_{ij} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm \sum_{j=1}^{n} \Delta' z_{nj} \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} \pm \sum_{j=1}^{m} \Delta' Y_{1j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm \sum_{j=1}^{m} \Delta' Y_{ij} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm \sum_{j=1}^{m} \Delta' Y_{nj} \end{vmatrix} \tag{23}$$

Et saada ressursside jaotuse kokkuvõtte vektor P' lõplikul kujul, tuleb korrigeeritud jooksva tootliku tarbimise kokkuvõtte vektorile liita lõpliku tarbimise kokkuvõte ja jaotamata summade vektorid:

---

[10] Et tagada hiljem kokkuvõtete tegemine ka statistikaharude ja ametkondade lõikes, tuleb juhul, kui korrigeerimissumma jaguneb mitme statistikaharu või ametkonna vahel, näidata need summad eraldi, s. o. $\pm \Delta' z_{ij}$ (H, A).

$$\begin{vmatrix} P'_1 \\ P'_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ P'_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^{n} z'_{1j} \\ \sum_{j=1}^{n} z'_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{j=1}^{n} z'_{nj} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^{m} Y'_{1j} \\ \sum_{j=1}^{m} Y'_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{j=1}^{m} Y'_{nj} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \pm J_1 \\ \pm J_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm J_n \end{vmatrix} \tag{24}$$

6. Puhasharude lõpptoodangu, puhastoodangu ja materiaalsete kulude arvutamine

Lõpptoodang kujutab endast lõpliku tarbimise ja sisseveo saldot. Lõpptoodangu vektori L arvutamisel on vaja arvestada ka vektoris J toodud jaotamata summasid. Seega

$$\begin{vmatrix} L_1 \\ L_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ L_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sum_{j=1}^{m} Y'_{1j} \\ \sum_{j=1}^{m} Y'_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{j=1}^{m} Y'_{nj} \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} S_1 \\ S_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ S_n \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \pm J_1 \\ \pm J_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \pm J_n \end{vmatrix} \tag{25}$$

Puhastoodang koosneb kahest põhikomponendist: vajalikust produktist (kõik töötasu liigid) ja lisaproduktist (sotsiaalkindlustuseraldised, riiklike ettevõtete kasum, käibemaks, muud rahalised kulud, kolhooside ja kooperatiivide puhastulu ning elanikkonna puhastulu abimajanditest). Informatsioon nende komponentide kohta on täielikult olemas tootmisharude lõikes

$$\begin{vmatrix} C_1 \\ C_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ C_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} D_1 \\ D_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ D_n \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} G_1 \\ G_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ G_n \end{vmatrix}$$

(lähteinformatsioon + laiendamised). Harude puhastoodangu vektor C saadakse eelpool märgitud kahe komponendi (vajaliku produkti vektori D ja lisaprodukti vektori G) lõikes, vt. lk. 72.

Edasi tehakse kindlaks tootmisharude materiaalsed kulud. Selleks tuleb antud harus tarbitud toodangu maksumusele $\sum_{i=1}^{n} z'_{ij}$ lisada amortisatsioonieraldised $\bar{a}$ või haru toodangu maksumusest T lahutada puhastoodang C. Seega materiaalsete kulude vektor M:

$$\begin{vmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ M_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sum_{i=1}^{n} z'_{i1} \\ \sum_{i=1}^{n} z'_{i2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{i=1}^{n} z'_{in} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \bar{a}_1 \\ \bar{a}_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \bar{a}_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} T_1 \\ T_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ T_n \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} C_i \\ C_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ C_n \end{vmatrix} \qquad (28)$$

7. Korrigeeritud tootmise ja tarbimise maatriksbilansi koostamine

Bilansi lõpliku variandi koostamiseks kasutatakse järgmist informatsiooni:

a) korrigeeritud maatriksi elemente z'_{ij} ja Y'_{ij};

b) sisseveo vektorit S;

c) puhasharude toodangu tarbijahinna vektorit T ja käibemaksu vektorit s;

d) lõpptoodangu vektorit L;

e) puhastoodangu vektorit C, vajaliku produkti ja lisaprodukti vektoreid D ja G;

f) puhasharude materiaalsete kulude vektorit M;

g) materiaalsete tootmisharude lõikes tehtud osakokkuvõtteid materiaalsete kulude liikide ja puhastoodangu elementide järgi (aluseks on bilansi tootmisharude klassifikatsioonis ettenähtud alljaotused).

Et kogu eelmärgitud informatsioon on ressursside ja nende jaotuse seisukohalt eelnevalt täielikult tasakaalustatud, võib arvuti maatriksbilansi välja trükkida vastavalt vajadusele kas ühtse bilansitabelina või bilansi üksikute osade (klassifikatsiooni alljaotuste, üksikute veeru- või reavektorite jne.) lõikes.

Э. Линнакс

Алгоритмы составления отчетного межотраслевого баланса ЭССР

Резюме

Расчеты по составлению отчетного межотраслевого баланса ЭССР будут переведены на ЭВМ. Это требует разработки алгоритмов по всем этапам сводных расчетов, а также по распространению результатов выборок.

Для облегчения описания содерыания работ и программирования информационные бланки рассматриваются как информационные матрицы, а работы по группировке, сводке и перегруппировке данных — как действия над векторами, состаящими из стандартного количества элементов.

В статье детально рассмотрены также такие вопросы, как включение в информационную матрицу в дополнение к отраслям общесоюзной классификации подотраслей (групп продуктов) для отражения специфики республики; перевод показателя объема продукции в цены потребителя; распределение некоторых статьей комплексных затрат (внепроизводственные расходы и прочие затраты в информационных матрицах не расшифрованы по чистым отраслям).

E. Linnaks

Algorithms for Drawing up the Input-Output Balance of the Estonian SSR

Summary

Estimates for drawing up the Input-Output Balance of the Estonian SSR will make by electronic computers. To summarize estimates and generalize sample surveys algorithms have to be elaborated.

Ta facilitate the task of describing the essence of operations and programming, information blanks are considered as information matrices, and operations that involve grouping, summarizing and regrouping data as vectors.

Much attention has been given to such problems as the entry of sub-branches (group items) in information matrices. Their entry, in addition to the branches of all-Union classification, serves the purpose of reflecting specific features of the republic. No less noteworthy are such problems as the computation of production volume figures into consumers' prices, and the division of certain aggregate costs included in information matrices but not deciphered according to branches.

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

F. Sallo («Eesti Tööstusprojekt»), J. Toomaspoeg (TPI)

ELEKTRIENERGIAGA VARUSTATUSE JA TÖÖVILJAKUSE VAHELISI SEOSEID EESTI NSV TÖÖSTUSES

Rahvamajanduse arendamise keskseks probleemiks on ühiskondliku tootmise efektiivsuse pidev ja igakülgne suurendamine. Viimastel aastatel on vabariigis esinenud selles osas siiski mõningaid pidurdavaid nähtusi. Nii kahanes tööstustoodangu juurdekasvu tempo 11,4 protsendilt 1956.—1960. aastail 9,9 protsendile 1961.—1965. aastail. Aeglustus ka tööviljakuse kasv, mis aastail 1956—1960 oli keskmiselt 8,7 protsenti aastas, kuid järgneval viiel aastal langes 5,1 protsendini.

Kui arvestada vabariigi niigi piiratud tööjõuressursse, on tööviljakuse kasvu pidurdumine tõsiselt häirivaks signaaliks.

Tööviljakuse kasvu üheks tähtsamaks eeltingimuseks on töö järjest suurenev varustamine energiaga elektrifitseerimise teel ning selle baasil seadmete, tehnoloogia ja tootmise organiseerimise täiustamine, eriti tootmisprotsesside mehhaniseerimine ja järjest täielikum automatiseerimine.

Täielikuks elektrifitseerimiseks on Eesti NSV-s energiatööstuse arendamise tulemusena head eeldused. Möödunud seitseaastaku viimasel, 1965. aastal toodeti vabariigis 7,1 mljr. *kWh* elektrienergiat ehk 5550 *kWh* ühe elaniku kohta. Sellega edestati kõiki teisi liiduvabariike ja suuremat osa arenenud kapitalistlikke maid.

Elektrienergia tootmisel saavutatud tase ja dünaamika ei anna siiski veel alust vabariigi tööstuse elektrifitseerimise olukorra sisuliseks hindamiseks ja tööviljakuse kasvutempo prognoosimiseks eeloleval perioodil. Elektrifitseerimise süvendamiseks peab elektrienergia t a r b i m i s e kasvutempo ennetama tööstuse kogutoodangu kasvutempo. Tööviljakuse tõstmine tööstuses eeldab omakorda töö elektrienergiaga varustatuse (edaspidi töö elektrivarustatuse) süstemaatilist kasvu.

Elektrienergia tarbimise ja tööstustoodangu kasvutempode vahekorda iseloomustab elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsient

Tabel 1

Tööstuse kogutoodangu ja elektrienergia tarbimise indeksid ning elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsiendid Eesti NSV-s ja NSV Liidus aastail 1940—1965 * (baasaasta 1940)

Aasta ja periood	Eesti NSV tööstus			NSV Liidu tööstus		
	Elektrienergia tarbimise indeks	Tööstuse kogutoodangu indeks	Ennetuskoefitsient	Elektrienergia tarbimise indeks	Tööstuse kogutoodangu indeks	Ennetuskoefitsient
1940	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1945	0,49	0,73	0,67	0,90	0,92	0,98
1946	0,68	1,21	0,56	0,96	0,77	1,25
1947	0,86	1,66	0,52	1,11	0,93	1,19
1948	1,11	2,29	0,48	1,34	1,18	1,14
1949	1,49	2,77	0,54	1,61	1,41	1,14
1950	2,03	3,42	0,59	1,90	1,73	1,10
1951	2,41	4,13	0,58	2,18	3,02	1,08
1952	3,10	4,73	0,66	2,50	2,25	1,11
1953	3,34	5,27	0,63	2,86	2,52	1,14
1954	3,92	5,99	0,65	3,19	2,85	1,12
1955	4,28	6,70	0,64	3,58	3,20	1,12
1956	4,73	7,51	0,63	3,99	3,54	1,13
1957	5,20	8,44	0,62	4,34	3,90	1,11
1958	5,50	9,26	0,59	4,84	4,30	1,13
1959	5,95	10,33	0,58	5,45	4,79	1,14
1960	6,32	11,38	0,56	5,98	5,24	1,14
1961	7,12	12,43	0,57	6,68	5,72	1,17
1962	8,16	13,63	0,60	7,53	6,27	1,20
1963	8,88	15,00	0,59	8,29	6,78	1,23
1964	9,74	16,23	0,60	9,16	7,28	1,26
1965	10,47	17,46	0,60	10,07	7,91	1,27
I. 1940—1948 Baasaasta 1940 Vaadeldav aasta 1948	1,11	2,29	0,49	1,34	1,18	1,14
II. 1949—1954 Baasaasta 1948 Vaadeldav aasta 1954	3,52	2,62	1,35	2,38	2,42	0,98
III. 1955—1960 Baasaasta 1954 Vaadeldav aasta 1960	1,62	1,89	0,86	1,88	1,84	1,02
IV. 1961—1965 Baasaasta 1960 Vaadeldav aasta 1965	1,66	1,53	1,08	1,68	1,51	1,11

* Eesti NSV ja NSV Liidu statistika keskvalitsuste ning Eesti NSV OSÜRK-i andmete alusel.

$$K_e = \frac{I_e}{I_t},$$

kus I_e — elektrienergia tarbimise indeks;
I_t — tööstustoodangu indeks.

Elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsiendi selgitamisel Eesti NSV tingimustes on alljärgnevas silmas peetud elektrienergia tootmise ja tööstusliku tarbimise spetsiifikat. [1]

Kuidas elektrienergia tarbimise senine areng Eesti NSV tööstuses tervikuna (üksikuid tööstusharusid eraldi analüüsimata) on taganud tehnilise progressi ja kogutoodangu kasvu, seda iseloomustab tabel 1.

Tabelist 1 selgub, et 1965. aastal oli Eesti NSV tööstuse kogutoodang 1940. aasta kogutoodangust 17,46 korda kõrgem. Elektrienergia tarbimine tööstuses suurenes samal ajal 10,47 korda. Seega oli elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsient vabariigi tööstuses 1965. aastal 1940. aastaga võrreldes 0,6.

NSV Liidus oli samal ajal tööstuse elektrienergia tarbimise kasvutempo kiirem kui tööstuse kogutoodangu kasvutempo. Elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsient oli 1965. aastal 1940. aastaga võrreldes 1,27, seega kaks korda suurem kui Eesti NSV tööstuses.

Kui arvestada, et Eesti NSV tööstuses elektrienergia tarbivate mahukate tootmisprotsesside ja suhteliselt madala elektrienergia tarbimisega protsesside erikaal üldises tarbimises NSV Liidu tööstusega võrreldes nimetamisväärselt ei erine, võime elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsiente mõlemal juhul võrrelda.

Tabel 1 järgi iseloomustab ajavahemikku 1940—1948 Eesti NSV-s elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsiendi pidev langemine. Sõjast tingitud suured purustused elektrijaamades ja tööstuse elektrimajanduses põhjustasid elektrienergia kasvutempo mahajäämise tööstuse kogutoodangu kasvutempost. Tegemist oli taastamisperioodiga, mille lõpuaastal (1948) ulatus

---

[1] Eesti NSV-s toodetud elektrienergiast antakse suur osa (1965. aastal 62%) teistele energiasüsteemidele. Kehtiv statistiline aruandlus arvestab vabariigi tööstuse tarbimise hulka ka selle elektrienergia, mis kulutati väljapoole antava elektrienergia tootmiseks. 1965. aastal tarbis Eesti NSV tööstus 1,399 mljr. *kWh* elektrienergiat (ilma elektrijaamade omatarbeta). Samal aastal tarvitati väljapoole vabariiki antava elektrienergia tootmiseks 0,495 mljr. *kWh*. Kui arvestada viimase suhteliselt suurt kogust, mille arvamine vabariigi tööstuse kontosse tegelikku olukorda mõnevõrra moonutab (näiliselt parandab), on teistele energiasüsteemidele üleantud elektrienergia tootmiseks kulutatud elektrienergia (elektrijaamade omatarve) vabariigi tööstuse tarbimisest edaspidi maha arvatud. Ka ei ole väljapoole antud elektrienergia arvatud vabariigi kogutoodangusse.

tarbitud elektrienergia kogus sõjaeelse tasemeni. Sel ajavahemikul tööstuse elektrifitseerimise tase ei tõusnud.

Järgmist perioodi (1949—1954) iseloomustab tööstuse kogutoodangu kiire tõus (2,62 korda). Veelgi suurem oli neil aastatel elektrienergia tarbimise kasv, mille tulemusena elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsient suurenes 1954. aastal, 1948. aastaga võrreldes 1,35-ni. Tarbimise kiiret kasvu põhjustas elektrimahukate tööstusharude (kütteainete ja põlevkivitöötlemise tööstus, tselluloosi- ja paberitööstus) eelisarendamine.

Aastail 1955—1960 tööstuse kogutoodangu kasvutempo langeb, veelgi rohkem väheneb aga elektrienergia tarbimise näitaja. Sel perioodil arenesid suhteliselt kiiremini väiksema elektrimahukusega tööstusharud, nagu masinaehitus ja metallitöötlemine ning kerge- ja toiduainetetööstus. Seetõttu oli ennetuskoefitsient 1960. aastal 1955. aastaga võrreldes ainult 0,86.

Tööstustoodangu edasise kiire kasvu tagamine ainuüksi tööstuse laiendamise (tööliste arvu kasvu) teel muutus 1959.—1960. aastast alates raskeks. Eesti NSV tööstuse ette kerkis tungiv vajadus uute efektiivsemate masinate järele, kuid selleks tuli elektrifitseerimise taset tõsta.

Olukord muutus ajavahemikul 1961—1965. Tabel 1 andmetel kasvas elektrienergia tarbimine neil aastail eelmise perioodiga võrreldes kiiremini. Elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsient tõusis 1965. aastal 1960. aastaga võrreldes 1,08-ni. Tööstuse kogutoodangu indeksi langus jätkus ka sel perioodil, kuid juba aeglasemalt.

NSV Liidu tööstuses tervikuna oli elektrienergia tarbimise ennetuskoefitsient enamikul etappidel suurem kui üks (vt. tab. 1.). Kuigi sõjajärgsetel aastatel esines teatav vähenemine, võib 1951. aastast alates täheldada pidevat tõusu, mis 1960. aastani oli minimaalne, kuid edaspidi kasvas kiiresti. Elektrienergia tarbimise suurem kasvutempo, võrreldes tööstuse kogutoodangu kasvutempoga, oli tingitud teataval määral sellest, et elektrimahukad tootmisharud arenesid NSV Liidus kiiremini kui Eesti NSV-s. Samal ajal tuleb arvestada ka tootmisprotsesside mehhaniseerimise ja automatiseerimise kiiremat arengut.

Vahe Eesti NSV ja kogu NSV Liidu tööstuse elektrienergia tarbimise keskmiste ennetuskoefitsientide vahel pole eriti suur, kuid seda suurem on vastavate näitajate kvalitatiivne erinevus. 1945. aastast peale kuni vaadeldava perioodi lõpuni oli töö elektrivarustatus Eesti NSV-s madalam kui NSV Liidus tervikuna. Siit võib järeldada, et tööstustoodangu kasv saavutati Eesti NSV-s põhiliselt tootmise laiendamise ja tööprotsessi ratsionaalsema organiseerimise arvel. Uute seadmete rakendamine elektrifitseerimise süvendamise teel oli väiksema osatähtsusega kui NSV Liidu tööstuses tervikuna.

Järgnevalt vaatleme töö elektrivarustuse olukorda vabariigi tööstuses, s. o. ühe tööstustöölise kohta tarvitatud elektrienergia kogust ja selle dünaamikat. Tööstuses tarvitatud elektrienergia hulka arvame ka tehnoloogiliseks tarbeks kulutatud elektrienergia ja elektrijaamade omatarbe.[2]

Töö elektrivarustatust väljendab suhe

$$E = \frac{W}{n},$$

kus W — tööstuse aastane elektrienergia tarbimine, kWh;
n — tööstustööliste arv.

Tabel 2

Töö elektrivarustatus Eesti NSV-s ja NSV Liidu aastatel 1940—1965 *

Aasta	Eesti NSV		NSV Liit	
	Töö elektrivarustatus, kWh	Töö elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)	Töö elektrivarustatus, kWh	Töö elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)
1940	2240	1,00	4180	1,00
1945	1660	0,74	4330	1,04
1946	1780	0,80		
1947	2100	0,94		
1948	2390	1,07		
1949	2930	1,31		
1950	3840	1,72	5820	1,39
1951	4510	2,01		
1952	5780	2,58	6960	1,67
1953	6190	2,76	7530	1,80
1954	6100	2,72		
1955	6260	2,79	8690	2,08
1956	6400	2,86	9080	2,17
1957	6710	3,00	9550	2,28
1958	7010	3,13	10320	2,47
1959	7390	3,25	11260	2,69
1960	7210	3,22	11170	2,67
1961	7550	3,37	11860	2,84
1962	8300	3,70	12940	3,10
1963	8650	3,86	13860	3,32
1964	9170	4,09	14830	3,55
1965	9530	4,26	15750	3,77

* Eesti NSV ja NSV Liidu statistika keskvalitsuste andmete alusel.

[2] Vt. märkus lk. 77.

Kokkuvõtlikud andmed töö elektrivarustuse kohta vabariigis on esitatud tabelis 2, kusjuures võrdluseks on toodud NSV Liidu vastavad andmed.

Nagu tabelist 2 nähtub, kasvas töö elektrivarustatus vabariigi tööstuses kiiresti ja ületas 1965. aastal 1940. aasta taseme 4,26-kordselt.[3] Elektrivarustatuse dünaamikat iseloomustab pidev kasv, välja arvatud otseselt sõjajärgsed aastad, millal mõjusid veel okupatsiooniperioodist ja sõjategevusest tingitud tegurid.

Mis puutub elektrivarustatuse absoluutsesse suurusse, siis moodustas see 1940. aastal ainult 54% NSV Liidu tööstuse vastavast tasemest. Alates 1949. aastast suurenes vabariigi tööstustööliste elektrivarustatus märgatavalt, kuid kiirest tõusust hoolimata ei saavutanud 1965. aastaks veel NSV Liidu tööstuse keskmist taset. Kui arvestada ka Eesti NSV elektrijaamade kogu omatarve siinse tööstuse tarbimisele lisaks (summaarne varustatus 12 480 *kWh*), kasutati 1965. aastal vabariigis ühe tööstustöölise kohta vaid 79,4% elektrienergiast, mida kasutas üks tööstustööline NSV Liidus keskmiselt. Mahajäämus on seda ilmekam, et võrdlus põhineb NSV Liidu tööstuse keskmisel, mitte aga mõne tööstuslikult hästi arenenud piirkonna vastaval suurusel. Samal ajal kuulub Eesti NSV NSV Liidu kõrgelt industrialiseeritud piirkondade hulka. Võrreldes Eesti NSV tööstuse töö elektrivarustatuse taset enamarenenud kapitalistlike riikide vastava näitajaga, selgub, et näiteks Ameerika Ühendriikides saavutati vabariigi praegune tase juba 1946. aastal.

Võib arvata, et töö elektrivarustatuse madalam tase Eesti NSV tööstuses, võrreldes NSV Liidu keskmisega, on tingitud ühelt poolt tööstuse struktuurilisest erinevusest ja elektrimahukate tootmisprotsesside väiksemast erikaalust. Täpsemate andmete saamiseks oleks vaja seda küsimust uurida tööstusharuti. Teiselt poolt tuleb põhjusi otsida tootmisprotsesside aeglases mehhaniseerimises ja automatiseerimises, elektrienergia tagasihoidlikus kasutamises tehnoloogiliseks tarbeks ning töötingimuste parandamiseks (tööstusventilatsioon, valgustus, õhu konditsioneerimine jne.). Eriti puudulikult on mehhaniseeritud abitööd. See on üheks põhjuseks, miks abitöölised moodustavad vabariigis ligi poole tööliste üldarvust. Ka mitmes uues suurettevõttes, nagu Lenini ordenit omavas kombinaadis «Kreenholmi Manufaktuur», tehases «Volta» ja kondiitrivabrikus

---

[3] Kui arvestada tööstuse elektrienergia tarbimise hulka ka väljapoole Eesti NSV-d antud elektrienergia tootmiseks kulutatud elektrienergia, oli elektrivarustatus 1965. aastal 12 480 *kWh* ja kasv 1949. aastaga võrreldes 5,57-kordne. Nende arvude kohandamine vabariigi tööstuse kui tervikuga moonutaks aga tegelikku olukorda (vt. märkus lk. 77).

«Kalev», on abitööliste osatähtsus tööliste üldarvust suur (1964. aastal vastavalt 33, 48,3 ja 26,7%.[4]

Efektiivsemate tehnoloogiliste protsesside kasutuselevõttu ning automatiseerimist ja mehhaniseerimist takistab kahtlemata ka vabariigi tööstuse ebaküllaldane kontsentratsioon. Näiliselt heatasemelise, kuid sisuliselt administratiivse iseloomuga kontsentratsiooni tõttu paikneb suur osa vabariigi tööstusettevõtteid üksikute tsehhide ja jaoskondade näol hajutatult üle vabariigi.[5] Töö elektrivarustatus on madal just neis tööstusharudes, kus valitseb suur territoriaalne killustatus. Olulist osa etendab ka ülesseatud võimsuste ebarahuldav kasutamine. Märkimist väärib veel asjaolu, et elektrienergia tööstuslik tariif on «Eesti Energia» süsteemis püsinud seni kõrgem kui naabritel, Leningradi ja Läti energiasüsteemi piirkonnas,[6] mistõttu elektrifitseeritud tootmislõikude ekspluatatsioonikulu on siin kõrgem.

Töö tegelik elektrivarustatus, mis näitab küll keskmiselt kulutatud elektrienergia kogust ühe töölise kohta aastas, ei iseloomusta veel tema käsutuses olevaid võimalusi töö elektrienergiaga varustamiseks ja tööviljakuse tõstmiseks. Vabariigi tööstuse tööviljakuse tõstmise reservidest täielikuma ülevaate saamiseks tuleb seepärast uurida ka töö potentsiaalset elektrivarustatust.

Viimast väljendab seos

$$P = \frac{N}{n},$$

kus N — tööstuses ülesseatud elektrimootorite ja aparaatide võimsus (kW);
n — tööstustööliste arv.

Järelikult näitab töö potentsiaalne elektrivarustatus elektriseadmete võimsust ühe tööstustöölise kohta.

Võrdlevad andmed Eesti NSV ja kogu NSV Liidu tööstuse töö potentsiaalse elektrivarustatuse kohta on esitatud tabelis 3.

Tabel 3 järgi on Eesti NSV-s tööstustöölise potentsiaalne elektrivarustatus ajavahemikul 1940—1965 rohkem kui kuuekordistunud, kuid jäi ka 1965. aastal NSV Liidu 1962. aasta keskmisest tasemest maha. Veelgi tähelepanuväärsem on see, et vabariigi tööstuses kasvas töö elektrivarustatus aeglasemalt kui töö potentsiaalne elektrivarustatus. Samal ajal oli NSV Liidu

---

[4] A. Veimer. Eesti NSV tööstuse arenemine seitseaastakul. Tallinn 1967, lk. 50.

[5] Eesti NSV TA Majanduse Instituut. Tootmise kontsentreerimine ja paigutamine mõnedes Eesti NSV tööstusharudes. Tallinn 1967, lk. 45, 68 ja 98.

[6] Enne 1. juulit 1967.

Tabel 3

Töö potentsiaalse elektrivarustatuse ja töö elektrivarustatuse indeksid Eesti NSV ja NSV Liidu tööstuses aastatel 1940—1965 *

Aasta	Eesti NSV			NSV Liit		
	Töö potentsiaalne elektrivarustatus, *kW*	Töö potentsiaalse elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)	Töö elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)	Töö potentsiaalne elektrivarustatus, *kW*	Töö potentsiaalse elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)	Töö elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)
1940	0,81	1,00	1,00	1,96	1,00	1,00
1945	0,66	0,81	0,74			
1950	1,77	2,19	1,72	2,80	1,43	1,39
1955	2,45	3,02	2,79	3,88	1,98	2,08
1960	3,31	4,08	3,22	4,59	2,34	2,67
1961	3,61	4,46	3,37	4,86	2,48	2,84
1962	4,18	5,16	3,70	5,34	2,73	3,10
1963	4,48	5,53	3,86			
1964	4,52	5,58	4,09			
1965	4,94	6,10	4,26			

* Tabel on koostatud NSV Liidu ja Eesti NSV statistika keskvalitsuste andmete alusel. Vt. märkus lk. 77.

tööstuses olukord vastupidine: 1962. aastal ületas töö elektrivarustatuse kasvutempo töö potentsiaalse elektrivarustatuse vastava suuruse 1,14-kordselt.

See viitab asjaolule, et NSV Liidu tööstuses kasutati elektriseadmeid 1,5 korda intensiivsemalt kui vabariigi tööstuses. Siit järeldub, et Eesti NSV tööstuses leidub põhifondide kasutamise efektiivsuse tõstmiseks veel suuri sisemisi reserve.

Töö energiaga varustamise põhieesmärgiks on tootmise intensiivistamine ja tööviljakuse tõstmine. Seetõttu pakub huvi töö elektrivarustatuse ja tööviljakuse vaheline seos. Viimast iseloomustab töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient

$$K_{tv} = \frac{I_{tev}}{I_{tv}},$$

kus I_{tev} — töö elektrivarustatuse indeks;
I_{tv} — tööviljakuse indeks.

Ülevaatlikud andmed töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsiendi suurust määravate tegurite kohta on toodud tabelis 4.

Tabel 4

Töö elektrivarustatuse ja tööviljakuse indeksid ja ennetuskoefitsiendid Eesti NSV ning NSV Liidu tööstuses aastatel 1940—1965 *

Aasta						
	Töö elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)	Tööviljakuse indeks (baasaasta 1940)	Töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient	Töö elektrivarustatuse indeks (baasaasta 1940)	Tööviljakuse indeks (baasaasta 1940)	Töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient
1940	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1945	0,74	1,09	0,68	1,04	1,14	0,91
1946	0,80				0,87	
1947	0,94					
1948	1,07					
1949	1,31					
1950	1,72	2,55	0,68	1,39	1,37	1,02
1953	2,76	3,09	0,89	1,80	1,71	1,05
1954	2,72	3,37	0,81		1,83	
1955	2,79	3,71	0,75	2,08	1,98	1,05
1956	2,86	4,07	0,70	2,17	2,12	1,02
1957	3,00	4,44	0,68	2,28	2,26	1,01
1958	3,13	4,82	0,65	2,47	2,40	
1959	3,25	5,26	0,62	2,69	2,56	1,05
1960	3,22	5,59	0,58	2,67	2,70	0,99
1961	3,37	5,78	0,58	2,84	2,82	1.01
1962	3,70	6,11	0,61	3,10	2.98	1,04
1963	3,86	6,47	0,60	3,32	3,14	1.06
1964	4,09	6,78	0,61	3,55	3.25	1.09
1965	4,26	7,09	0,60	3,77	3,42	1,10

* Tabeli koostamisel on kasutatud NSV Liidu ja Eesti NSV statistika keskvalitsuste andmeid. Vt. märkus lk. 77.

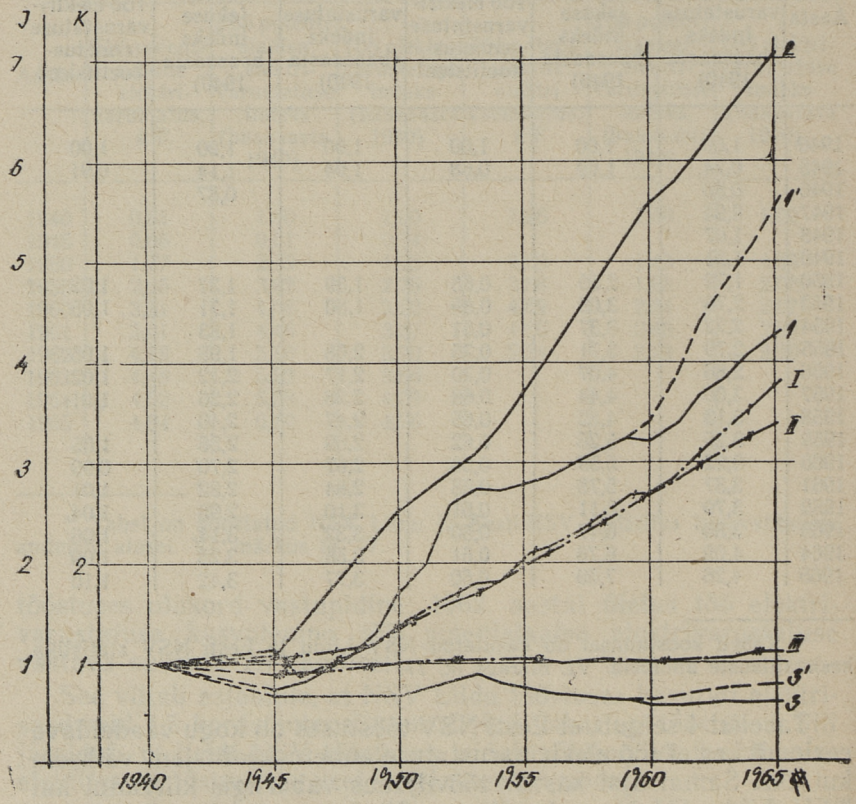
Tabelist 4 selgub, et Eesti NSV tööstuses oli kogu vaadeldava perioodi kestel töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient väiksem kui üks. Samal ajal kasvas tööviljakus vabariigis kiiremini kui NSV Liidu tööstuses tervikuna. Siinjuures tuleb märkida, et aastail 1950—1958 kasvas tööstuslik tootmine Eesti NSV-s 70% tööviljakuse tõusu arvel ja 30% tööliste arvu suurenemise teel.

Tööviljakuse tõusu, töö elektrivarustatuse ja töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsiendi muutumist illustreerib joonis 1. Nagu jooniselt näha, kasvas tööviljakus vabariigi tööstuses sõjajärgsel perioodil (1945—1965) praktiliselt ühesuguse tempoga. Samal ajal esineb aga töö elektrivarustatuses kolm iseloomulikku perioodi:

1) aastad 1945—1953, millal esialgu, kuni 1950. aastani, ennetuskoefitsient püsis samal tasemel, kuid saavutas siis 1953. aastal suurima väärtuse (0,89);

2) ennetuskoefitsiendi langemine aastail 1953—1959 (kuni 0,62);

3) edasine langemine aastail 1959—1961 minimaalse väärtuseni (0,58), millest alates kuni 1965. aastani järgnes uus tõus (0,60—0,61).



Joonis 1. Töö elektrivarustatuse ja tööviljakuse indeksid ning töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient Eesti NSV ja NSV Liidu tööstuses aastail 1940—1965 (baasaasta 1940)

1 — töö elektrivarustatuse indeks ENSV-s.
1′ — töö elektrivarustatuse indeks ENSV-s (elektrijaamade omatarve arvestab elektrienergia tootmist ka välistarbijatele).
2 — tööviljakuse indeks ENSV-s.
3 — töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient ENSV-s.
3′ — töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient ENSV-s (elektrijaamade omatarve arvestab elektrienergia tootmist ka välistarbijatele).
I — töö elektrivarustatuse indeks NSVL-s.
II — tööviljakuse indeks NSVL-s.
III — töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient NSVL-s.

Viimane tõus, mille tulemusena töö elektrivarustatuse ennetuskoefitsient tõusis 0,79-ni, kui arvestada kogu elektrijaamade omatarve täiel määral vabariigi tööstuse elektrienergia tarbimise hulka (vt. graafik 3 joonisel), oli tingitud eeskätt energiatööstuse forsseeritud arendamisest.

Pidades silmas töö elektrivarustatuse tegelikku kulgu ja vastava ennetuskoefitsiendi väiksust, võib järeldada, et tööviljakuse kiire kasvu saavutamisel ei olnud töö elektrivarustatusel määravat tähtsust.

Vastupidine olukord valitses NSV Liidu tööstuses tervikuna (vt. tab. 4). Kui mitte arvestada otseseid sõjajärgseid aastaid, ennetas siin töö elektrivarustatuse kasvutempo tööviljakuse kasvutempo, kusjuures vastav ennetuskoefitsient oli pidevalt suurem kui üks. On põhjust arvata, et sellel perioodil, eriti viimastel aastatel, on elektrienergia rakendamine avaldanud tunduvat mõju NSV Liidu tööstuse tööviljakuse kasvule.

Et Eesti NSV tööstuses oli töö elektrienergiaga varustatuse ennetuskoefitsient pidevalt väiksem kui üks, tuleb tööviljakuse kasv vabariigis kirjutada tootmise parema organiseerimise, tööliste kvalifikatsiooni tõstmise, töökultuuri parandamise jt. tegurite arvele. Olulist mõju on avaldanud ka olemasolevate tootmisvõimsuste ratsionaalsem ja intensiivsem kasutamine ning 1950-ndail aastatel alanud tootmise kontsentreerimine.

Tööprotsesside mehhaniseerimine ja uute seadmete rakendamine on Eesti NSV-s nähtavasti toimunud väiksemal määral kui NSV Liidu tööstuses tervikuna, mistõttu nende mõju tööviljakuse kasvule vabariigi tööstuses pole senini olnud märkimisväärse tähtsusega. Vaadeldud perioodil võeti mitmes tööstusharus kasutusele uusi tööpinke ja masinaid ning alustati esimeste vooluliinide monteerimisega. Viimaste arv oli aga 1960-ndate aastate algul vabariigis veel niivõrd väike, et nende mõjust tegelikult rääkida ei saa. Suur osa töömahukaid protsesse, eriti abitöid, oli 1960. aastal ja on ka praegu alles mehhaniseerimata.

Kokkuvõte

Käesolevas artiklis on toodud võrdlevad andmed Eesti NSV ja NSV Liidu tööstuse elektrivarustatuse ning elektrienergia tarbimise kasvutempo ja taseme kohta. Analüüs näitab, et vabariigi tööstuses ei ole käesoleval ajal veel saavutatud küllaldast elektrifitseerimise absoluutset taset ja töö elektrivarustatuse süvendamise tempot. Mittetäielik elektrifitseerimine, s. t. vähene energia juurdevool tööprotsessi toob endaga varem või hiljem kaasa toodangu juurdekasvu aeglustumise, tööviljakuse kasvu-

tempo pidurdumise ning mitteküllaldase rentaabluse. Toodud materjalid kinnitavad, et Eesti NSV tööstuses on tööviljakuse tõstmiseks veel suuri kasutamata reserve.

Eesti NSV tööstuse elektrifitseerimisnäitajate selgitamise kõrval on edaspidi vaja uurida toodangu ja tööviljakuse ning töö elektrivarustatuse seoseid tööstusharuti ning teaduslike planeerimismeetodite rakendamiseks välja töötada elektrifitseerimise optimaalse taseme näitajad.

Ф. Салло, Ю. Тоомаспоег

О связях между электровооруженностью и производительностью труда в промышленности Эстонской ССР

Резюме

Материалы, приведенные в данной статье, содержат сравнительные данные о темпах роста и об уровне электровооруженности и потребления электроэнергии в промышленности Эстонской ССР и в промышленности Советского Союза в целом. Анализ показывает, что в промышленности республики в настоящее время еще не достигнут достаточный абсолютный уровень электрификации, а также темпы роста электровооруженности труда.

Неполная электрификация, т. е. недостаточное снабжение процесса труда энергией рано или поздно приведет к замедлению прироста продукции, торможению темпов повышения производительности труда и недостаточной рентабельности. Приведенные материалы подтверждают, что в промышленности Эстонской ССР для повышения производительности труда имеются еще большие неиспользованные резервы.

Наряду с выявлением показателей электрификации промышленности Эстонской ССР в целом существенное значение имеет дальнейшее изучение связей между продукцией, производительностью и электровооруженностью труда в отдельных отраслях промышленности, а также выработка показателей оптимального уровня электрификации для внедрения научных методов планирования.

F. Sallo, J. Toomaspoeg

About the Relationship of Power Supply and Labour Productivity in the Industry of the Estonian SSR

Summary

This article contains comparative data on the growth rate and the level of power supply and consumption of electric power in the industry of the Estonian SSR and in the industry of the Soviet Union as a whole.

According to the present analysis up to now the industry of the republic has neither attained the adequate absolute level of electrification nor the required growth rate of power supply. Incomplete electrification, i. e. inadequate supply of production processes with power will eventually slow up the output growth, decrease labour productivity and effect decline in profitability. On the basis of the collected data it may be concluded that considerable unexploited resources are still available in the republic's industry for raising labour productivity.

Apart from establishing target figures for the electrification of the republic's industry as a whole, of great importance is the further investigation of the relation between production, power supply and labour productivity in certain branches of industry. With the aim of introducing scientific methods of planning, the same applies to the study of target figures for the optimal level of electrification.

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

S. Straž

ISIKLIKU TARBIMISE MAHU JA STRUKTUURI SÕLTUVUS TULUDEST NING SELLE UURIMISE VÕTTEID

Rahva elatustaseme pideva tõusu tulemusena muutuvad tarbimise maht ja struktuur, mistõttu tarbimise seaduspärasuste uurimine omandab tootmise ja tarbimise õigete proportsioonide tagamiseks järjest suurema tähtsuse.

Seni on tarbimise statistilise uurimise valdkonnas veel vähe ära tehtud. Alles viimasel ajal on mitmed uurimisasutused asunud selle probleemi teaduslikule läbitöötamisele.

Üheks peamiseks elanikkonna tarbimist mõjutavaks teguriks on tulud. Nõukogude perekonna tulud kujunevad töötasust, stipendiumist, pensionist ja mitmesugustest muudest allikatest. Osa elanikkonna tuludest kajastub otseselt iga perekonna eelarves. Teist osa tuludest, mida elanikkond saab riigieelarvest (teatud kommunaalteenused, haridus, tervishoid jm.), perekonnatulude hulka ei arvata. Sellised tulud on aga küllaltki olulised, mida töötajate materiaalse heaolu uurimisel ei tohi jätta arvestamata. Käesolevas töös jälgitakse ainult otseselt perekonnaeelarves kajastuvate tulude mõju tarbimisele.

Tarbimise mahu ja struktuuri sõltuvust tulude suurusest on võimalik uurida Eesti NSV Statistika Keskvalitsuse perekonnabüdžettide statistika andmetel, kus informatsioon tarbimise kohta on antud tulude taseme järgi ühe perekonnaliikme kohta elanikkonna sotsiaalsete rühmade kaupa.

Tabel 1 iseloomustab tarbimise muutumise intensiivsust sõltuvalt tulude kasvust kolhoosnikute perekondades 1964. aastal.

Tabel peegeldab üksikute materiaalsete hüvede rühmade järgi kolhoosnikute perekondade tulude ja tarbimise kasvu seoseid.

Eelkõige peab märkima, et tarbimine kasvab aeglasemalt kui tulud. Seoses sellega kasvavad kiiresti hoiused.

Materiaalsetest hüvedest suureneb tulude kasvu mõjul kõige kiiremini mööbli, majapidamistarvete ja kultuurikaupade tarbimine. Nende kaupade tarbimise kasvutempo ületab tulude kasvu-

Tabel 1

Tarbimise muutumise intensiivsus sõltuvalt tulude kasvust kolhoosnikute perekondades tulukuse rühmade järgi 1964. aastal

	Tulud ühe perekonnaliikme kohta aastas (%-des, kuni 600 rbl. = 100)			
	Kuni 600 rbl.	600—900 rbl.	900—1200 rbl.	1200 rbl. ja enam
Tulud kokku	100,0	147,8	207,9	300,0
Tarbimisele määratud tulud kokku . . .	100,0	130,7	170,6	215,6
Materiaalsete hüvede isiklik tarbimine . .	100,0	131,0	170,6	211,4
sellest:				
kulud toitlustamisele	100,0	124,1	154,1	188,1
kulud riietele ja jalatsitele	100,0	143,0	211,4	209,5
mööbli ja majapidamistarvete soetamine	100,0	282,2	370,0	610,0
kulud sanitaar-hügieenilisteks tarveteks ja raviks	100,0	142,2	155,2	176,1
kulud kultuurikaupade ostmiseks . .	100,0	169,7	253,3	320,0
jalg- ja mootorrataste ning autode ostud	100,0	180,1	440,0	350,0
muud kaubalised kulud	100,0	132,9	179,9	235,9
Kultuur-elukondlikud teenused	100,0	121,5	172,7	330,0

tempo. Edasi järgneb riietusesemete tarbimise kasv, mis algul suureneb tuludega võrdselt, kuid hiljem on juba tulude kasvust väiksem. Kõige aeglasemalt kasvab aga toiduainete tarbimine. Tabelist 1 selgub, et kui tulud kasvavad 3-kordselt, suurenevad toitlustamiskulud ainult 1,9-kordselt. Seega moodustab toiduainete tarbimise kasvu intensiivsus ligikaudu ainult 60% tulude kasvust.

Tulude kasvutempo ületavad ka kultuurilis-elukordlikele teenustele ettenähtud kulutused.

Materiaalsete hüvede rühmade erinevad kasvutempod peegelduvad samuti perekondliku tarbimise struktuuris. Tabelis 2 on toodud tarbimise struktuur ühelt poolt tööliste ja teenistujate ning teiselt poolt kolhoosnikute puhul sõltuvalt tulude tasemest ühe perekonnaliikme kohta 1963. aastal. Andmed põhinevad Eesti NSV Statistika Keskvalitsuse perekonnabüdžettidel.

Tabelist nähtub, et tarbimise struktuuri muutused ja tulude suurus ühe perekonnaliikme kohta on omavahel tihedalt seotud. See väljendub kõigepealt selles, et tulude kasvuga toidukaupade osatähtsus ühe perekonnaliikme kohta väheneb. Selline seaduspärasus kehtib toidukaupade kohta tervikuna kui ka toiduainete rühmade kohta eraldi. Nii näiteks moodustas pagaritoodete ning jahu ja tangainete tarbimise osatähtsus tööliste ja teenistujate büdžettide järgi tulude rühmas 420—480 rubla aastas ühe perekonnaliikme kohta 8,7%, tulude rühmas 600—720 rubla 5,3% ja rühmas 900—1200 rubla 3,6%. Kartuli tarbimise osatähtsus oli vastavalt 4,7, 2,1 ja 1,7%. Kolhoosnikute büdžettide järgi moodustasid pagaritoodete ning jahu ja tangainete tarbimise osatähtsused vastava tulukusega rühmades 7,9, 7,3 ja 6,6%, kartuli tarbimise osatähtsus 4,6, 3,5 ja 2,9% jne.

Tabel 2

Tarbimise struktuur tulude taseme järgi ühe perekonnaliikme kohta 1963. aastal (protsentides kogutuludest)

	Tulud ühe perekonnaliikme kohta aastas rbl.					
	420—480		600—720		900—1200	
	Töölised ja teenistujad	Kolhoosnikud	Töölised ja teenistujad	Kolhoosnikud	Töölised ja teenistujad	Kolhoosnikud
Toidukaubad . .	72,4	70,1	54,4	68,0	49,6	61,9
Mittetoidukaubad	17,4	26,9	30,1	27,7	32,2	29,8
Sellest:						
riietusesemed	8,0	13,3	16,5	15,9	16,9	15,0
mööbel, majapidamistarbed ja kultuurkaubad	3,9	6,0	8,8	6,6	9,3	9,0
Mittekaubalised kulud (teenused ja hoiused)	10,2	3,0	15,5	4,3	18,2	8,3

See seaduspärasus ei kehti aga suhteliselt kallimate toidukaupade kohta, mille nõudmine tulude kasvuga tõuseb. Perekonnabüdžettide uurimine kinnitab, et näiteks kondiitritoodete ja puuvilja tarbimine ühe perekonnaliikme kohta tõuseb tulude kasvuga süstemaatiliselt.

Vastavalt sellele, kuidas kulutused toidukaupadele vähenevad, suureneb tööstuskaupade — riietusesemete ja pika kasutusajaga kaupade osatähtsus üldises tarbimises. Tööstuskaupade

tarbimise kasvu analüüs näitas, et üksikutes kaubarühmades toimub kasv diferentseeritult. Suhteliselt kiiremini suureneb pika kasutusajaga kaupade tarbimine. Kõrge on ka mittekaubaliste kulude, mitmesuguste teenuste ja hoiuste kasvutempo.

Teisest küljest perekonnabüdžettide analüüs näitab, et ühes ja samas tulukuse rühmas on tarbimise struktuur tööliste ja teenistujate ning kolhoosnikute puhul erinev. Tööliste ja teenistujate büdžettide järgi moodustavad kulutused tööstuskaupade ostmiseks keskmiselt 30,6% ja mittekaubalised kulutused 17,4% kogutulust. Kolhoosnikute büdžettide järgi moodustavad aga kulutused tööstuskaupadele 27,0% ja mittekaubalised kulud ainult 8,5% kogutulust. Seega on tööliste ja teenistujate perekondades kolhoosnikute perekondadega võrreldes tööstuskaupade ning eriti mitmesuguste teenuste ja hoiuste osatähtsus kogutuludes suhteliselt kõrgem. Kolhoosnikute perekondades on toidukaupade tarbimine suurem mitte ainult suhteliselt, vaid ka absoluutselt.

Seega võimaldab büdžettide statistika materjalide üldistamine teha mõningaid järeldusi üksikute kaubarühmade tarbimises sõltuvalt tulude suurusest ja elanikkonna sotsiaalse rühma mõjust tarbimisfondi struktuurile. Peale selle lubab see kindlaks teha kaubarühmad, millel on tarbimise arengus ühesugune tendents.

Eespool toodud näidete puhul uuriti sissetulekute mõju tarbimisele rühmitamise ja tabeli meetodil, mis on kõige primitiivsemad meetodid tulude ja tarbimisvaheliste seoste kindlaksmääramisel büdžettide andmeil. Tulude ja üksikute kaupade tarbimise vahel kehtivate seoste põhjaliku uurimise eesmärgil on kasutatud empiiriliste andmete analüütilist tasandamist. See peegeldab tarbimise sõltuvust tuludest matemaatiliselt väljendatud seaduspärasusena. Seejuures juhuslikud kõikumised büdžettides üksikute kaupade tarbimises tasanduvad. Seost tarbimise ja tulude vahel väljendatakse matemaatiliste võrranditega — regressioonidega.

Regressiooni funktsiooni, mis määrab kindlaks seose kahe tunnuse — tarbimise ja tulude vahel, nimetatakse lihtsaks regressioonivõrrandiks. Seega on lihtne regressioonivõrrand ühe muutuja funktsioon, kus muutujaks on näiteks tulud, mille abil määratakse kindlaks tarbimise tase. Kahtlemata sõltub tarbimine mitte ainult tulude muutusest, vaid ka mitmesuguste muude tegurite, nagu hindade, perekonna koosseisu, elanikkonna sotsiaalse koosseisu jm. muutusest. Regressioonivõrrandit, mis määrab kindlaks kolme ja enam tunnuse vahel kehtiva seose, nimetatakse liitregressioonivõrrandiks.

Käesolevas artiklis käsitletakse ainult tulude mõju tarbimi-

sele. Seda võib väljendada lihtsa regressioonivõrrandiga kas sirge või mitmesuguste kõverate abil.

Tunduvalt keerulisem on aga valida võrrandi selline matemaatiline kuju, mis iseloomustaks kõige täpsemalt tarbimise ja tulude vahelist seost büdžettide põhjal. Õige funktsiooni valimiseks tuleb üksikute kaupade tarbimine väljendada graafiliselt sõltuvalt tulude tasemest ja leida seejärel majandusliku analüüsi põhjal õige matemaatiline võrrand, mis vastaks antud graafikule.

Saksa statistik Ernst Engel (1821—1896) sõnastas perekonnabüdžettide andmeil esimesena tarbimise seaduspärasused, mida kodanlik majandusteadus hakkas nimetama Engeli seadusteks. E. Engel uuris seost tulude ja üksikute kaupade tarbimise vahel ning tegi kindlaks mitmed seaduspärasused. Märkigem neist siinkohal küllaltki suure tähtsusega esimest seadust, mille järgi see osa tuludest, mis kulub toitlustamiseks, seoses tulude kasvuga väheneb.

Uurides kaupade tarbimise sõltuvust tulude kasvust, püüdis Engel kõiki kaupu klassifitseerida madalama ja kõrgema sordi kaupadeks ning teha kindlaks, kuidas tulude kasvamisel muutub üksikute kaupade osatähtsus kuludes. Sõltuvus kaubarühmade tarbimise ja tulude vahel, väljendatuna matemaatiliste funktsioonidega, on tuntud Engeli tarbimiskõveratena.

Eesti NSV büdžettide uurimine näitab, et mõnede kaupade tarbimise kõver kasvab väheneva kiirusega. Selle kõvera tõusunurk on algpunktis väiksem kui 45° ja tulude kasvamisel nurk väheneb kõvera edaspidiste punktide suhtes pidevalt. Kõrgete tulude puhul on tarbimine saavutanud küllastuse, mistõttu ta enam ei kasva. Kõver muutub sirgeks, mis on paralleelne abstsissteljega. Siia rühma kuuluvad peaaegu kõik toiduained ja osa tööstuskaupu, s. o. vahendid, mille järele tekib vajadus esmajärjekorras, kusjuures vajadused rahuldatakse teiste kaupadega võrreldes täielikumalt. Nimetagem neid eriti vajalikeks kaupadeks. Tulude kasvuga ühe perekonnaliikme kohta vähenevad kulutused nendele kaupadele ja tarbimise kasvutempod alanevad pidevalt kuni täieliku küllastumiseni. Mõnede kaupade (margariin, taimeõli jt.) puhul tarbimine küllastumise astme saavutamisel väheneb, mistõttu tarbimiskõver langeb. Pagaritoodete tarbimise kõver langeb tööliste büdžettide järgi kohe alguses. See näitab, et heaolu tõusuga pagaritoodete tarbimise absoluutne tase väheneb. Ilmselt asendub nende tarbimine väärtuslikumate toiduainetega.

Ülejäänud kaupade tarbimise kõveral on teistsugune kuju. Seoses tulude kasvuga tarbimine suureneb, kuid vahelduva intensiivsusega. Vajadus nende kaupade järele on rahuldatud vähemas ulatuses kui esimesse rühma kuuluvate kaupade puhul.

Seepärast suurenevad koos sissetulekute kasvuga tunduvalt ka kulutused nende kaupade hankimiseks. Tarbimine kasvab kiiremini kui tulud, mistõttu tarbimiskõvera tõusunurk on suurem kui 45°. Selline suurenemine ei toimu aga lõpmatuseni. Mingisugusel etapil, tulude vastava taseme saavutamisel langeb tarbimiskõvera tõusunurk alla 45°. See tähendab, et tarbimine kasvab aeglasemalt kui tulud, nende kaupade osatähtsus kulutustes hakkab vähenema. Nimetagem neid vähemvajalikeks kaupadeks.

Põhiline raskus seisab selles, et valida niisugused matemaatilised võrrandid, mis vastaksid tarbimise empiiriliste kõverate andmetele. Arvatavasti tuleb erisuguste kaupade puhul kasutada erinevaid võrrandeid. Vaatleme mõningaid funktsioone, mida kasutatakse majandusteaduslikes uurimustes meil ja välisriikides.

Üheks kõige levinumaks on sirge võrrand

$$y=a+bx, \tag{1}$$

kus y — antud kauba tarbimise kulud aastas;
x — tulud aastas;
a, b — konstandid, mis on individuaalsed igale kaubale.

Sirge võrrandit saab kasutada tarbimise ja tulude vähesel varieerumisel ning tarbimise planeerimisel lähimaks perioodiks, kus muutused tuludes ja tarbimise struktuuris on väikesed ja kõvera kahe, teineteisele lähestikku asetseva punkti vahelist kaugust võib vaadelda sirgena.

Inglise majandusteadlased R. Allen ja A. Bowley arvavad, et sirgega võib tasandada kulutusi kõigile kaupadele mitmesuguse suuruse ja koosseisuga perekondades. Seda võrrandit pooldab ka A. Henderson [1].

Levinud on järgmised poollogaritmilised ja logaritmilised võrrandid:

$$y=a+b\log x \tag{2}$$

$$\log y=a+b\log x \tag{3}$$

$$\log y=a+b\log x+c\log x \tag{4}$$

$$\log y=a+b\frac{1}{x} \tag{5}$$

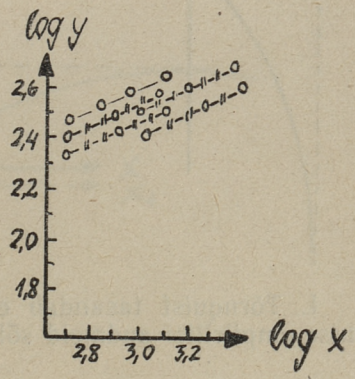
$$\log y=a+b\frac{1}{x}+c\log x \tag{6}$$

---

[1] R. G. D. Allen, A. L. Bowley. Familiy Expenditure, A. Study of its Variation, London 1935. A. M. Henderson. The Cost of Children. «Population Studies» 1939, № 3.

Nõukogude majandusteadlase L. Leifmani[2] ja mitmete välismaa majandusteadlaste arvutused kinnitavad, et kahe või kolme parameetriga poollogaritmilised ja logaritmilised võrrandid, eriti võrrand (2) ühtivad täiesti rahuldavalt empiiriliste andmetega.

Laialdaselt on välismaa majandusteadlaste hulgas levinud kahekordne logaritmiline võrrand (3). Rootsi majandusteadlane H. Wold analüüsis põhjalikult selle võrrandi kasutamist toiduainete tarbimise tasandamisel Rootsi perekondades.[3] Huvitav on märkida, et võrrand muudab tarbimise funktsiooni kõvera järsult sirgemaks (joon. 1).



Joon. 1. Tarbimise funktsiooni kõver.

Poollogaritmilisi ja logaritmilisi võrrandeid kasutas edukalt ka itaalia majandusteadlane L. M. Hore, kes uuris tulude ja mitmesuguste muude tegurite (näiteks perekonna suuruse) mõju üksikute kaupade tarbimisele mitmesugustes riikides.

Hästi tasandab tarbimise empiirilisi andmeid teise järgu parabool

$$y = a + bx + cx^2. \qquad (7)$$

Selle võrrandi pooldajaks on inglise ökonomeeter J. L. Nicholson[4]. Meie arvutused on näidanud, et funktsiooni kolmas liige on niivõrd väikese absoluutse väärtusega, et teda võib isegi mitte arvestada. See annab alust pidada sirge võrrandit küllaldaseks.

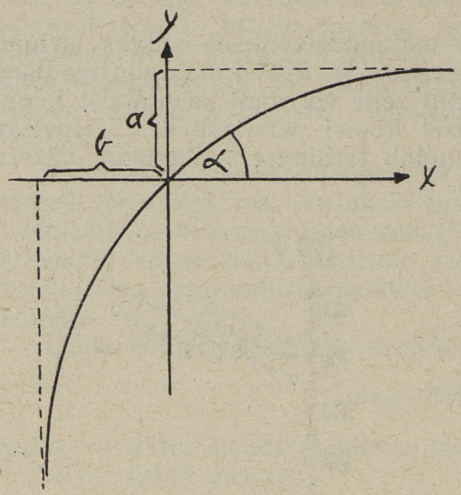
---

[2] Л. Я. Лейфман. Математическое исследование зависимости потребления отдельных товаров от дохода. Народнохозяйственные модели. Теоретические вопросы потребления. Изд. Академии наук СССР, Москва 1963.

[3] H. Wold. Demand Analysis, 1953.

[4] J. Nicholson. Variations in Working Class Family Expenditure. London 1949.

Kasutamist on leidnud veel mitmesugused hüperbooli võrrandid. Peatume siinkohal võrranditel, mida soovitab rootsi majandusteadlane L. Törnquist [5].



Joon. 2. Törnquisti eriti vajalike kaupade tarbimise kõver

L. Törnquist tasandab eriti vajalike kaupade puhul tarbimise empiirilisi andmeid sõltuvalt tuludest võrrandiga

$$y = \frac{ax}{x+b}. \tag{8}$$

Nagu jooniselt 2 nähtub, on asümptoodid a ja b telgedega y ja x paralleelsed.

Konstant a näitab maksimaalselt võimalikku kulu antud kaubale. Konstandil b iseseisvat majanduslikku tähendust ei ole. See konstant määrab kindlaks kasvutempo vahe. Mida suurem on b, seda väiksem on kulutuste kasvutempo tulude kasvust tingituna ja vastupidi.

Kõvera tõusunurga tangens väheneb järk-järgult koordinaatide alguspunktist paremale. See annab tunnistust sellest, et kuigi eriti vajalike kaupade tarbimine tulude kasvuga suureneb, toimub suurenemine tulude kasvust aeglasemalt. Murd $\frac{x}{q+x}$ on väiksem ühest, kuid tulude kasvuga läheneb ühele. Seega Törnquisti võrrandi järgi kulud eriti vajalikele kaupadele järkjärgult suurenevad, lähenedes mingisugusele piirile.

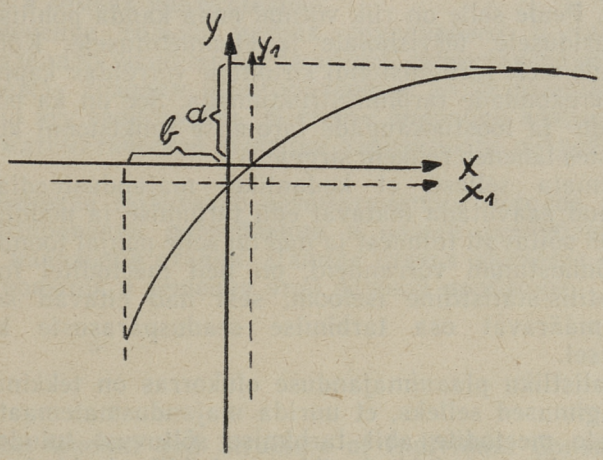
Vähem vajalike kaupade puhul soovitab L. Törnquist tasandada võrrandiga

[5] H. Wold. Demand Analysis, 1953.

$$y = \frac{a(x-c)}{x+b}. \qquad (9)$$

Erinevalt võrrandist (8) on selles võrrandis kolm konstanti. Täiendavalt on siin konstant c, mis näitab, millisel tulude tasemel algab antud kauba tarbimine. Tarbimise võrrand (9) on erijuhusena, kui $c=0$, võrrand (8). Et võrrandil (9) on kolm konstanti, tasandab ta vaatluse andmeid paremini kui võrrand (8). Seda kinnitab ka meie poolt tehtud vabariigi perekonnabüdžettide tarbimise empiiriliste andmete tasandamine.

Graafiliselt on võrrand (9) esitatud joonisel 3.



Joon. 3. Vähemvajalike tarbeesemete tarbimise kõver

Törnquisti võrrandite järgi on eriti vähemvajalike kaupade puhul tasandanud büdžettide empiirilisi andmeid V. Švõrkov [6], nõukogude tuntumaid majandusteadlasi antud probleemi alal. V. Švõrkov on töötanud välja tarbimise ja nõudluse uurimise mudelite süsteemi.

Peale nimetatute on selle probleemi lahendamiseks võimalik kasutada teisigi matemaatilisi mudeleid, mida soovitavad nii nõukogude kui ka välismaa autorid [7].

---

[6] В. В. Швыров. Экономико-математический анализ потребительного спроса. Москва 1965.

[7] Математическая статистика. Труды научного совещания о применении математических методов в экономике и планирования. Москва 1962. Статистическое изучение спроса и потребления. Издательство «Наука», Москва 1966.

Ülaltoodust näeme, et tarbimise seaduspärasuste uurimisel kasutatakse matemaatilisi meetodeid väga laialdaselt. Seejuures tuleb märkida, et teiste riikide uurimistulemusi ei saa isegi ühe ja sama kauba tarbimise kohta otseselt kasutada, sest eririikide majanduslikud ja ühiskondlikud tingimused, elulaad jms. on erinevad. Et ka NSV Liidu liiduvabariikides on oma erinevused, peab üleliiduliste andmete kasutamisega olema ettevaatlik.

Kui uurimise alla võtta sissetulekute mõju tarbimise seaduspärasustele, siis tuleb silmas pidada, et NSV Liidus ei ole töötasu tasemetes nii suuri kõikumisi kui kapitalistlikes riikides. Meie maal ei ähvarda töötajaid tööpuudus ega kindlusetus vanaduspäevil, mistõttu vastavate hoiuste loomiseks ei ole vajadust. Peale selle on riik võtnud enda kanda põhilised kulutused haridusele, tervishoiule ja elamuehitusele. Kõige selle tõttu ei ole meie tarbimisfondi struktuur võrreldav kapitalistlike riikide perekondade tarbimisstruktuuriga. See on ka põhjuseks, miks toidu- ja tööstuskaupade tarbimise funktsiooni kuju meie tingimustes läheneb rohkem sirgele.

Hoolimata sellest, et kodanlikel majandusteadlastel on õnnestunud saavutada teatavat edu tarbimise ja nõudluse analüüsimisel sõltuvalt tuludest ja nad on selle põhjal toonud enamvähem õnnestunud võrrandeid, on neil meetoditel formaalne matemaatilis-statistiline iseloom, sest nad eitavad sotsiaalse faktori määravat osa tarbimise seaduspärasuste kindlaksmääramisel.

Sotsialistliku plaanimajanduse olukorras on tekkinud vajalikud tingimused selleks, et uurida majandusmatemaatiliste ja statistiliste meetodite abil tarbimise sõltuvust tuludest ning kasutada neid meetodeid elanikkonna isikliku tarbimise planeerimisel. Majandusmatemaatiliste ja statistiliste meetodite praktiliseks rakendamiseks meie majandusorganeis tuleb aga nii üleliidulises ulatuses kui ka igas liiduvabariigis eelnevalt lahendada paljud teoreetilised ja metodoloogilised probleemid.

С. Страж

Зависимость объема и структуры личного потребления от дохода и способы их исследования

Резюме

В данной статье, используя метод группировок и табличный метод по данным бюджетного обследования, показаны основные закономерности в развитии объема и структуры потребления в зависимости от доходов в семьях рабочих и служащих и в семьях колхозников.

Применение только метода группировок и табличного метода сделало возможным выяснить существующую зависимость между доходом и потреблением, но не измерило количественно эту зависимость. В статье подробно анализируются разные математические функции зависимости потребления от доходов.

Применение экономико-математических методов изучения и прогнозирования потребления в нашей республике находится в начальной стадии. Данная статья является одной из первых попыток в решении этой важной проблемы.

S. Straž

How the Amount and Structure of Individual Consumption Depend on Income. Methods for Their Investigation

Summary

In this article are presented the general laws governing the development of the amount and structure of individual consumption dependent on the income of factory workers, office workers and collective farmers. The budgetary survey has been conducted by means of applying grouping and tabulation.

Although the application of grouping and tabulation permitted to establish that consumption depends on income, it did not, however, reveal the extent of this dependence.

Various mathematical functions concerning the dependence of consumption on income have been analysed in detail.

It may be noted that the application of economico-mathematical methods in investigating and forecasting consumption is still in its first stage in our republic. This study serves as one of the first attempts at solving this problem.

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
SEERIA B Nr. 24 1969

S. Straž

TARBIMISE JA NÕUDLUSE ELASTSUSE KOEFITSIENDID

Tarbimise elastsuse koefitsiendid iseloomustavad kvantitatiivselt tarbimise muutust uuritava teguri mõjul. Näiteks tarbimise elastsuse koefitsient tuludest iseloomustab tarbimise suhtelist suurenemist (vähenemist) elanikkonna uuritava kogumi tulude kasvu iga protsendi kohta. Selle koefitsiendi üldvalem kujutab endast tarbimise ja tulude suhtelist juurdekasvutempode jagatist

$$\ni = \frac{\Delta y}{y} : \frac{\Delta x}{x} = \frac{x}{y} \cdot \frac{\Delta y}{\Delta x},$$

kus x — tulude suurus;
Δx — tulude juurdekasv perioodi jooksul;
y — tarbimise maht;
Δy — tarbimise juurdekasv sama perioodi jooksul.

Kui $\Delta x \to 0$, siis

$$\ni = \frac{dy}{dx} \cdot \frac{x}{y} = Y' \frac{x}{y}.$$

Vajadus ühe osa kaupade järele on kõrge elastsusega, kulutused selle vajaduse rahuldamiseks muutuvad tunduval määral sõltuvalt tulude kasvust. Sel juhul $\ni > 1$, s. o. tarbimine kasvab kiiremini kui tulud.

Vajadus teise osa kaupade järele on vähese elastsusega. Tulude kasv ei põhjusta erilist kulutuste kasvu antud vajaduse rahuldamiseks. Seega $\ni < 1$, s. o. tarbimine kasvab aeglasemalt kui tulud.

Kui aga $\ni = 1$, kasvavad tarbimine ja tulud võrdselt.

Eriti vajalike kaupade tarbimise elastsuse koefitsient sõltuvalt tuludest on väiksem kui üks. Need on kaubad, mille järele vajadus tekib esmajärjekorras, kusjuures vajadus rahuldatakse täielikumalt. Vähemvajalike kaupade tarbimise elastsuse koefitsient on algul suurem kui üks ja edaspidi suhtelise küllastuse saavutamisel seoses tulude edasise kasvuga langeb alla ühe.

Tarbimise elastsuse koefitsiendil on küllaltki suur tähtsus. Tema abil võib arvutada üksikute kaupade tarbimise mahtu eelseisvaks perioodiks.

Peale selle võimaldab tarbimise elastsuse koefitsient kaudselt mõõta, kuidas on rahuldatud vajadus üksikute kaupade järele. Mida madalam on tarbimise elastsuse koefitsient, seda täiuslikumalt on vajadused antud kauba järele rahuldatud ja vastupidi. Samuti võib elatsuse koefitsiendi abil välja arvutada täiendavate kulutuste summa üksikute kaupade ostmiseks. Mida madalam on elastsuse koefitsient, seda väiksem on vajadus täiendavateks kulutusteks.

Kaudselt võib tarbimise elastsuse koefitsiendi abil hinnata materiaalse kindlustatuse astet. Kui materiaalse kindlustatuse taseme üldistavaks näitajaks lugeda kulutusi toiduainetele, mis iseloomustab perekonnabüdžeti pingelisust toitlustamise osas, siis mida madalam on perekonna toiduainete tarbimise elastsuse koefitsient, seda paremini võib antud perekonda materiaalselt kindlustatuks lugeda. On loomulik, et sel juhul peavad võrreldavad perekonnad olema ühetaolised nii suuruse kui ka koosseisu

Tabel 1

Tarbimise elastsuse koefitsiendi valemid

Võrrandi liik	Elastsuse koefitsient	
$y=a+bx$	$\ni=b\cdot\frac{x}{y}$	(1)
$y=a+b\log x$	$\ni=b\cdot\frac{\log e}{y}$ [1]	(2)
$\log y=a+b\log x$	$\ni=b$	(3)
$\log y=a+b\log x+c\log^2 x$	$\ni=b+2c\log x$	(4)
$\log y=a+b\frac{1}{x}$	$\ni=-b\frac{1}{x\log e}$	(5)
$\log y=a+b\frac{1}{x}+c\log x$	$\ni=c-b\frac{1}{x\log e}$	(6)
$y=a+bx+cx^2$	$\ni=(b-2cx)\cdot\frac{x}{y}$	(7)
$y=\frac{ax}{x+b}$	$\ni=\frac{ab}{(x+b)^2}\cdot\frac{x}{y}$	(8)
$y=\frac{a(x-c)}{x+b}$	$\ni=\frac{a(b+c)}{(a+b)^2}\cdot\frac{x}{y}$	(9)

[1] $\log e=0{,}43429$, kui logaritmi aluseks on 10.

poolest, sest lastega perekonna tarbimise struktuur on hoopis teistsugune kui lasteta perekonnal. Suures perekonnas on oma spetsiifiline kokkuhoid, mis tuleneb suure majapidamise kasulikkusest. Peale muu tuleb veel silmas pidada, et selliselt saab võrrelda ainult ühesugustes tingimustes elavaid perekondi. Mingil juhul ei tohi nii võrrelda kapitalistliku ja sotsialistliku ühiskonna perekondi, sest meil kulutused haridusele ja tervishoiule perekonnabüdžettides põhiliselt puuduvad ning kommunaalteenuste kulud on väga väikesed. Kõik see suurendab toitlustamiseks määratud kulutuste osa.

Tarbimise elastsuse koefitsiendi valem, mis iseloomustab tarbimise sõltuvust tuludest, tuletatakse tarbimise ja tulude vahelise seose võrranditest. Tabelis 1 on toodud näitena mõningad elastsuse koefitsiendi valemid.

Esmakordselt on meie vabariigis arvutatud tarbimise elastsuse koefitsiendid tuludest. Arvutused tehti Eesti NSV Statistika Keskvalitsuse perekonnabüdžettide 1963. a. informatsiooni alusel. Büdžettide andmed on tasandatud vähimruutude meetodil rootsi teadlase Törnquisti valemi järgi

$$y = \frac{a(x-c)}{x+b} = a + \frac{c_1}{x+b},$$

kus arvutuste lihtsustamiseks $c_1 = -a(c+b)$.

Tabel 2

Tarbimise elastsuse koefitsiendid sõltuvalt tuludest kolhoosniku ühe perekonnaliikme kohta tulukuse rühmade järgi

Kauba nimetus	Keskmised tulud ühe perekonnaliikme kohta aastas rbl.				
	390	540	660	810	1050
Liha ja rasv	0,67	0,58	0,52	0,47	0,40
Vorstitooted ja lihakonservid	1,38	1,00	0,84	0,71	0,58
Piim	0,30	0,29	0,28	0,26	0,23
Piimatooted	1,93	1,25	1,01	0,83	0,66
Või	1,19	0,90	0,77	0,66	0,54
Juust	2,00	1,26	1,01	0,83	0,66
Kala ja kalatooted	0,76	0,64	0,57	0,51	0,43
Makaronid	0,07	0,07	0,07	0,07	0,06
Margariin	0,07	0,07	0,07	0,07	0,06
Kangad	2,33	1,39	1,10	0,89	0,69
Valmisriided	1,21	0,91	0,78	0,67	0,55
Sukad-sokid	1,74	1,16	0,95	0,79	0,63
Trikotaaž	1,06	0,83	0,72	0,62	0,51
Majapidamistarbed	2,72	1,51	1,17	0,94	0,72

$$\text{Elastsuse koefitsient} = -\frac{c_1}{(x+b)^2} \cdot \frac{x}{y}.$$

Tabelist 2 selgub, et mõnede kaupade tarbimise intensiivsus on tulude kasvust tingituna väga erinev. Kõige madalam on kasv makaronide ja margariini tarbimisel. Väga madal on piima tarbimise elastsuse koefitsient. Samal ajal on piimatoodete (hapu- ja rõõsk-koor, kohupiim) ja juustu tarbimise elastsuse koefitsiendid mitu korda suuremad. See näitab, et vajadus piima järele on kolhoosnikute perekondades täielikult rahuldatud (peaaegu iga kolhoosipere peab lehma), kuid kulutusi juustule ja piimatoodetele tehakse alles tulude kasvamisel. Ka või tarbimise elastsuse koefitsient on tunduvalt suurem kui piimal, kuid jääb maha juustu ja piimatoodete koefitsiendist. Samasugune on olukord liha ja lihatoodete tarbimise elastsuse koefitsientide puhul. Tõenäoliselt samal põhjusel on liha ja rasva elastsuse koefitsient madalam lihatoodete koefitsiendist, kuigi erinevus ei ole nii suur.

Tööstuskaupade tarbimise elastsuse koefitsiendid, nagu võis oletada, on toiduainete elastsuse koefitsientidest suuremad. Kõige kõrgem on majapidamistarvete elastsuse koefitsient, millele järgnevad kangaste jt. kaupade koefitsiendid.

Tabel 3

Tarbimise elastsuse koefitsiendid sõltuvalt tuludest tööliste ja teenistujate ühe perekonnaliikme kohta tulukuse rühmade järgi

	Keskmine tulu ühe perekonnaliikme kohta aastas, rbl.				
	390	540	660	810	1050
Liha ja rasv	0,15	0,13	0,11	0,10	0,08
Vorstitooted ja lihakonservid	1,77	1,03	0,79	0,62	0,50
Piim	0,27	0,23	0,20	0,17	0,14
Piimatooted	1,98	1,10	0,83	0,65	0,48
Juust	3,36	1,48	1,05	0,79	0,57
Või	0,74	0,54	0,45	0,37	0,29
Suhkur	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Tangained	0,33	0,27	0,24	0,21	0,18
Kangad	2,60	1,30	0,95	0,72	0,39
Valmisrõivad	1,39	0,88	0,69	0,55	0,41
Trikotaaž	2,31	1,21	0,90	0,69	0,51
Jalatsid	2,31	1,21	0,90	0,69	0,51
Spordi- ja kultuurikaubad	2,21	1,18	0,88	0,68	0,50

Valemit (9) soovitas Törnquist vähemvajalike, eeskätt tööstuskaupade kohta, mille tarbimise elastsuse koefitsiendid peavad tulude kasvamisel algul tõusma ja seejärel mingi kulminatsiooni saavutamisel vähenema. Praktiliste arvutuste tulemused aga näitavad, et tarbimise elastsuse koefitsiendid vähenevad pidevalt. Sellest järeldub, et valemit (9) on otstarbekas kasutada mitte vähemvajalike, vaid eriti vajalike kaupade kohta.

Tabelis 3 on toodud tarbimise elastsuse koefitsientide arvutuste tulemused mõningate kaupade kohta tööliste ja teenistujate büdžettide põhjal valemi (9) alusel.

Tähtsamate toidukaupade tarbimise elastsuse koefitsientidest selgub, et nii nagu kolhoosnikute büdžettides, on ka tööliste ja teenistujate liha- ja piimavajadused hästi rahuldatud. Vajadused liha- ja piimatoodete järele on juba märksa halvemini rahuldatud, eriti väiksemate sissetulekutega rühmades. Iseäranis kõrge on juustu tarbimise elastsuse koefitsient. Huvitav on märkida, et suhkru tarbimise elastsuse koefitsient on kõigis tulukuse rühmades väiksem kui üks sajandik. Sellest järeldub, et tööliste ja teenistujate büdžettide andmeil on nendes perekondades vajadused suhkru järele ka kõige madalama sissetulekuga rühmades täielikult rahuldatud, mistõttu tulude kasvuga suhkru tarbimine ei tõuse. Tarbimise tasandatud rea andmeil on kulutused suhkrule kõige madalama tulukusega rühmas, arvestatuna ühe perekonnaliikme kohta, aastas 20,08 rubla ja kõige suurema tulukusega rühmas 20,10 rubla ehk keskmiselt 25 kg inimese kohta igas rühmas. (Arvestamata on suhkru tarbimine teistes toodetes.)

Tööstuskaupade tarbimise elastsuse koefitsiendid on kõrgemad. Kõige suurem on see kangaskaupadel. Trikotaaži ja jalatsite tarbimise koefitsiendid on ühesuurused.

Tabel 4

Pagaritoodete tarbimine ja selle elastsuse koefitsient tööliste ja teenistujate ühe perekonnaliikme kohta aastas

Keskmine tulu ühe inimese kohta aastas, rbl.	Pagaritoodete tarbimine, rbl.		
	Empiiriline rida	Tasandatud rida	Elastsuse koefitsient
390	26,05	27,57	−0,30
540	26,73	24,98	−0,30
660	24,70	23,52	−0,29
810	21,95	22,18	−0,28
1050	19,52	20,68	−0,26

Tööliste ja teenistujate büdžettide järgi väheneb pagaritoodete ja kartuli tarbimine tulude kasvuga ka absoluutarvudes (vt. tab. 4).

Need andmed kinnitavad, et seoses tulude kasvuga asendub pagaritoodete tarbimine väärtuslikemate toiduainetega. Sel juhul on tarbimise elastsuse koefitsientidel negatiivne väärtus.

Ühelt poolt tööliste ja teenistujate ning teiselt poolt kolhoosnikute tarbimise elastsuse koefitsientide võrdlemisel ilmnevad teatud erinevused. Samuti on erinevused nende töötajate kategooriate tarbimise struktuuris ühes ja samas tulukuse rühmas. See on tingitud töö- ja elutingimuste ning harjumuste erinevusest. Selles mõttes on huvitav võrrelda tarbimise elastsuse koefitsiente ühe ja sama tulukuse tasemega tööliste ja teenistujate ning kolhoosnikute büdžettide järgi (vt. tab. 5).

Tabel 5

Tööliste, teenistujate ja kolhoosnikute tarbimise elastsuse koefitsientide võrdlev iseloomustus

Kauba nimetus	Keskmine tulu ühe perekonnaliikme kohta aastas, rbl.			
	810		1050	
	Töölised ja teenistujad	Kolhoosnikud	Töölised ja teenistujad	Kolhoosnikud
Liha	0,10	0,47	0,08	0,40
Vorstitooted ja lihakonservid	0,62	0,71	0,46	0,58
Kalatooted	0,24	0,51	0,20	0,43
Piim	0,17	0,26	0,14	0,23
Piimatooted	0,65	0,83	0,48	0,65
Või	0,37	0,66	0,29	0,54
Juust	0,79	0,83	0,57	0,66
Munad	0,66	0,71	0,49	0,58
Suhkur	0,00	0,50	0,00	0,43
Kangad	0,72	0,89	0,39	0,69
Valmisrõivad	0,55	0,67	0,41	0,54
Trikotaaž	0,69	0,62	0,51	0,51
Jalatsid	0,69	0,59	0,51	0,49
Pudukaubad	0,96	0,56	0,67	0,47
Spordi- ja kultuurikaubad	0,68	0,35	0,50	0,31
Parfümeeriakaubad	0,96	0,49	0,67	0,42
Majapidamistarbed	0,35	0,94	0,28	0,72
Trükitooted ja kantseleikaubad	0,81	0,36	0,58	0,32

Tabel 5 näitab kõigepealt, et toiduainete tarbimise elastsuse koefitsiendid on kolhoosnikute perekondades kõrgemad kui tööliste ja teenistujate perekondades. Seda kinnitavad ka eespool toodud pagaritoodete elastsuse koefitsiendid, mis töölistel ja teenistujail on negatiivsed, kolhoosnikutel aga positiivsed. Niisugune asjaolu on igati põhjendatud, sest kolhoosnikute perekondades saadakse suur osa toiduainetest oma aiamaalt, mistõttu neid tarbitakse ka rohkem.

Tööstuskaupadega on pilt teistsugune. Tarbimise elastsuse koefitsiendid on siin suuremad tööliste ja teenistujate perekondades. Erandina on majapidamistarvete ning kõrgema tulukusega rühmades ka kangaskaupade ja valmisrõivaste koefitsiendid. Väikese tulukusega rühmas (näiteks 390 rubla inimese kohta aastas) on tööliste ja teenistujate perekondades kangaste tarbimise elastsuse koefitsient 2,60 ja valmisrõivaste elastsuse koefitsient 1,39, kolhoosnikute perekondades vastavalt 2,33 ja 1,21. Need andmed võimaldavad teha järelduse, et väikeste tulude korral on tööliste ja teenistujate vajadused riietusesemete järele vähem rahuldatud kui kolhoosnikutel. Seega suunavad tööliste ja teenistujate perekonnad tulude kasvul oma sissetulekud esmajärjekorras antud vajaduste rahuldamisele. Suhteliselt suurema sissetuleku puhul on vajadused riietuse järele hästi rahuldatud ja tarbimise elastsuse koefitsient muutub madalamaks. Kolhoosnikute perekondades ei avaldu see tendents nii järsult. Kulutused riietusesemetele kasvavad kiiremini alles kõrgema tulukuse puhul, mistõttu nendes rühmades on riietuse tarbimise elastsuse koefitsient kolhoosnikute perekondades kõrgem kui töölistel. Ka see on põhjendatav elu- ja töötingimuste erinevusega linnas ja maal.

Seega uurimused näitavad, et ühe ja sama tulukuse taseme puhul on kolhoosnikute perekondades tööliste ja teenistujate perekondadega võrreldes kulud toiduainete tarbimises suuremad ja tööstuskaupade tarbimises väiksemad. See seaduspärasus kehtib nii tarbimise absoluut- kui ka suhtarvude kohta, kaasa arvatud tarbimise elastsuse koefitsiendid. Nagu V. Švõrkov[1] märgib, on ka tema uurimuste põhjal ja välisriikides (Ameerika Ühendriigid, Inglismaa, Soome jt.) tehtud arvutuste järgi tööstuskaupade tarbimise elastsuse koefitsiendid sõltuvalt tuludest linnaelanikkonnal suuremad kui maaelanikkonnal.

Meie arvutustel oli eksperimentaalne iseloom, sest neid teostati vabariigi andmete alusel esmakordselt. Selle tulemusena saadi tarbimise elastsuse koefitsiendid elanikkonna tulukuserühmade järgi eraldi kolhoosnikute ning tööliste ja teenistujate

---

[1] В. В. Швырков. Закономерности потребления промышленных и продовольственных товаров. Москва, 1965.

perekondade kohta. Keskmise koefitsiendi saamiseks elanikkonna sotsiaalse rühma ja vabariigi kõigi perekondade kohta tervikuna võib kasutada mitmeid mooduseid. Üheks kõige levinumaks neist on kaalutud aritmeetiline keskmine, kus kaaludena kasutatakse inimeste arvu üksikutes tulukuse rühmades; sellisel juhul oleks keskmise elastsuse koefitsiendi arvutamise valem järgmine:

$$\overline{Э} = \frac{\Sigma ЭT}{\Sigma T},$$

kus T — inimeste arv tulukuserühmades.

Kaaludena võib ka kasutada antud kauba tarbimise kulutuste summat igas tulukuse rühmas.

$$\overline{Э} = \frac{\Sigma ЭW}{\Sigma W},$$

kus W — antud kauba tarbimise kulutuste summa tulukuse rühmades.

Arvutuste tulemused on erinevad. Viimase valemi järgi arvutamisel kujuneb kõrgema tulukuse rühmade individuaalsete tarbimise elastsuse koefitsientide mõju üldisele keskmisele suuremaks kui esimese valemi järgi.

Tšehhoslovakkia majandusteadlased[2] soovitavad keskmiste koefitsientide leidmiseks mitut moodust. Märkigem siinkohal kahte.

1. Kui tarbimise tulud x ja kulud y jagunevad ühtlaselt, kasutatakse keskmiste koefitsientide arvutamiseks valemit

$$\overline{Э} = \frac{y_n - y_1}{y_n + y_1} : \frac{x_n - x_1}{x_n + x_1}.$$

2. Kui eeldatakse geomeetrilist kasvu, lähtutakse valemist

$$\overline{Э} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1} - 1} : \sqrt[n-1]{\frac{x^n}{x_1} - 1}.$$

Selliste meetoditega on võrdlemisi kerge leida keskmine tarbimise elastsuse koefitsient. Peale nende on veel muid keskmise koefitsiendi määramise mooduseid, mis kõik annavad erinevaid tulemusi. Et isikliku tarbimise planeerimiseks saab kasutada ainult keskmisi elastsuse koefitsiente, võib kergesti eksida. Peale selle on veel vaja arvestada elanikkonna arvu muutumist. Kõik see näitab, et sellisel kujul on tarbimise elastsuse koefitsiendid kasutatavad eeskätt jooksvas planeerimises, kus muutused on väikesed.

---

[2] И. Безоумка, И. Витлачил, Я. Валтер. Изучение потребления и спроса населения. Москва 1964.

Seoses sellega tuleb veel peatuda järgmisel küllaltki tähtsal küsimusel. Tarbimise elastsuse koefitsiendid, mis on välja arvutatud perekonnabüdžettide ühe aasta andmeil, näitavad tarbimise kasvu tulude kasvu puhul samal perioodil. Need on staatilised tarbimise elastsuse koefitsiendid. Kui neid koefitsiente kasutada tarbimise planeerimisel, ekstrapoleeritakse käesoleval ajal esinevad tulude ja tarbimise vahekorrad tulevikku. Antud meetodi puudus seisab selles, et psühholoogiliste, sotsioloogiliste ja mitmesuguste muude tegurite mõjul ei pea madalama tulukuse rühmades sissetulekute kasvamisel tarbimine muutuma just nõnda, nagu seni tarbisid kõrgema tulukusega perekonnad. Peale selle ilmuvad tehnika arenemisel pidevalt uued kaubad, muutuvad nõudmised ja maitse.

Siit järeldub, et staatiliste elastsuse koefitsientide kõrval on huvitav uurida neid tarbimise elastsuse koefitsiente, mis on arvutatud üldkogumi üksikute kaupade tarbimise kasvu ja kogu tarbimise või tulude kasvu puhul näiteks kümne aasta jooksul vabariigis tervikuna. Need on dünaamilised tarbimise elastsuse koefitsiendid. Nende koefitsientide eelis seisab selles, et nad on arvutatud kõikse uurimuse alusel. Siinjuures peab veel arvestama, et tulude jaotuse kõver muutub meil seoses madala- ja keskmisepalgaliste töötajate kategooriate sissetuleku kiirema kasvuga, mis kajastub dünaamilistes tarbimise elastsuse koefitsientides täiuslikumalt kui staatilistes koefitsientides. Dünaamiliste koefitsientide kasutamisel tarbimise prognoosimisel on puuduseks asjaolu, et neis peegeldub tuleviku seisukohalt liiga kauge minevik koos sellele perioodile omaste iseärasustega.

Kahtlemata on staatiliste ja dünaamiliste koefitsientide kvantitatiivsed suurused erinevad. Ilmselt on vaja arvutada nii staatilisi kui ka dünaamilisi tarbimise elastsuse koefitsiente, et selgitada nende erinevuste seaduspärasusi, mis võimaldaksid välja töötada korrigeeritud koefitsiendid ning selle põhjal tuletada õiged prognoosid tarbimise mahu ja struktuuri kohta. Kahjuks on meil seda küsimust vähe uuritud, mistõttu majandusteaduslikus kirjanduses ei ole ühe perioodi kohta arvutatud staatilisi ja dünaamilisi koefitsiente võrreldud.

M. Fourgeau [3] püüdis Prantsusmaa kohta selgitada staatiliste ja dünaamiliste koefitsientide erinevustes kehtivaid seaduspärasusi Ameerika Ühendriikide majandusteadlase M. Friedmani hüpoteesi põhjal konstrueeritud majandusmatemaatilise mudeli järgi, kus tulud ja tarbimine on jaotatud kaheks elemendiks —

---

[3] М. Фуржо. Статические и динамические законы потребления. Сборник «Статистическое изучение спроса и потребления». Изд. «Наука», Москва 1966.

süstemaatiliseks ehk püsivaks elemendiks ja juhuslikuks elemendiks.

M. Fourgeau järgi on eriti vajalike esemete dünaamilised tarbimise elastsuse koefitsiendid staatiliste koefitsientidega võrreldes suuremad, muude esemete puhul aga, vastupidi, väiksemad. Seejuures on eriti vajalike esemete nomenklatuur M. Fourgeau'l väga laialdane.

Tarbimise elastsuse koefitsientide kõrval on ulatuslikult levinud nõudluse elastsuse koefitsiendi arvutamine ja selle kasutamine rahvamajanduses. Nende kahe koefitsiendi eristamiseks tuleb eelkõige täpsustada ostujõulise ehk tarbijaskonna nõudluse mõistet.

Tarbijaskonna nõudlus tähendab ostja võimalust osta talle vajalikke kaupu raha eest. Seega tuleb ostujõulise nõudluse puhul arvestada üht osa elanikkonna isiklikust tarbimisest, mida rahuldatakse kaupade ostmise teel. Algebraliselt ei tarvitse nõudluse elastsuse koefitsientide valemid tarbimise elastsuse koefitsientidest erineda, ainult resultatiivne tunnus — üksikute kaupade tarbimine y — asendub kaupade müügi näitajaga ja faktoriaalseks tunnuseks x võivad peale tulude olla rahalised sissetulekud või mõni muu näitaja.

Nõukogude Liidu majandusteadlastest oli sellise koefitsiendi üheks esimeseks pooldajaks professor P. Maslov[4]. Ta tegi ettepaneku arvutada elastsus käibest. See nõudluse elastsuse koefitsient näitab, mitu protsenti tõuseb üksikute kaupade müük (käive), kui kogu jaekaubakäive kasvab 1%. Seega valib prof. Maslov faktoriaalseks tunnuseks x kogu jaekaubakäibe. Nõudluse funktsionaalset mudelit, s. o. kogu jaekaubakäibe ja antud kauba realiseerimise vahel kehtiva seose võrrandit on prof. Maslovi arvates õige väljendada teise järgu parabooli valemiga.

Sellise nõudluse elastsuse koefitsiendi väärtus on väga suur, sest kaubakäive, mille alusel koefitsient arvutatakse, esineb aruandluses kõikse vaatluse andmeil ning selles kajastub paikumise (toodangu), tulude ja hinna mõju. Samal ajal ei ole aga arvestatud elanikkonna üksikute sotsiaalsete rühmade suurust, koostist ja tulusid, mis on samuti olulised. Sellest hoolimata võib nõudluse elastsuse koefitsienti edukalt kasutada jaekaubakäibe planeerimisel, eriti jooksvaks perioodiks.

Üheks suuremaks spetsialistiks tarbimise ja nõudluse majandusmatemaatilise uurimise alal on meie arvates V. Švõrkov, kes tunneb hästi ka välismaa vastavat kirjandust. NSV Liidu Riiklik Plaanikomitee määras V. Švõrkovi metoodika järgi kindlaks üksikute kaupade nõudluse prognoosi 1970. aastaks.

---

[4] П. Маслов. Коэффициенты эластичности в статистике товарооборота. «Вестник статистики» 1961, № 10.

V. Švõrkovi metoodika [5] rajaneb tema poolt loodud tarbijaskonna nõudluse paljufaktoriaalsetel dünaamilistel mudelitel, milles on arvestatud nõudluse elastsuse koefitsiente ja teisi nõudlust mõjutavaid tegureid.

Edukalt uuritakse ja rakendatakse nõudluse elastsuse koefitsiente Poolas, Saksa DV-s, Ungaris ja Tšehhoslovakkias. [6] Nii näiteks arvutatakse Poolas nõudluse elastsuse koefitsiente kaupade liikumise ja turu arengu kohta statistilise materjali ja büdžettide statistika informatsiooni alusel. Poolas ja teistes riikides arvutatakse nii staatilisi kui ka dünaamilisi nõudluse elastsuse koefitsiente. Staatiliste nõudluse elastsuse koefitsientide arvutamiseks kasutatakse kõige sagedamini Marshalli klassikalist valemit

$$\ni_{i+1} = \frac{y_i+1}{y_i} : \frac{x_i+1}{x_i},$$

kus $\ni$ — nõudluse elastsuse koefitsient sõltuvalt tuludest;
y — kulutused ühele või teisele kaubale (kaubagrupile);
Δy — kulutuste kasv;
x — tulud;
Δx — tulude kasv eelmise rühmaga võrreldes;
i — tulukuse rühm.

Keskmine elastsuse koefitsient leitakse kaalutud aritmeetilise keskmisena üksikutest tulukuse rühmade elastsuse koefitsientidest ja iga tulukuse rühma büdžettide arvust.

Tšehhoslovakkias arvutatakse nõudluse elastsuse koefitsiente teisiti. Põhiliseks näitajaks, millele arvutused baseeruvad, on üksikute kaupade tarbimise ja ostufondi indeks. Tšehhoslovakkia majandusteadlased kasutavad nõudluse elastsuse koefitsiendi määramiseks järgmist valemit:

$$K_{\ni} = \frac{I_q - 100}{I_{of} - 100},$$

kus I_q — kauba tarbimise indeks;
I_{of} — ostufondi indeks.

Teine elastsuse koefitsient määratakse kindlaks keskmiste tulude suhtes ühe inimese kohta. Sel juhul on valemi nimetajas ostufondi indeksi asemel keskmiste tulude indeks ühe inimese kohta. Toodud näited kinnitavad, et sotsialismimaades tegeldakse nõudluse elastsuse koefitsientide arvutamisega väga intensiivselt.

---

[5] В. Швырков. Многофакторные динамические модели потребительного спроса. Сборник «Статистическое изучение спроса и потребления». Изд. «Наука», Москва 1966.

[6] Ф. Крутиков. Методы исчисления коэффициентов эластичности спроса в Польше и Чехословакии. «Вестник статистики» 1965, № 5.

Meie arvates on ka Eesti NSV-s ülim aeg selle probleemi lahendamisele asuda. On otstarbekas arvutada nii tarbimise kui ka nõudluse elastsuse koefitsiente, esmajärjekorras aga määrata kindlaks nõudluse elastsuse koefitsiendid kaubakäibe järgi, sest need andmed on meie vabariigis palju representatiivsemad kui büdžeti andmed, mistõttu neid saab jaekaubakäibe planeerimisel paremini kasutada.

С. Страж

Коэффициенты эластичности потребления и спроса

Резюме

В данной статье приводятся результаты первых расчетов коэффициентов эластичности потребления по данным бюджетных обследований в Эстонской ССР. Эти расчеты имели экспериментальный характер.

В статье анализируется возможность применения разных моделей коэффициентов эластичности потребления и спроса. В результате этого исследования делается вывод, что по разным товарам необходимо применить разные формулы коэффициентов эластичности и что следует определить как динамические, так и статические коэффициенты эластичности, чтобы выявить закономерности в различии этих коэффициентов, что делало бы возможным для их практического применения ввести соответствующие корректировки.

S. Straž

Elasticity Coefficients of Consumption and Demand

Summary

This article presents the results of the first estimates on elasticity coefficients of consumption derived from the budgetary survey data in the Estonian SSR. As these estimates are of experimental nature with the sole purpose of proving their possibility, the results are not aimed at providing practical application.

The probability of applying various elasticity coefficient models of consumption and demand is also analysed. As a result of the analysis, two conclusions are drawn: first, regarding different items of goods different formulae for elasticity coefficients have to be applied; secondly, to disclose the laws governing differences between coefficients, dynamic as well as static elasticity cofficients have to be determined. This serves the purpose of making necessary corrections having in view the further practical application of coefficients.

Eesti NSV

gik

Hind 60 kop.

Kontrollekseemplar