

<https://doi.org/10.3176/hum.soc.sci.1973.3.04>

E. KAREDA

HINDADE ÜLDINDEKSI ARVUTAMISEST

Kõige levinum ja praktiliselt ainuvõimalik meetod suuremate kaubarühmade hinnatrendide mõõtmiseks on hindade üldindeks. Seepärast tuleb selle indeksi täpsusele ja usaldatavusele pöörata tõsist tähelepanu. Käesolevas püütaksegi anda ülevaadet tema arvutamise põhiprobleemidest, kusjuures detailsemalt analüüsitakse uute kaupade ja struktuuri nihete mõju toodangu maksumuse indeksi arendamisel hindade ja füüsilise mahu üldindeksiteks.

Hindade üldindeksi arvutamine toimub kahes järgus: algul leitakse faktiliste hindade agregaatimise teel keskmised hinnad, seejärel arvutatakse nende põhjal üldindeks. Järelikult sõltub viimase usaldatavus nii hindade vaatluse organiseerimisest kui ka keskmiste arvutamise meetodikast. Neid küsimusi käsitletakse põgusalt artikli kahes esimeses alajaotuses.

Hindade kujunemine ja hindade statistika

Olgu kauba valmistamiseks kulunud tootmisvahendite väärtus c , töötasu v , maksed riigielarvesse (rent, fondimaks, kasumieraldised, käibemaks jne.) r ning ettevõtte puhastulu d . Hind avaldub siis kõigi loetletud struktuurielementide summana. Neist esimesed kolm (c , v , r) on nn. endogeensed hinnafaktorid, sest nad mõjuvad hinnale «seestpoolt» ja reguleerivad pakkumise suurust. Eksogeenseks, s. o. «väljastpoolt» toimivaks hinnafaktoriks on ostuvõimeline nõudmine, millest sõltub ringlussfääris kujuneva tasakaaluhinna (p_t) suurus, mis omakorda määrab ettevõtte puhastulu suuruse ($d = p_t - c - v - r$). Hind on seega kolme majandusliku jõu — tootjate, tarbijate ja riigiaparaadi — koosmõju tulemus, kusjuures mõjuriteks on vastavalt tootmiskulud, ostuvõimeline nõudmine ning hinna- ja finantspoliitika.

Majanduse efektiivseks funktsioneerimiseks on vajalik (kuigi mitte piisav), et need kolm mõjurit oleksid omavahel tasakaalus. Kui üks nendest hakkab domineerima, kaldub hinnasüsteem tasakaalust välja ning majandusliku efektiivsuse arvutused muutuvad ebatapsseiks, süvendades omakorda disproportsioone tootmise ja tarbimise struktuuris.

Nõudmise ja pakkumise vahekord on pidevalt muutuv suurus, mida reaalhinnad majanduse inertuse tõttu täpselt jälgida ei suuda. Majanduse stabiilse ning ühtlase arenemise tagamiseks on isegi soovitatav, et hinnad reageeriks konjunktuuri kõikumistele väikese hilinemisega. Ajaline distant nõudmise ja pakkumise vahekorra muutumise ja sellele reageerimise vahel võimaldab selgitada, kas tegemist oli juhusliku hälbega või olulise nihkega tootmise ja tarbimise struktuuris. Samal ajal ei tohi see hilinemine olla liiga suur, sest siis muutuks hinnasüsteem ülemäära jäigaks.

Hindade optimaalse päindlikkuse säilitamiseks peavad hinnad olema küllalt lähedased nn. tasakaaluhindadele. Viimaseid võiks defineerida niisuguste hindadena, mis tagavad kaupade häireteta ringluse, kusjuures häirete all on mõeldud defitsiiti või ülenormatiivseid varusid. Lühemalt — tasakaaluhind võrdsustab nõudmise ja

pakkumise keskmised intensiivsused. Järelikult ei mõisteta antud juhul tasakaaluhinna all mitte nõudmise ja pakkumise hetkväärtusi, vaid nende keskmisi väärtusi võrdsustavat hinda. Selline tasakaaluhind on suhteliselt stabiilsem tänu kaubavarude nivelleerivale toimemele ringlus- ja tootmissfääris. Mida suuremad on need varud, seda harvemini tekib vajadus hindade reguleerimiseks, seda rohkem aega jääb tootjatel nõudmise muutumistele reageerimiseks, kuid seda aeglasem on tootmisvahendite ja tarbekaupade käive.

Majandusteaduslikud uurimused ning kaubalis-rahaliste suhete areng on näidanud, et kauba väärtust saab kõige efektiivsemalt mõõta tasakaaluhinna abil. Järelikult on mis tahes hinnasüsteemi «headuse» kriteeriumiks tema vastavus tasakaaluhindadele. Hindade statistika kvaliteedi mõõdupuuks on niisiis kehtivate hindade erinevus tasakaaluhindadest: mida suurem see erinevus on, seda enam moonutavad arvutatud hinnaindeksid kauba väärtuse dünaamikat, seda vähem usaldatavad on nende indeksite alusel tehtud arvutused. Hindade statistika täpsuse ja usaldusväärsuse suurendamiseks tuleb parandada lähteandmete kvaliteeti, s. t. korrigeerida kehtivaid hindu tasakaaluhindade suunas. Korrigeerimise vajaduse määramisel võiks kriteeriumiks olla näiteks faktilise hinna erinevus tasakaaluhinnast rohkem kui 20%. Selline kõrvalekalduvus on ülenormatiivsete varude või defitsiidi suuruse järgi suhteliselt kergesti määratav. Tasakaaluhinna arvutamiseks sobib valem

$$p_t = p \left(1 - \frac{\Delta q}{e q} \right) \quad 1.1$$

kus p — tegelik hind, Δq — ülenormatiivsete varude või defitsiidi (miinusmärgiga) suurus, e — hinna elastsuskoeffitsient, q — realiseeritud kauba kogus vaadeldaval ajavahemikul.

Hindade korrigeerimine on vältimatult vajalik, kui statistiliste vaatluste eesmärgiks on väärtuse dünaamika uurimine. Ent sageli on otstarbekas kasutada korrigeeritud hindu ka tegelike hindade taseme jälgimisel, näiteks kaupade defitsiidi puhul. Nii defitsiitsete tootmisvahendite kui ka samasuguste tarbekaupade hankimine on harilikult seotud mitmesuguste lisakulutustega, mis tihti ületavad tasakaaluhinna ja kehtiva hinna vahe. Järelikult saaksime näiteks reaalpalga suurusel täpsema ülevaate just korrigeeritud hindade abil.

Keskised hinnad

Hindade üldindeksi arvutamiseks tuleb toodete individuaalhinnad esmalt agregaatida kaubagruppide lõikes. Kõige lihtsam on seda teha eri hindade kaalutud aritmeetilise keskmise abil:

$$\bar{p} = \frac{\sum p q}{\sum q} \quad 2.1$$

Kui andmed toodete füüsilise mahu (q) kohta puuduvad, siis leitakse \bar{p} keskmise harmoonilise valemist, kus kaaludeks on kaupakäive vaadeldaval ajavahemikul:

$$\bar{p} = \frac{\sum p q}{\sum \frac{p q}{p}} \quad 2.2$$

Kaupade tootmine ja tarbimine on ajaliselt ja territoriaalselt erineva struktuuri ning intensiivsusega. Iseloomulike trendide väljaselgitamiseks tuleb seepärast lisaks agregaatimisele kaubagruppide lõikes leida keskmised hinnad ka uuritava ajavahemiku (kuu, kvartal, aasta) ja territooriumi (linn, rajoon, riik) kohta. Statistilise vaatluse eesmärgist sõltuvalt toimub agregaatimine diferentseeritult või kõigis kolmes suunas (kaubagrupp, aeg, ruum) üheaegselt.

Keskmise hinna valemit on otstarbekas kasutada kvalitatiivselt ühesuguste toodete puhul, sest mida väiksem ja homogeensem on kaupade grupp, seda konkreetsem ja sisukam on selle grupi keskmine hind. Mida heterogeensem on kogum, mille kohta keskmine hind käib, seda raskem on analüüsida hindade muutumise põhjusi. Ligikaudsete arvutuste puhul

võivad kaubarühmad olla suuremad, eriti siis, kui sellesse rühma kuuluvate toodete hinnad muutuvad samas suunas. Hindade dünaamika detailsemal uurimisel aga olgu kaubarühmad väiksemad; sel puhul tuleb trendide mõõtmiseks ulatuslikumalt kasutada hindade üldindekseid. Agregaadituse teatud astmel on keskmised hinnad ja üldindeksid teineteisega asendatavad.

Toodangu maksumuse indeksi arendamine

Hinna ja mahu üldindeksid

Materiaalsete väärtuste ringluse kõige üldisemaks näitajaks on kaubakäibe maht jooksva aasta hindades. Kõrvutades aruande- ja baasiperioodi käibed, leiame toodangu maksumuse indeksi tegelikes hindades:

$$I_{pq} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad 3.1$$

mille arendamisel saame kaks indeksisüsteemi:

$$I_{pq} = I_{p1} \cdot I_{q0} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \cdot \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad 3.2$$

$$I_{pq} = I_{p0} \cdot I_{q1} = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \cdot \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_0} \quad 3.3$$

Mõlemas süsteemis on esimeseks liikmeks hinna üldindeks, teiseks liikmeks füüsilise mahu üldindeks. Esimesel pilgul näib, et toodangu maksumuse suurenemine moodustub vaid hindade tõusust ja toodangu mahu suurenemisest. Tegelikult mõjutavad I_{pq} suurust kaudselt veel mitmed teisedki tegurid, mida analüüsime järgmises alajaotuses. Kõigepealt aga püüame selgitada, milles seisneb indeksisüsteemide 3.2 ja 3.3 erinevus ning kumba neist eelistada hindade dünaamika uurimisel.

Sisuliselt taandub vaadeldavate indeksisüsteemide erinevuse probleem nähtuse absoluutse juurdekasvu jaotamisele samaaegselt ja koos muutuvate tegurite vahel, mida statistika üldteooria seisukohalt on käsitlenud U. Mereste [1], kellele tuginemegi järgnevas.

Olgu baasi- ja aruandeperioodi käive vastavalt $p_0 q_0$ ja $p_1 q_1$ ning hinna ja füüsilise mahu juurdekasvud Δp ja Δq . Seega $p_1 = p_0 + \Delta p$ ja $q_1 = q_0 + \Delta q$. Et tegemist on kahe muutujaga, siis saab öeldut illustreerida graafiliselt p - q koordinaadistikus.

Summaarne absoluutne juurdekasv

$$\Delta \Sigma pq = \Sigma p_1 q_1 - \Sigma p_0 q_0 = \Delta(p) \Sigma pq + \Delta(q) \Sigma pq \quad 3.4$$

jaotub indeksisüsteemis 3.2 järgmiselt:

$$\Delta(p) \Sigma pq = \Sigma p_1 q_1 - \Sigma p_0 q_1 = \Sigma \Delta p q_1 \quad 3.5$$

$$\Delta(q) \Sigma pq = \Sigma p_0 q_1 - \Sigma p_0 q_0 = \Sigma p_0 \Delta q \quad 3.6$$

ja indeksisüsteemis 3.3:

$$\Delta(p) \Sigma pq = \Sigma p_1 q_0 - \Sigma p_0 q_0 = \Sigma \Delta p q_0 \quad 3.7$$

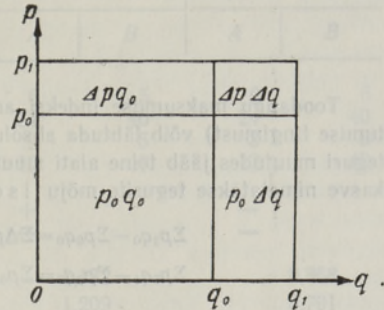
$$\Delta(q) \Sigma pq = \Sigma p_1 q_1 - \Sigma p_1 q_0 = \Sigma p_1 \Delta q \quad 3.8$$

Võrranditest 3.2—3.8 tuleneb kaks järeldust.

1. Indeksisüsteemides 3.2 ja 3.3 pole tegurite mõju absoluutsed ulatused 3.5—3.8 omavahel võrreldavad, sest kummaski variandis on tegurite muutumise järjekorra kohta rakendatud erinevat eeldust. Esimeses variandis suureneb kõigepealt kauba kogus ja alles siis

tõuseb hind, teises variandis on muutumise järjekord vastupidine. Seetõttu erinevad nii absoluutsed juurdekasvud ($\Sigma \Delta p q_1 \neq \Sigma \Delta p q_0$ ja $\Sigma p_0 \Delta q \neq \Sigma p_1 \Delta q$) kui ka indeksid ($I_{p1} \neq I_{p0}$ ja $I_{q0} = I_{q1}$).

2. Rangelt võttes pole omavahel võrreldavad ka sama variandi eri tegurite mõju ulatused, sest nende arvutamisel rakendatakse samuti erinevaid eeldusi. Näiteks eeldatakse esimeses variandis hinna absoluutse juurdekasvu määramisel, et füüsiline maht on juba muutunud, füüsilise mahu suurenemise puhul aga eeldatakse, et hind ei ole veel muutunud. Seega tuginevad mõlemad variandid tegurite eri aegadel muutumise printsiibile.



Keskmete hindade ja toodangu mahtude aegridade kõrvutamine näitab, et hinna muutumine eelneb tavaliselt vastava kauba füüsilise mahu muutumisele. Eriti tüüpiline on selline muutumise järjekord tarbekaupadel, kui tootjad orienteeruvad turul väljakujuneva tasakaaluhinna järgi. Järelikult tuleks sel juhul eelistada indeksisüsteemi 3.3, mis kirjeldab majanduse funktsioneerimist sisuliselt õigemini kui indeksisüsteem 3.2. See on üheks põhjuseks, miks kapitalistlikes riikides kasutatakse hinnaindeksi baasiaasta toodangu mahtu. Teiseks küllalt oluliseks põhjuseks on suurem operatiivsus, sest hinnaindeksi arvutamiseks pole vaja hankida informatsiooni aruandeperioodi kaubakoguste kohta.

Põhjuslik seos hind → toodangu maht ei ole siiski üldkehtiv, eriti neis majandusharudes, kus tootmine sõltub looduslikest tingimustest (põllumajandus, maavarade kaevandamine jne.). Sellistes harudes dikteerib hinna ringlussfääri suunatava kauba kogus (näit. puu- ja kõõgivilja sesoonsed hinnad). Järelikult oleks siin õigem kasutada indeksisüsteemi 3.2. Samuti sobib see süsteem stabiliseeriva hinnapoliitika korral, kui hinnad reageerivad toodangu mahu ja ostuvõimelise nõudluse muutustele suure hilineemisega. Et NSV Liidus iseloomustab hindade kujundamist just niisugune hinnapoliitika, siis oleks meil õigem kasutada indeksisüsteemi 3.2. Tema praktilist väärtust suurendab seegi, et hinnaindeksi absoluutne juurdekasv 3.5 näitab reaalselt efekti, mida tarbijatele andis hindade muutmise aruandeperioodil.

Neist teguritest aga ei piisa indeksisüsteemide valiku põhjendamiseks. Selgitamist nõuab kõigepealt hindade ja kaupade koguse muutumise järjekorra kriteerium. See kriteerium sobiks siis, kui muutumise järjekord oleks alati sama ja enamikul kaupadel ühesuguse ajalise nihkega. Nii see aga ei ole kahjuks mitte alati. Enamikul juhtudel on õigem eeldada, et hindade ja koguste muutumine toimub s a m a a e g s e l t.

Indeksisüsteemid 3.2 ja 3.3 on tegurite muutumise järjestuselt vastandid. Sellepärast võiks samaaegsuse kriteeriumi rahuldavat indeksisüsteemi esimeses lähenduses otsida 3.2 ja 3.3 sünteesimise teel. Hindade statistikas kasutatakse Fischeri indeksit:

$$I_{pf} = \sqrt{I_{p1} \cdot I_{p0}} = \sqrt{\frac{\Sigma p_1 q_1}{\Sigma p_0 q_1} \cdot \frac{\Sigma p_1 q_0}{\Sigma p_0 q_0}} \quad 3.9$$

ja Edgeworth'i indeksit:

$$I_{pe} = \frac{\Sigma p_1 (q_0 + q_1)}{\Sigma p_0 (q_0 + q_1)} \quad 3.10$$

Indeksite I_{pf} ja I_{pe} arvutamine on võrdlemisi tülikas ning seepärast kasutatakse neid suhteliselt harva, peamiselt siis, kui struktuuri nihked on suured ja indeksite I_{p1} ja I_{p0} väärtused oluliselt erinevad.

Kolmas võimalus indeksite I_{p1} ja I_{p0} sünteesimiseks on struktuuri nihete elimineerimine baasi- ja aruandeperioodi kaubakoguste tingliku võrdsustamise teel, kusjuures uued

kogused q_v kuuluvad vahemikku $q_0 \dots q_1$. Uus, vahepealne struktuur valitakse selline, mis kõige adekvaatsemalt peegeldaks kaubakäivet vaadeldaval ajavahemikul. Ent q_v võib arvutada ka teistmoodi, võttes aluseks näiteks mingi normatiivse struktuuri:

$$I_{pv} = \frac{\sum p_1 q_v}{\sum p_0 q_v} \quad 3.11$$

Toodangu maksumuse indeksi arendamisel (silmas pidades tegurite samaaegse muutumise tingimust) võib lähtuda absoluutse juurdekasvu jaotumisest. Oletame esmalt, et ühe teguri muutudes jääb teine alati muutumatuks. Selle eelduse kohaselt arvatud osajuurdekasve nimetatakse tegurite mõju isoleeritud ulatusteks [2]:

$$\sum p_1 q_0 - \sum p_0 q_0 = \sum \Delta p q_0 \quad 3.12$$

$$\sum p_0 q_1 - \sum p_0 q_0 = \sum p_0 \Delta q \quad 3.13$$

Leitud osajuurdekasvud ei arvesta hinna ja koguse juurdekasvude korrutist $\Delta p \cdot \Delta q$. Kui see täiendav osajuurdekasv jaotada kummagi teguri vahel võrdselt, saame hinna kogumõju jagamisel baasiaasta kaubakäibega hindade üldindeksi:

$$I'_p = \frac{\sum p_1 q_0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p \cdot \Delta q}{\sum p_0 q_0} \quad 3.14$$

Kui täiendav osajuurdekasv jaotada võrdeliselt isoleeritud osajuurdekasvude suurusel, on võimalik hindade üldindeksi leida valemist

$$I''_p = \frac{\sum p_1 q_0 + \sum a \cdot \Delta p \cdot \Delta q}{\sum p_0 q_0} \quad 3.15$$

$$\text{kus } a = \frac{|\Delta p q_0|}{|\Delta p q_0| + |p_0 \Delta q|}$$

Struktuuri nihete mõju illustreerimiseks hindade üldindeksites leiame nende arvvaartused näiteks kahe toote puhul. Neist kauba B hind ja kogus on aruande- ja baasiperioodil ühesugused, kaubal A aga muutuvad. Variandis I ja IV on see muutus samasuunaline, variandis II ja III vastassuunaline (vt. tab.). Lisaks hindade üldindeksitele on tabeli lõpus antud ka toodangu maksumuse ja keskmiste hindade indeksid.

Arvnäite analüüsist järeldub:

kui $\Delta q > 0$, siis on I_{p1} sama kauba hinna muutuste suhtes tundlikum kui I_{p0} ($\Delta p > 0$ puhul $I_{p1} > I_{p0}$, $\Delta p < 0$ korral aga $I_{p1} < I_{p0}$);

kui $\Delta q < 0$, s. t. kauba osatähtsus väheneb, siis on hinna muutuste suhtes tundlikum I_{p0} (variandid III ja IV);

indeksid I_{pf} ja I_{pe} annavad praktiliselt ühesuguse tulemuse, mis võrdub I_{p1} ja I_{p0} keskvaartustega;

valemis 3.11 valiti $q_v = 0,3q_0 + 0,7q_1$, mistõttu I_{pv} sarnaneb rohkem indeksiga I_{p1} kui indeksiga I_{p0} ;

I'_p ja I''_p annavad indeksile I_{p1} lähedase tulemuse, kusjuures I'_p ja I''_p erinevad teineteisest seda enam, mida rohkem erinevad hinna ja koguse suhtelised juurdekasvud.

Hindade üldindeksite ekstremaalvaartusteks on I_{p1} ja I_{p0} , kusjuures nad erinevad teineteisest kuni 9% (IV variant). Samal ajal aga olid hinna ja koguse suhtelised juurdekasvud keskmiselt 50%. Kuna praktikas arvatatakse hindade üldindeksid suurte kaubarühmade kohta, kus hinna ja koguse suhtelised juurdekasvud harva ulatuvad üle 50%, siis kujuneb I_{p0} ja I_{p1} erinevuseks harilikult 2–3%, lühemate ajavahemike ja stabiilse konjunktuuri puhul aga ainult mõni kümnendik protsenti. Seetõttu pole enamikul juhtudei keerulisemate valemite (3.9...3.15) kasutamine õigustatud ja valida tuleb ainult indeksite

Hindade üldindeksite arvvaartused

| | Variandid | | | | | | | |
|---------------------|-----------|----|-------|----|-------|----|-------|----|
| | I | | II | | III | | IV | |
| | A | B | A | B | A | B | A | B |
| p_0 | 6 | 5 | 6 | 5 | 6 | 5 | 6 | 6 |
| q_0 | 24 | 40 | 24 | 40 | 24 | 40 | 24 | 40 |
| p_1 | 9 | 5 | 3 | 5 | 9 | 5 | 3 | 5 |
| q_1 | 40 | 40 | 40 | 40 | 12 | 40 | 12 | 40 |
| Δp | + | | - | | + | | - | |
| Δq | + | | + | | - | | - | |
| I_{p1} (3.2) | 1,273 | | 0,727 | | 1,132 | | 0,868 | |
| I_{p0} (3.3) | 1,209 | | 0,791 | | 1,209 | | 0,791 | |
| I_{pf} (3.9) | 1,241 | | 0,758 | | 1,170 | | 0,829 | |
| I_{pe} (3.10) | 1,245 | | 0,755 | | 1,175 | | 0,825 | |
| I_{pv} (3.11) | 1,258 | | 0,743 | | 1,161 | | 0,842 | |
| I_p' (3.14) | 1,279 | | 0,721 | | 1,157 | | 0,843 | |
| I_p'' (3.15) | 1,269 | | 0,730 | | 1,157 | | 0,843 | |
| I_{pq} (2.1) | 1,628 | | 0,930 | | 0,895 | | 0,686 | |
| $I_{\bar{p}}$ (2.3) | 1,302 | | 0,744 | | 1,102 | | 0,844 | |

I_{p1} ja I_{p0} vahel. Sisuliselt taandub see probleem küsimusele, millist kaupade struktuuri lugeda «õigemaks», kas baasi- või aruandeperioodi oma. Et küsimus on sisulist laadi, siis pole võimalik seda formaalselt lahendada (näit. I_{pf} või I_p'' abil). Vastuse leidmiseks tuleks arvestada majandusliku analüüsi eesmärki, kaupade struktuuri stabiilsust ja struktuuri muutuste põhjendatust. Pikema ajaperioodi ja struktuuri suurte nihete korral tuleks arvutada nii I_{p0} kui ka I_{p1} , et määrata võimaliku vea suurust.

Tegurite analüüs

Eelmises alajaotuses vaatlesime toodangu maksumuse indeksi koosnevana ainult kahest tegurist. Tegelikult on mõlemad need tegurid koondindeksid, mis esindavad tervet alamtegurite rühma. Järgnevas tehakse katsed neid tegureid sisuliselt analüüsida, kusjuures lõppeesmärgiks on täpsustada füüsilise mahu ja hinnaindeksi mõju ulatust.

Indeksisüsteeme 3.2 ja 3.3 saab hindade ja toodangu mahtude analüüsimiseks edukalt kasutada vaid siis, kui kaupade kvaliteet ja nomenklatuur aruande- ning baasiperioodil püsivad muutumatuna. Sel juhul mõjutaksid toodangu maksumust ainult hinnad, füüsiline maht ja struktuuri nihked (näit. kallimate kaupade osatähtsuse suurenemine). Tähistame need kolm tegurit vastavalt i_p , i_q ja i_s .

$$I_{pq} = i_p \cdot i_q \cdot i_s \quad 4.1$$

Indeksisüsteemi 4.1 seost eelmises punktis vaadeldud indeksitega võiks graafiliselt illustreerida järgmiselt:

| | | |
|-------|-------|-------|
| i_q | i_s | i_p |
| I_q | | I_p |

Järelikult kajastub osa struktuuri nihete mõjust toodangu mahu indeksis I_q , teine osa aga hinna indeksis I_p . Viimase suurust mõjustab kaupade struktuuri muutumine kahel teel: otseselt (vt. I_{p0} ja I_{p1} analüüsi eelmise alajaotuse lõpus) ja kaudselt (hindade üldindeksi arvutamiseks kasutatavate keskmiste hindade muutumine struktuuri nihete tõttu vastavas kaubagrupis). Olenevalt statistilise vaatluse täpsusest ja arvutuste meetodikast võib I_p ja I_q vaheline piir nihkuda ühele või teisele poole. Seejuures on struktuuri muutuste kaudne mõju tavaliselt tugevam kui otsene mõju.

Indeksite mõju ulatuse kindlaksmääramine muutub tunduvalt keerulisemaks, kui loobuda eeldusest, et kaupade nomenklatuur ja kvaliteet on stabiilsed. Baasi- ja aruandeperioodi lahutava ajavahemiku pikenedes aga on see vältimatu, sest mõnedes tööstusharudes, nagu näiteks aparaadiehituses, keemiatööstuses ja masinaehituses, uueneb viie aastaga peaaegu pool väljalastavast toodangust. Uute kaupade tõttu raskebaasi- ja aruandeperioodi kaubagruppide võrdlus, sest tegemist on ju kvalitatiivselt erinevate toodetega. Oletame näiteks, et autokummide tehase hakkas valmistama sõiduautode väliskumme, mille vastupidavus vanadega võrreldes suurenes 2-, hind aga ainult 1,5-kordseks. Kui valmistatavate kummide arv jääks samaks, siis tähendaks see toodangu kahekordistumist ja järelikult tuleks indeksisüsteemides 3.2 ja 3.3 vastava aruandeperioodi toodangu maht (q_1) korrutada kahega. Et hind suurenes ainult 1,5-kordseks, siis toimub autokummide keskmise hinna alanemine. Seega suurenes antud näites I_q ja vähenes I_p . Autokummide kvaliteedi mitteamistamisega oleks ka I_p suurenenud.

Esitatud näide on võrdlemisi trivიაalne ja üheselt interpreteeritav. Praktikas aga on enamikul juhtudel väga raske kvaliteedi muutumist kvantifitseerida. Seetõttu kasutatakse toodangu mahu naturaälühikute teisendamist sõltuvalt kvaliteedist ainult neil juhtudel, kui seos kvaliteedi ja mahu vahel on ilmne ja suhteliselt täpselt määratav (tingtraktor, tingmootor, tingtoos jm.). Kõigil teistel juhtudel kvaliteedi muutumist kas üldse ei arvestata või loetakse kvaliteedi paranemine võrdseks hinna tõusuga.

Seega võib kauba hinna arvutada põhimõtteliselt kahel teel: maksimumusena 1) füüsilise mahu ühiku ja 2) tarbimisväärtuse ühiku (tingühiku) kohta. Hindade tasemest saame täpsema pildi teisel juhul, eriti näiteks elanikkonna reaalpalga uurimisel. Kvaliteedi kvantifitseerimise keerukuse tõttu tuleb aga sageli kasutada esimest, ligikaudset meetodit. Järgnevas analüüsis lähtutakse teisest meetodist kui põhimõtteliselt õigemast.

Niisiis võib kauba füüsilise mahu indeksit vaadelda koosnevana kahest tegurist:

$$i_q = i_{qx} \cdot i_{qh} \quad 4.2$$

kus i_{qx} on kauba füüsilise mahu «puhas» suurenemine naturaälühikutes ja i_{qh} — füüsilise mahu täiendav suurenemine kvaliteedi paranemise arvel (arvutatuna tarbimisväärtuse tingühikutes).

Kui eeldada, et nõudmine ja pakkumine on tasakaalus ning tootjad ei avalda turukonjunktuuri kujunemisele mingit survet, siis on vaadeldavas kaubarühmas toimuvad struktuuri nihked harilikult majanduslikult põhjendatud. Kui seejuures kauba hind tarbimisväärtuse ühiku kohta ei muutu, siis võib neid struktuuri nihkeid (olgu vastav tegur i_{sq}) lugeda füüsilise mahu indeksisse kuuluvaiks. Indeks i_{sq} peegeldab sel juhul niisugust tarbijate huvidega kooskõlas olevat kaupade kvaliteedi (ja sellega kaasnevate struktuuri nihete) muutust, mis ei ole otseselt teisendatav toodangu mahu suurenemiseks (seda arvestab tegur i_{qh}), vaid avaldub tarbimisväärtuse tõusus parema maitse, käsitsemise mugavuse suurenemise, kaunima väliskujunduse, väiksemate gabariitide vms. näol.

Tarbimisväärtuse tõusu saab põhimõtteliselt mõõta kahel teel: 1) ekspertide hinnangute ning kvalimeetriliste uurimiste abil ja 2) turul kujunenud ning kõigi tarbijate hinnanguid summeeriva tasakaaluhinna vahendusel.

Kahjuks ei muutu kauba hind ja tarbimisväärtus mitte alati proportsionaalselt. Puhuti ennetab hindade tõus toodete kvaliteedi paranemise, s. t. toimub vaid näiline kvaliteedi paranemine. Teiseks võib hindade varjatud tõus olla tingitud tarbijate huvisid ignoreerivast kallimate kaupade osatähtsuse suurenemisest. Kolmandaks hindade taset mõjutavaks

teguriks on nn. kvaliteedi triiv, mis seisneb näiteks kauba tarbimisväärtuse järkjärgulises kahanemises stabiilse hinna korral. Kvaliteedi triivi abil vähendatakse kunstlikult nõudmist odavamate kaupade järele ja stimuleeritakse paremate, kuid kallimate toodete tarbimist.

Tähistame nende kolme teguri koosmõju indeksiga i_{sp} , mis sisuliselt väljendab toodangu uuenemisest ja struktuuri nihetest tingitud keskmise hinna ja tarbimisväärtuse juurdekasvude suhet. Indeks $i_{sp} > 1$, kui hindade tõus ennetab tarbimisväärtuse suurenemise. Tarbimisväärtusega proportsionaalset hindade muutumist arvestab indeks i_{sq} (sel juhul $i_{sp} = 1$).

Praktikas harva esinev, kuid siiski käsitlemist vajav juhtum on hindade tõusu ennetav tarbimisväärtuse suurenemine, mida pole võimalik väljendada indeksiga i_{qh} . Põhimõtteliselt on selle juhtumi kirjeldamiseks kaks võimalust: kas $i_{sq} > 1$ või $i_{sp} < 1$. Esimesel juhul loetakse kvaliteedi tõus tinglikult toodangu mahu suurenemiseks, teisel juhul avaldub ta hindade alanemisena.

Kuna käesolevas on toodangu mahu mõõtmise alusena kasutatud tarbimisväärtuse tingühikut, siis tuleks õigemaks lugeda esimest varianti. Järelikult näitab $i_{sq} > 1$ stabiilsete hindade korral kauba kvaliteedi tõusu, kusjuures $i_{sp} = 1$.

Lõpuks mõjutab toodangu maksumust hindade reguleerimine, toimuigu see kas jooksvalt või hinnareformide abil. Tähistame selle hinna indeksi sümboliga i_p . Erinevalt indeksist i_{sp} arvestab i_p ainult neid hindade muutusi, millega ei kaasnenud kauba kvaliteedi muutust.

Niisiis on toodangu maksumuse indeksi viie teguri korrutis:

$$I_{pq} = i_{qx} \cdot i_{qh} \cdot i_{sq} \cdot i_{sp} \cdot i_p \quad 4.3$$

kus i_{qx} — füüsilise mahu suurenemine naturaälühikutes;

i_{qh} — füüsilise mahu täiendav suurenemine kvaliteedi paranemise arvel (määratakse tarbimisväärtuse tingühikutes);

i_{sq} — tarbimisväärtuse (kvaliteedi) tõus, millest on maha arvatud i_{qh} mõju;

i_{sp} — tarbimisväärtuse paranemist ennetav keskmiste hindade tõus, mis on tingitud kvaliteedi näilise paranemisest, kvaliteedi triivist või struktuuri nihetest;

i_p — «puhas» hinna indeks, mis näitab hindade muutmise mõju (hinnareformid, hindade jooksev reguleerimine).

Tegurid i_{qx} ja i_p on hõlpsasti määratavad ja kuuluvad alati vastavalt I_q ja I_p koosseisu. Kolme ülejäänud teguri mõõtmine nõuab spetsiaalseid kvalimeetrilisi meetodeid või ekspertide hinnangute kasutamist. Need kolm tegurit on ühtlasi n.ö. üleminekuks aladeks füüsilise mahu indeksi ja hindade üldindeksi piiril ning nad võimaldavad neli põhimõtteliselt erinevat kontseptsiooni:

$$I_q = i_{qx} \cdot i_{qh} \cdot i_{sq} \cdot i_{sp}; \quad I_p = i_p \quad 4.4$$

$$I_q = i_{qx} \cdot i_{qh} \cdot i_{sq}; \quad I_p = i_p \cdot i_{sp} \quad 4.5$$

$$I_q = i_{qx} \cdot i_{qh}; \quad I_p = i_p \cdot i_{sp} \cdot i_{sq} \quad 4.6$$

$$I_q = i_{qx}; \quad I_p = i_p \cdot i_{sp} \cdot i_{sq} \cdot i_{qh} \quad 4.7$$

Kõige tavalisem ja nõukogude statistikas praktiliselt ainuvalitsev printsiip toodangu maksumuse indeksi teguriteks jaotamisel on valem 4.4, mis hindade üldindeksi võrdustab «puhta» hinna indeksiga. Kõigi teiste tegurite mõju (sealhulgas ka i_{sp}) loetakse füüsilise mahu indeksisse kuuluvaks. Metodoloogiliselt on see printsiip kahtlemata lihtsaim, kuna I_p arvutamine toimub sel juhul hinnakirjade põhjal, s. t. puudub vajadus tegelike hindade jooksvaks registreerimiseks ja analüüsimiseks. Teiselt poolt aga ei arvesta niisugune hindade üldindeksi toodangu uuenemise ja struktuuri nihete mõju, sest I_p fikseerib ainult hindade muutmist, mitte aga hindade taseme muutumist.

Neist puudustest on vaba valem 4.5, mis autori arvates on ühtlasi parimaks lahenduseks I_p ja I_q mõju ulatuse piiritlemisel. Hindade üldindeksi arvutatakse siin baasiperioo-

diga võrreldava tarbimisväärtuse ühiku kohta. Järelikult väljendab I_p kõige täpsemalt hindade mõju raha ostujõule ja elanike reaalpalka suurusle.

Valemis 4.6 on hindade üldindeksisse lülitatud ka kauba kvaliteedi paranemist näitav tegur i_{sq} . Sellega aga muutub I_p tähendus tunduvalt ebamäärasemaks, sest nüüd ei peegelda ta mitte ainult hindade, vaid ka kvaliteedi muutumist. Samal ajal muutub I_q tähendus konkreetsemaks: valemis 4.5 väljendas ta tarbimisväärtuse kasvu selle sõna kõige laiemas tähenduses, valemis 4.6 väljendab ta ainult füüsilist mahtu tarbimisväärtuse tingühikutes.

Valemis 4.7 on I_q piiritletud veelgi kitsamalt, hindade üldindeks aga võrdub sisuliselt keskmiste hindade indeksiga, mille alusel saab hindade taseme kohta teha vaid väga ligikaudseid järeldusi.

Hindade üldindeksi arvutamine, arvestades toodangu uuenemist ja struktuuri nihete mõju

NSV Liidu statistikaorganid kasutavad toodangu maksumuse indeksi arendamisel peamiselt valemit 3.2, kus hindade üldindeksi kaaludeks on aruandeaasta mahud, füüsilise mahu üldindeksi kaaludeks aga baasiaasta hinnad:

$$I_{p1} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \quad 5.1$$

$$I_{q0} = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad 5.2$$

Mõlemal juhul on formaalselt tegemist püsiva struktuuri indeksitega, mistõttu teoreetiliselt peaks hindade üldindeksist olema täielikult elimineeritud toodangu mahu mõju ja indeksist I_{q0} hindade mõju. Tegelikult on elimineerimise ja täpsuse probleem mitmesugustel põhjustel tunduvalt keerulisem.

Esiteks: missugused kaalud on õigemad, kas baasi- või aruandeaasta omad? Kuna seda küsimust kolmandas punktis on juba käsitletud, siis piirdume siinkohal vaid märkusega, et toodangu maksumuse indeksi arendus 3.2 on vaid üks alternatiive, mille sobivus majandusliku analüüsi instrumendina sõltub selle analüüsi eesmärkidest ja parameetrite p_0 ning q_1 tüüpilisusest vaadeldava perioodi suhtes. Järelikult võib praktikas esineda olukordi, kus hindade üldindeks tuleb arvutada mingi teise valemi (näit. 3.9 või 3.11) põhjal. Siinkohal ei analüüsita valemit 3.2 mitte ainult sellepärast, et ta annaks nagu õigema tulemuse, vaid sellepärast, et ta on lihtsam ja ulatuslikumalt kasutatav. Pealegi on järgnev analüüs suhteliselt kergesti kohandatav ka teiste indeksisüsteemide (näit. 3.3) jaoks.

Teiseks: kuidas arvutada indeksi I_{p1} nimetajas ja I_{p0} lugejas esinevat avaldist $\sum p_0 q_1$ uute kaupade kohta? Statistikaorganid juhivad reeglist, et uute kaupade püsivhinnaks (p_0) tuleb lugeda esimest ametlikult kinnitatud hinda, mis on fikseeritud hinnakirjas, sõltumata baasiaasta ja uue kauba turuleilmumise vahelise aja pikkusest. Ent kui see ajavahemik ulatub 5÷10 aastani, mille jooksul nii raha ostujõud kui ka toodete suhtelised hinnad võivad tunduvalt muutuda, siis põhjustab selle reegli kasutamine vea, mis on proportsionaalne uute kaupade arvu ja kogusega. Järelikult on selle tõttu tekkinud viga kõige suurem kiirelt muutuva struktuuriga tootmisharudes, nagu näiteks masina- ja aparaaditehnika ning keemia-, jalatsi- ja õmblustööstus. Vea vältimiseks tuleks uue toote püsivhind arvutada baasiaasta analoogiliste kaupade alusel. Lühidalt — uue kauba püsivhinnaks peab olema baasiaasta tasakaalu hind (sisuliselt nõuab seda ka parameetri p_0 indeks valemities 5.1 ja 5.2). Enamikul juhtudel on see hind küllaltki täpselt määratav, kui on olemas ülevaade baasiaasta turukonjunktuuri ja hindade kohta. Uue kauba püsivhinna määramine esimese ametlikult kinnitatud hinna alusel tähendab teguri i_{sp} siirdumist indeksist I_{p1} indeksisse I_{q0} , mistõttu hindade üldindeks väheneb ja füüsilise mahu indeks suureneb (tavaliselt $i_{sp} > 1$).

Kolmandaks: kuidas jaotada indekseid I_{p1} ja I_{q0} vahel kaupade kvaliteedi ja struktuuri nihete mõju? Seda küsimust vaadeldi eelmises alajaotuses tegurite i_{qh} , i_{sq} ja i_{sp} analüüsimisel, kusjuures parimaks osutus tegurite jaotus valemi 4.5 kohaselt. Järgnevalt vaatlemegi selle valemi rakendamise võimalusi hindade üldindeksi I_{p1} arvutamiseks. Indeks I_{q0} on määratud toodangu maksumuse indeksi ja hindade üldindeksi jagatisena. Seega piisab vaadeldava küsimuse lahendamiseks ainult I_{p1} mõõtmisest:

$$I_{p1} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = i_p \cdot i_{sp} \quad 5.3$$

Täpsustame kõigepealt indeksi i_p sisu. NSV Liidus loetakse hinna muutumiseks [3, lk. 195] kehtiva, s. o. hinnakirjas fikseeritud hinna asendamist uuega, kusjuures kauba artikkel, valmistamise tehnilised tingimused ja kvaliteet peavad jääma samaks. Järelikult ei vaadelda hinna muutumisenähtena uue hinna kehtestamist uuele kaubale, kui viimane kvalitatiivselt erineb — olgu see erinevus kui tahes väike — oma eelkäijast. Samuti ei käsitata hinna muutumisenähtena ajutiste hindade kehtestamist või ajutise hinna asendamist püsivaga. Seega peegeldab statistikaorganite poolt arvutatav hindade üldindeks ainult ühte hindade taset mõjutavatest teguritest. Oluliste struktuuri nihete ja uute kaupade suure osatähtsuse korral aga annab see tegelikust hindade tasemest ebatäpse pildi. Järelikult tuleb I_p arvutamisel kindlasti arvestada ka teguri i_{sp} mõju.

Eelmises punktis defineerisime i_{sp} kui tarbimisväärtuse suurenemist ennetavat keskmiste hindade tõusu, mis on tingitud nii kvaliteedi triivist, kvaliteedi näilisest paranemisest kui ka tarbijate huvieid riivavatest struktuuri nihetest. Nende tegurite arvutamiseks tuleks kasutada spetsiaalset majanduslikku analüüsi [4]. Piirdume siinkohal vaid mõningate metodoloogiliste soovitusetega hindade üldindeksi arvutamisel valemist 5.1.

Toodangu kiire uuenemise korral on sõlmprobleemiks kaupade representatiivse kogumi moodustamine, s. t. kaalud (q_1) peavad vaadeldavale perioodile olema küllalt iseloomulikud. Nad tuleb valida nii, et baasiaasta püsivhindade (p_0) määramine uutele kaupadele ei tekitaks suuri raskusi (vt. $\sum p_0 q_1$ arvutamisest eespool).

Kvaliteedi triivi arvestamiseks tuleb igakülgset võrrelda samade toodete kvaliteeti baasi- ja aruandeperioodil ning olulise erinevuse korral grupeerida kaubad ümber mitte toote nimetuse, vaid kvaliteedi järgi. Sama tuleb teha ka kvaliteedi näilise paranemise puhul. Hindade üldindeks näitab hindade taset seda täpsemalt, mida sarnasem on võrreldavate kaupade kvaliteet. Kaupade kogumid valemi 5.1 lugejas ja nimetajas peavad olema ekvivalentsed mitte formaalselt, vaid sisuliselt, ning arvestama kaupade tegelikku tarbimisväärtust. Lühidalt — indeksi I_{p1} kaalud tuleb ühis mõõtsustada. Selle reegli vastu ei eksita mitte ainult kaalude, s. t. baasi- ja aruandeperioodi kaubagruppide formaalsel võrdustamisel, vaid ka p_1 ja p_0 määramisel. Nimelt tuleb hindade üldindeksis harilikult kasutada kaubagruppide keskmisi hindu. Indeks I_{p1} tuleks siis p_0 arvutada aruandeaasta kaupade struktuuri alusel. Praktikas aga tavaliselt loobutakse sellest lisaarvutusest ja leitakse $\sum p_0 q_1$ baasiaasta kaupade struktuurile vastava keskmise hinna abil.

Hindade üldindeksi arvutamine on hindade statistika tähtsaim, ent samal ajal kõige keerulisem ülesanne. Selle ülesande lahendamise edukus ei sõltu mitte ainult statistikaorganite, vaid ka hinnakomiteede tööst. Järelikult tuleb paralleelselt statistiliste meetodite täiustamisega edasi arendada ka meie hinnasüsteemi.

KIRJANDUS

1. U. Mereste, Statistika üldteooria, III. Indeksid. Tallinn, 1969.
2. Ф. Миллс, Статистические методы. М., 1958.
3. Н. Рязов, Н. Тителбаум, Статистика торговли. М., 1968.
4. Price Indexes and Quality Change. Harvard University Press, London, 1971.

Э. КАРЕДА

ИСЧИСЛЕНИЕ ОБЩЕГО ИНДЕКСА ЦЕН

Резюме

Статистическое наблюдение за уровнями оптовых и розничных цен осуществляется с помощью вычисления средних цен (на отдельные товары) и общих индексов цен (на товарную массу). Так как динамику цен больших товарных групп можно выявить только при помощи агрегатных индексов цен, точность и достоверность этих индексов имеет первостепенное значение. В статье дается обзор основных проблем расчета общего индекса цен и освещаются вопросы повышения достоверности этих расчетов.

Точность агрегатных индексов цен зависит от совершенства работы как органов статистики, так и ценообразования. Прежде чем вычислить общий индекс цен, нужно определить средние цены, исследовать конъюнктуру рынка и зарегистрировать структурные сдвиги в товарных группах. Индексы цен отражают динамику стоимости товаров с наибольшей достоверностью лишь в том случае, если фактические цены не отличаются от цен равновесия спроса и предложения. Последние определены как цены, минимизирующие затраты обращения товаров (нет дефицита и сверхнормативных запасов).

Построение индекса цен необходимо рассматривать в связи с построенным индексом физического объема товарооборота, вместе с которым он образует единую систему индексов (исходным показателем является товарооборот в фактических ценах). В зависимости от принципов учета структурных сдвигов и качества продукции можно составить несколько вариантов преобразования индексов товарооборота и цен. Наиболее точен из них вариант, в котором общий индекс цен учитывает вместе с официальным регулированием цен и их скрытое изменение из-за непропорционального роста цен и потребительской стоимости товаров. В конце статьи изложены некоторые рекомендации по усовершенствованию статистики цен.

*Институт экономики
Академии наук Эстонской ССР*

Поступила в редакцию
22/VI 1972

E. KAREDA

ON PRICE INDEX CALCULATIONS

Summary

After the economic reform of 1965 the administered price system in the Soviet Union became more flexible. It presents higher demands to price statistics. The author of the article makes an attempt to survey main problems in price index calculation, particularly the influence of commodities structure and quality shifts on aggregative price index.

There are two ways of making the aggregative price index more exact and reliable. Firstly, we must improve the price statistics itself by the use of more exact methods and price observations. As the aggregative price index is calculated on the basis of average prices, it must indicate real price trends that consider quality shifts and eliminate structural effects. Secondly, administered prices ought to be equal to normal equilibrium prices. When fixed prices don't consider the equilibrium of supply and demand, the aggregative price index will characterize the price level incorrectly.

The merchandise turnover index consists of aggregative price index (I_p) and quantum index (I_q). There are various possibilities of distributing structural and quality effects between I_p and I_q . The most precise is the variant in which I_q is calculated in qualitatively equivalent units. Further the aggregative price index must contain indirect price trends, too. The last section of the article contains some instructions concerning the calculation of these indices.

*Academy of Sciences of the Estonian SSR,
Institute of Economics*

Received
June 22, 1972