

<https://doi.org/10.3176/hum.soc.sci.1974.4.02>

MARI SAAT

TÖÖJÕU HARIDUSLIKU JA ERIALASE STRUKTUURI PROGNOOSIMISEST

Allpool käsitletakse tööjõu haridusliku ja erialase struktuuri prognoosimise kaht meetodit. Alustatakse ligikaudsema meetodiga, mille abil on võimalik prognoosida tööjõu üldist jaotust hariduse järgi, ekstrapoleerides haridusliku struktuuri senist dünaamikat iseloomustava jaotusfunktsiooni parameetrit. Edasi käsitletakse detailsemat meetodit, mis võimaldab tööjõuvajaduse erialast struktuuri prognoosida mudeli abil, kus tööjõuvajadus erialati on seatud sõltuvusse rahvamajandusharude majandusliku tegevuse intensiivsusest ja erialase töö otsekulukoefitsientidest rahvamajandusharuti. Lõpuks peatutakse erialase tööjõuvajaduse prognoosi usaldatavuse hindamisel.

1. Tööjõu haridusliku ja erialase struktuuri prognoosimise vajadusest

Tänapäeva teaduslik-tehnilise revolutsiooni mõjul toimuvad tööjõu struktuuris olulised nihked: uued leiutised ja nende tootmise rakendamine põhjustavad uute erialade teket ja traditsiooniliste erialade kadumist või nende osatähtsuse vähenemist ühiskondliku töö üldmahus. Mida kiirem on teaduse, tehnika ja tootmise areng, seda kiiremini vahetuvad ka erialad. Sealjuures on tendentsiks töö kvalifitseerituse tõus. Mida kõrgema kvalifikatsiooniga aga on töötaja, seda kõrgem on tema haridustase ja seda rohkem aega nõuab tema väljaõpetamine.¹ Lisaks tuleb arvestada, et kõrgema kvalifikatsiooniga tööjõu või uue eriala valdajate ettevalmistamiseks on vaja ka vastavaid õpetajaid, kellele endi väljaõpetamine-õppimine nõuab omakorda aega. Nii muudab tehnika progress tööjõu erialase ettevalmistamise pikemaajaliseks, sellega ka inertsemaks. Samal ajal aga nõuab erialade kiire vahetumine või nende osatähtsuse muutumine eriharidussüsteemilt kiiret ümberorienteerumist uuele tööjõuvajadusele [1]. Seda vastuolu leevendaks see, kui õpilasele anda võimalikult laialdased teadmised, et teda pärast kooli lõpetamist oleks võimalik rakendada mitmetel piirnevail erialadel. Seda aga on võimalik teha vaid teatud määral ja teatud piirnevate erialade piirides. Seejuures tuleb arvestada, et laiemad teadmised on paratamatult pealiskaudsemad. Seoses teaduslik-tehnilise revolutsiooniga suureneb kiiresti ka uute teadmiste maht. See nõuab spetsialistilt, kui ta tahab püsida vajalikul teadmiste tasemel, pidevat enesetäiendamist; informatsiooni rohkuse tõttu aga suudab ta seda teha vaid mingi kitsa eriala piires. Nii et kui me koolidest laseksimegi välja vaid laiema profiiliga lõpetajaid, ei oleks siiski võimalik vältida nende hilisemat kitsast erialast spetsialiseerumist töökohal. Erialase spetsialiseerumise süvenemine suurendab tasakaalustamatuse ohtu tööjõu soovitava (nõutava) ja olemasoleva kvalitatiivse (haridusliku ja erialase) struktuuri vahel. Kui eriala või tootmisloiku, kus teatud erialaseid teadmisi saab rakendada, tabab regress, kui ta tõrjutakse välja mõne progressiivsema

¹ Kõrgema haridusega spetsialisti väljaõpetamisele kulub vähemalt 4–6 aastat, keskeriharidusega spetsialisti väljaõpetamiseks 2–3 aastat eeldusel, et neil on juba omandatud nõutav üldharidus.

eriala või tootmisharu poolt, on spetsialistil väga raske ümber kvalifitseeruda. Võib tekkida töäjõu üleküllus teatud regressiivsetel erialadel ja defitsiit progressiivsetel erialadel.

Teoreetiliselt oleks võimalik luua teatav laiema profiiliga töäjõu varu, kuhu kuulujaid saaks suhteliselt kiiresti spetsialiseerida. Töäjõu täieliku rakendatuse tingimustes aga pole see võimalik.

Üks võimalus hariduse andmise inertsuse ja temalt nõutava paindlikkuse vahelise vastuolu leevendamiseks on töäjõu haridusliku ja erialase struktuuri prognoosimine, lähtudes tulevases rahvamajanduse struktuurist ning tootmistehnika ja tehnoloogia tase-mest. Võrreldes töäjõu prognoositud ja kehtivat struktuuri, võime kindlaks määrata need punktid, kus töäjõu nõudmises-pakkumises võivad tekkida ebakõlad, tasakaalustamatus, ühtlasi saame teada, millistesse erihariduse harudesse tuleks suunata rohkem ressursse ja milliste erialade valdajail võib tekkida tarvidus ümberkvalifitseerumiseks.

2. Jaotusfunktsiooni kasutamisest töäjõu haridusliku struktuuri prognoosimisel

Alljärgnevalt esitame ühe lihtsama ja ligikaudsema meetodi, mis nähtuse arengut võimaldab prognoosida ühe faktori, nimelt aja muutuse kaudu. Prognoositavaks nähtu-seks on töäjõu üldine hariduslik struktuur.

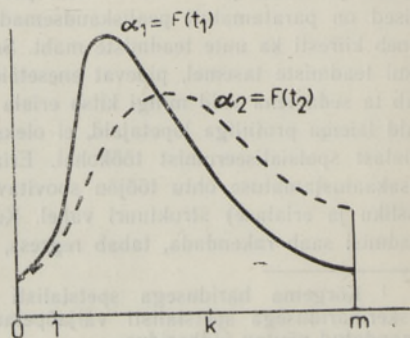
Mingil ajamomendil t on töäjõule omane mingi kindel hariduslik struktuur. Seda võib kujutada diskreetse statistilise reana, tähistades haridustasemed, alates madalaimast ja lõpetades kõrgeimaga, indeksitega $\{0, 1, 2, \dots, k, \dots, m\}$. Suhe $\frac{y_k}{\sum_k y_k} = p_k$ on

haridustasemega k töötajate osatähtsus töäjõu üldarvus (y_k — haridustasemega k töö-tajate arv; $\sum_k y_k$ — töäjõu üldarv). Nüüd saame jada $\{p_0, p_1, \dots, p_k, \dots, p_m\}$. Tõe-näosusteooria järgi võib säärast jada interpreteerida kui mingit tihedusfunktsiooni, sest $\sum_k p_k = 1$. Töötaja sattumine k -ndasse haridustasemesse on siin juhuslikuks suuruseks ja p_k tähistab selle juhusliku suuruse esinemise tõenäosust. Et jaotus on diskreetne ja p_k väärtus muutub sõltuvalt k muutumisest, s. o. $p_k = f(k)$, võib siin statistiliste andmete aproksimeerimiseks kasutada Poisson'i jaotust [2]. Selle jaotuse puhul on tõenäosus, et juhuslik suurus omandab k -nda väärtuse, võrdne:

$$p_k = \frac{\alpha^k}{k!} e^{-\alpha} \quad (1)$$

Poisson'i jaotus on üheparameetriline, s. t. matemaatiline ootus M_k , dispersioon D_k ja parameetri α suurus on võrdsed: $M_k = D_k = \alpha$. Näeme, et antud juhul on ainsaks suuruseks, mida tuleb prognoosida, parameetri α väärtused.

Töötajate hariduslik struktuur, seega ka jaotusfunktsiooni $f(k)$ kuju ja parameetri α väärtus, mis mõjutab jaotusfunktsiooni kuju, peaksid sõltuma ajast: tehniline progress peaks põhjustama keskmise haridustaseme tõusu, peaks üha tõusma ka suurema haridusega töötajate osatähtsus, mistõttu funktsiooni $f(k)$ graafik peaks aja jooksul sile-nema. Neid muutusi väljendab parameetri α suurenemine. Seetõttu peaks parameeter α aja jooksul suurenema. Säärane arutelu juhib meid sõltuvuse $\alpha = F(t)$ uurimisele. Välja selgitanud selle sõltuvuse statistilise seaduspärasuse ja eeldades, et see seaduspärasus on laiendatav ka tulevikule, saame prognoosida parameetri α väärtused, seega ka $f(k)$ kuju mis tahes prognoosiaastal t (joon.),



3. Töõjõu erialase struktuuri prognoosimisest mõjutegurite kaudu

Eelmises alajaotuses kirjeldasime üht töõjõu struktuuri prognoosimise lihtsaimat meetodit. See meetod tagab vaid väga ligikaudsed tulemused. Seetõttu tuleks töõjõu struktuuri edasisel, diferentseeritumal prognoosimisel kasutada täpsemaid tulemusi võimaldavaid meetodeid, kus nähtuse areng pole asetatud sõltuvusse ühest faktorist, nagu ülalkirjeldatud meetodi puhul, vaid mitmest mõjutegurist. Järgnevalt kirjeldamegi üht sellist meetodit töõjõu erialase struktuuri prognoosimiseks.

Töõjõu erialase struktuuri muutumise sõltub tehnilisest progressist. Viimase mõju avaldub siin mitme tegurina. Esiteks tõuseb tehnilise progressi mõjul tootlikkus, ühtedel erialadel mõistagi kiiremini kui teistel, mistõttu suhteline vajadus töõjõu järele väheneb ühtedel erialadel teistest kiiremini. Teiseks suureneb absoluutne töõjõu vajadus enamasti progressiivsetel erialadel ja väheneb regressiivsetel. Kolmandaks võivad muudatada rahvamajandusharude osatähtsused tootmise üldmahus. Kui töõjõud mingil erialal on rakendatud valdavalt ühte tootmisharusse, mõjutab selle haru osatähtsuse muutus tootmise üldmahus vajadust tolle eriala töõjõu järele.

Erialase töõjõu vajaduse prognoosimisel on levinumaks võtteks töö otsekulukoeffitsientide kasutamine [3, 6]. Olgu $t=0, 1, \dots, n$ prognoosiperioodi aastad; $i=1, 2, \dots, I$ rahvamajanduslikud tegevused ja $u=1, 2, \dots, U$ erialad. $y_i(t)$ tähistab rahvamajandusliku tegevuse i intensiivsust, mida materiaalse tootmise harudes võib väljendada tootmismahuna, teenindussfääris — teenindavate ühikute arvuga, jne. $w_{ui}(t)$ on töö otsekulukoeffitsient, mis väljendab eriala k kasutamise määra rahvamajanduslikus tegevuses i intensiivsuse y_i ühiku kohta. (Näiteks, kui palju eriala u töõtajaid läheb vaja tuhande rubla eest toodangu andmiseks või tuhande inimese teenindamiseks vms). Tegurite y_i ja w_{ui} korrutis $x_{ui}=w_{ui}y_i$ väljendab töõjõuvajadust erialal u tegevuses i . Summeerides korrutised rahvamajandusharuti, saame töõjõu üldvajaduse x_u erialal u . Nii kujutab mudel üldise töõjõuvajaduse määramiseks erialal u mingil aastal t endast lineaarset polünoomi;

$$x_u(t) = \sum_{i=1}^I w_{ui}(t) y_i(t) \quad (2)$$

Lähtudes üldisest töõjõuvajadusest x_u erialal u prognoosiperioodil ja aruandeperioodil ning töõjõu eeldatavast dünaamikast, võime prognoosida täiendava vajaduse u -ndat eriala valdajate järele ja vastavalt sellele planeerida õpilaste vastuvõttu eriharidussüsteemi [3, 4].

Säärane mudel (2), kus erialane töõjõu vajadus on tootmisharuti disagegreeritud, on tuletatud vajadusest kasutada töõjõu pikaajalisel prognoosimisel ekspertide hinnanguid. Ei ole olemas eksperti, kes oskaks öelda, kui palju vajab rahvamajandus kümne aasta pärast inseneri, autojuhte, programmeerijaid jms. Küll aga leidub asjatundjaid, kes oskavad neile tuntud rahvamajandusharus prognoosida töõjõu struktuuri nihkeid. Lähtudes näiteks selle tootmisharu tehnoloogilisest tasemest mõnel selles tootmisharus edasijõudnumal maal, uutest leiutistest, mis prognoosiperioodil tõenäoliselt peaksid praktikas juurduma jms., hindab ekspert, milliseks peaks prognoosiperioodil kujunema kõnesoleva haru tehnoloogiline seisund ja milliseid muutusi põhjustab siin tehnoloogia areng töõjõu struktuuris. Statistilise perioodi trende ekstrapoleerides ja ekspertide hinnanguid kasutades hinnatakse samuti tootlikkuse üldist muutust rahvamajandusharudes, seda, kui palju võiks töõtajate arv toodangu ühiku kohta väheneda. Korrigeeritud statistikaperioodil kehtinud koeffitsientide (w_{ui}) prognoositud struktuurinihetega ja tootlikkuse muutusega, võime nad üle kanda prognoosiperioodile. Rahvamajandusharude tegevuse intensiivsuse (y_i) prognoosimiseks võib kasutada makroökonomilist mudelit, kus bilansimeetod on seostatud ekstrapolatsiooni- jt. matemaatilise statistika meetodite ning ekspertide hinnangutega.

4. Linearse polünoomikujulise prognoosimudeli usaldatavusest (erialase töäjõu vajaduse näite alusel)

Esimesel pilgul paistab, nagu peituks alljaotuses 1 esitatud probleemi täielik lahendus töäjõu erialase struktuuri (vajaduse) prognoosimises: meil tarvitseb vaid õigesti prognoosida ja vastavalt sellele jaotada ressursse. See lahendus aga on näiline, sest meil pole võimalik õigesti, s. t. täpselt, prognoosida isegi siis, kui meid ei takistaks töö suur maht. Valemis (2) on muutujad esitatud determineerituna, tegelikkuses aga on tootmise ja tehnika areng stohhastiline. Tõenäosus, et muutujate x_u , w_{ui} , y_i prognoositud väärtused ühtivad nende tegelike väärtustega tulevikus, on lõpmata väike. Usutavasti kõiguvad tegelikud väärtused mingis vahemikus prognoositud väärtuste ümber, kui prognoosiperioodi saabudes pole prognoositud tööalad või tootmisharud hoopis kadunud. Kui muutujad on prognoositud asjatundlikult, võime loota, et vahemik, mille võrra muutuja tegelik väärtus võib prognoositust hälbida, on suhteliselt väike, et prognoos pole küll täpne, kuid on usaldusväärne, s. t. prognoos täitub meile vastuvõetava tõenäolisusega teatud usaldus- ehk hälbimisintervallis, mis meid rahuldab, ja me võime tõepoolest temale tuginedes ressursse jaotada, jättes varusid näitajate tasakaalustamiseks prognoosivea (usaldusintervalli) piires. Järelikult ei lahenda prognoosimine olukorda, nagu kepp ei muuda pimedat nägijaks, küll aga kergendab edasilikumist.

Niisiis on muutujad, nii prognoosi sisendnäitajad y_i ja w_{ui} kui ka väljund, s. o. vajadus erialaste töötajate järele x_u , juhuslikud suurused. Seetõttu ei tuleks nende õigemaks peegeldamiseks nende väärtused esitada mitte determineerituna, vaid mingis tõenäolise täitumise intervallis: $z(t) = \bar{z}(t) \mp \Delta \bar{z}(t)$, kus $\bar{z}(t)$ on prognoositava näitaja oodatav keskväertus ajamomendil t ja $\mp \Delta \bar{z}(t)$ on hälbimisintervall momendil t [5]. Näitajate säärane kujutamine raskendab aga arutamist. Seepärast on arvutusteks kasutatavate näitajate juhuslikke parameetreid otstarbekas kirjeldada keskväertuste ja dispersioonide abil ja ainult väljundväärtused kujutada usaldusintervallidena. Seega oleksid siis mudelis (2) sisendnäitajate w_{ui} ja y_i prognoositud väärtused nende keskväertusteks \bar{w}_{ui} ja \bar{y}_i , millest nende tegelikud väärtused prognoosiperioodil hälbivad suuremal või vähemal määral.

Juhuslike suuruste w_{ui} ja y_i korrutise x_{ui} keskväertus avaldub järgmiselt:

$$\bar{x}_{ui} = E(w_{ui}y_i) = E(w_{ui})E(y_i) + K_{w_{ui}y_i} = \bar{w}_{ui}\bar{y}_i + K_{w_{ui}y_i} \quad (3)$$

kus $E(\dots)$ — keskväertuse sümbol ja $K_{w_{ui}y_i}$ — tegurite kovariatsioon. Üldiselt peetakse töö otsekulukoefitsiente w_{ui} suhteliselt püsivaks rahvamajandusharude tegevusintensiivsuse (y_i) muutuse suhtes ja vastupidi (see eeldus on aluseks x_u disagregeeritud prognoosimisel), s. t. eeldatakse korrutise liikmete omavahelist sõltumatust, mistõttu võib lugeda, et $K_{w_{ui}y_i} = 0$. Seega valem (3) lihtsustub:

$$\bar{x}_{ui} = \bar{w}_{ui}\bar{y}_i \quad (4)$$

Juhuslike suuruste x_{ui} , $i=1, 2, \dots, I$, summa $x_u = \sum x_{ui}$ keskväertus avaldub nende suuruste keskväertuste summana:

$$\bar{x}_u = E\left(\sum_{i=1}^I w_{ui}y_i\right) = \sum_{i=1}^I \bar{w}_{ui}\bar{y}_i \quad (5)$$

Kui prognoosiperiood on lühike, 5 aastat või alla selle, võime loota, et hälbimised keskväertusest pole olulised. Hariduse ja töäjõu prognoosimises aga on eriline tähtsus just pikaajalistel prognoosidel. Prognoosiperioodi pikenedes muutuvad eksimisvõimalused ja tõenäolised hälbed keskväertustest üha suuremaks, sest meie teadmised mingi tulevikuhetke kohta on pöördproportsionaalsed ajaga, mis meid sellest hetkest lahutab. Loomulikult oleme sellises olukorras huvitatud prognoosi usaldatavuse hindamisest, s. o. vea tõenäolise suuruse määramisest.

Et w_{ui} ja y_i tulevikuväärtused on juhuslikud suurused, millede väärtused ei ole üheselt määratavad, vaid kõiguvad teatud tõenäolise täitumise intervallis, siis mõjutavad nende hälbimised x_u kui juhusliku suuruse hälbimist. Parameetrite endi hälbimine sõltub

sellest, kuivõrd nad on mõjutatavad tehnika progressist. Lähtudes tööjõuvajaduse seisukohast, võime sedastada, et üks tootmisharu või eriala on tehnika progressi suhtes tundlikum kui teine. Arstieriala näiteks võime sellest seisukohast lähtudes lugeda tehnika progressi suhtes vähetundlikuks: uued diagnoosimisaparatuurid ja moodsad ravivahendid ei tõsta enamasti arstide tööjõudlust, vaid nende töö kvaliteeti. Diagnoosimiseks ja raviks kuluv aeg aga jääb endiseks või isegi pikeneb, sest on võimalik põhjalikumalt diagnoosida ja ravida. Seega ei põhjusta tehnika progress sel erialal tööjõu vabanemist (töö otsekulukoefitsiendi w_u vähenemist) ja koefitsienti w_u on võimalik prognoosida suure usaldusväärsusega (kitsa usaldusintervalliga). Ettevaatlikum peaks olema w_u prognoosimisega õmblejate puhul. Kuna õmblusnõela liikumiskiirus on suhteliselt väike, on tehtud katseid asendada nõela mõne täiuslikuma, näiteks ultrahelil põhineva seadisega või ühendada riidetükke liimi abil. Kõige uuema lahendusena pakutakse välja riiete vormimist polümeersest materjalist. Kõik need uuendused suurendaksid oluliselt õmblejate töötotlikkust, viimane aga seaks küsimuse alla õmbleja elukutse vajalikkuse üldse. Õmblejate puhul peaks ekspert kaaluma, kui tõenäoline ja kui ulatuslik on ühe või teise uuenduse rakendamine prognoosiperioodil. Kuna prognoosi usaldatavus on siin ilmselt väiksem kui arstide puhul, siis on w_u hälbimisintervall laiem.

Haru tootmismahu (y_i) prognoosi usaldusväärsus sõltub sellest, kui suur on oht, et kaob selle haru toodangu tarbija või asendatakse see toodang mõne progressiivsema haru toodanguga. Näiteks on võimalik, et biokeemia arenedes tõrjub keemiatööstus tulevikus välja põllumajandusliku tootmise. Ei ole aga tõenäoline, et see toimuks lähema 10–15 aasta jooksul. Seepärast ei pruugi meil seda põllumajandusliku toodangu suureneva mahu prognoosi usaldusväärsust kõigutavat tegurit arvestada.

Tootmistehnoloogia muutus harus i võib põhjustada tööjõu otsekulukoefitsiendi w_{ui} muutumist, hoolimata sellest, kas eriala u tööviljakus sealjuures muutub või jääb endiseks. Kuna tehnoloogia muutus on ühes rahvamajandusharus enam tõenäoline kui teises, siis ei ole ka tööjõu otsekulukoefitsientide w_{ui} usaldusväärsus ühe eriala u piires eri rahvamajandusharudes võrdne.

Näeme, et korrutistel $w_{ui}y_i$, $i=1, 2, \dots, I$ ja $u=1, 2, \dots, U$, võib igaühel olla erinev usaldusväärsus (eri laiusega hälbimisintervall). Võib juhtuda, et y_i ja w_{ui} ($i=1, 2, \dots, I$) koosnevad mingi eriala u piires ainult kitsa hälbimisintervalliga elementidest. Siis peaks ka x_u hälbivus olema väike. Teisel juhul võivad elementide suured hälbimisintervallid kokku sattuda ja põhjustada x_u väärtuste suure hälbivuse. Võime öelda, et esimesel juhul on x_u prognoos usaldusväärne, mis võimaldab antud x_u kohta teha jäiga plaani; teisel juhul on x_u prognoos ebausaldusväärne ning plaan peab olema paindlikum: tuleb jätta rohkem ressursse plaani vigadest tuleneva kahju minimeerimiseks.

Juhusliku suuruse x_u hälbimisintervall $\Delta \bar{x}_u$ avaldub kujul

$$\pm \Delta \bar{x}_u = \pm t \sqrt{D(x_u)} \quad (6)$$

kus t on Studenti t ja $D(x_u) = x_u$ dispersioon.

Kuna eespool (3) eeldasime, et korrutise $w_{ui}y_i$ tegurid on omavahel sõltumatud, siis avaldub x_u kui juhuslike suuruste $x_{ui} = w_{ui}y_i$ ($i=1, 2, \dots, I$) summa dispersioon järgmiselt:

$$D(x_u) = D\left(\sum_{i=1}^I x_{ui}\right) = \sum_{i=1}^I D(x_{ui}) + 2 \sum_{i < j}^I K_{ij} \quad (7)$$

$$D(x_{ui}) = D(w_{ui}y_i) = D(w_{ui})D(y_i) + (\bar{w}_{ui})^2 D(y_i) + (\bar{y}_i)^2 D(w_{ui}) \quad (8)$$

Näeme, määramaks x_u variatsiooni (dispersiooni) ja selle kaudu x_u tõenäolisi hälbimispiire, tuleb lisaks parameetrite keskvärtuste hinnangutele \bar{w}_{ui} ja \bar{y}_i ning nende dispersioonidele $D(w_{ui})$ ja $D(y_i)$ hinnata ka liidetavate $x_{ui} = w_{ui}y_i$ ($i=1, 2, \dots, I$) kovariatsiooni $\left(\sum_{i < j}^I K_{ij}\right)$.

Ühe eriala u piires võib üksikute liidetavate vahel esineda nii positiivset kui negatiivset korrelatsiooni ja sõltuvus võib üldse puududa.

Töövõime tõus erialal u põhjustab tavaliselt positiivse korrelatsiooni rea kõigi liikmete vahel. Kui erialal u leitakse mingi vahend tööjõu kokkuhoiduks, siis saab seda tavaliselt rakendada sellel erialal kõigis rahvamajandusharudes. Kui näiteks luuakse uus, kõrgema tootlikkusega treipink, on seda võimalik kasutada igas rahvamajandusharuses, kus treialitööd tarbitakse. Järelikult vähenevad korruga ka kõik töö erikulukoefitsiendid w_{ui} ($i=1, 2, \dots, I$). See reegel ei kehti, kui tööjõu kokkuhoid mingil erialal k mingis harus i (w_{ui} vähenemine) tuleneb tootmistehnoloogia muutumisest harus i eneses. Positiivne korrelatsioon üksikute rahvamajandusharude vahel on tavaliselt seotud tootmisintensiivsuse (y_i) muutusega, sest ühe haru tootmisintensiivsuse muutumine (kasvamine või kahanemine) kutsub tavaliselt esile samasuunalise muutuse temast sõltuva haru tootmisintensiivsuses. Põllumajandustoodangu suurenemine näiteks põhjustab ka põllumajanduskultuure töötleva tööstuse toodangu suurenemise (kui põllumajandustoodangu eksport ei suurene). Tootmisintensiivsuste muutumisega seotud negatiivse korrelatsiooni põhjuseks on ühe rahvamajandusharu toodangu asendatavus teisega: y_i võib kahaneda seetõttu, et ta on asendatav mõne progressiivsema haru j toodanguga y_j . Liidetavate kovariatsiooni ($\sum_{i < j}^I K_{ij}$) suund ja suurus sõltub sellest, mis laadi korrelatsioon on liidetavate vahel ülekaalus. Seetõttu tuleks statistikaperioodil kehtinud kovariatsioonikoefitsiendi prognoosiperioodile ekstrapoleerimisel välja selgitada, millistest tegurite muutustest oli korreleerumine tingitud, ja hinnata ekspertide abiga selle püsivust prognoosiperioodil.

5. Kokkuvõte

Teaduslik-tehnilise revolutsiooni mõjul on kiirenenud erialade vahetumine: uued leiutised ja nende tootmises evitamine põhjustavad uute erialade teket ja vanade kadumist või osatähtsuse vähenemist ühiskondliku töö üldmahus. Samal ajal suureneb töö kvalifitseeritus. Mida kõrgema kvalifikatsiooniga on töötaja, seda rohkem aega nõuab tema väljaõpetamine-õppimine. Nii muudab tehnika progress tööjõu erialase ettevalmistamise pikaajalisemaks, seega ka inertsemaks, erialade kiire vahetumine aga nõuab eriharidussüsteemilt kiiret ümberorienteerumist uuele tööjõuvajadusele. Seda vastuolu aitab leevendada tööjõu haridusliku ja erialase struktuuri prognoosimine: prognoosinud tööjõu tulevase struktuuri, võrdleme seda kehtiva struktuuriga ja püüame määrata need punktid, kus tööjõunõudmises-pakkumises võib tekkida tasakaalustamatus.

Olenevalt prognoosi objekti diferentseeritusest on olemas mitmesuguseid meetodeid tööjõu erialase ja haridusliku struktuuri prognoosimiseks. Üldisematele, agregeeritud objektidele saab kohaldada lihtsamaid prognoosimeetodeid, mis nähtuse arengut käsitlevad sõltuvana vaid ühest faktorist. Sellise meetodi ja objekti näitena käsitleme tööjõu üldise haridusliku struktuuri prognoosimist, ekstrapoleerides haridusliku struktuuri senist dünaamikat iseloomustava Poisson'i jaotusfunktsiooni parameetrit. Tööjõu üldise haridusliku struktuuri kõrval võib sääraseks agregeeritud objektiks olla ka tööjõu üldine erialane struktuur (kui näiteks reastada agregeeritud erialad kvalifitseerituse astme järgi ja uurida töö kvalifitseerituse tõusu ajas) jms.

Diferentseeritumad objektid nõuavad detailsemaid, mitmefaktorilisi prognoosimeetodeid. Nii näiteks on tööjõuvajaduse prognoosimiseks erialade kaupa otstarbekas kasutada lineaarse polünoomi kujulist prognoosimudelit, kus tööjõuvajadus erialati on seotud sõltuvusse mõjutegureist — rahvamajandusharude majandusliku tegevuse intensiivsusest ja eriala töö otsekulukoefitsientidest rahvamajandusharuti. Sellise mudeli puuduseks on tema suur töömahukus, eeliseks aga on täpsus, sest mõjutegurite prognoosimisel võib kombineerida ekstrapolatsioonimeetodeid, ekspertide hinnanguid jms.

Tuleb silmas pidada, et kui tahes kvaliteetne prognoos ei ole siiski iialgi täiesti täpne: prognoositavate objektide tulevikuväärtused ei ole üheselt määratavad, sest toot-

mise ja tehnika areng, seega ka töõjõu struktuuri muutus, on stohhastiline. Muutujate tulevikuväärtuste õigemaks peegeldamiseks peaks neid esitama mitte determineerituna, vaid mingis tõenäolise täitumise intervallis.

KIRJANDUS

1. Кибернетика и педагогика. Новые тенденции в подходе к обучению инженерных кадров в США. М., 1972.
2. М. И. Липкин, Кривые распределения в экономических исследованиях. М., 1972, lk. 104—109.
3. М. А. Бермант и др., Математические методы и модели и планирование образования, М., 1972, lk. 9—21.
4. В. Г. Ляляев, Динамическая экономико-математическая модель системы образования. Рпт.: Вопросы планирования и использования специалистов в народном хозяйстве. М., 1971, lk. 17—32.
5. Mari Saat, Ajast sõltuva regressioonimudeli sobivusest ja usaldatavusest majanduslike näitajate prognoosimisel. ENSV TA Toimetised — Uhisakonnateadused, 1973, nr. 3, lk. 245—249.
6. B. Ahamad, K. F. N. Scott, A Note on Sensitivity Analysis in Manpower Forecasting. J. R. Statistical Society, 1972, 135, part 3, lk. 385.

Eesti NSV Teaduste Akadeemia
Majanduse Instituut

Toimetusse saabunud
22. I 1974

MARI SAAT

О ПРОГНОЗИРОВАНИИ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЙ И СПЕЦИАЛЬНОСТНОЙ СТРУКТУРЫ РАБОЧЕЙ СИЛЫ

Резюме

В статье рассматриваются два метода прогнозирования образовательной и специальности структуры рабочей силы. В первой части разбирается более приближенный метод, с помощью которого прогнозируется общее образовательное распределение рабочей силы при экстраполяции параметра функции распределения, характеризующего прежнюю динамику общей образовательной структуры. Далее приводится более детальный метод: прогнозирование специальности структуры рабочей силы при помощи модели, в которой специальная потребность рабочей силы зависит от влияния интенсивности хозяйственной деятельности народнохозяйственных отраслей и специальных коэффициентов прямых затрат труда по отраслям народного хозяйства. И, наконец, рассматривается проблема оценки достоверности прогноза специальности потребности рабочей силы.

Институт экономики
Академии наук Эстонской ССР

Поступила в редакцию
22/I 1974

MARI SAAT

ON FORECASTING EDUCATIONAL AND SPECIALITY STRUCTURE OF THE LABOUR FORCE

Summary

The paper deals with two methods of forecasting the educational and speciality structure of the labour force. First a rough method for forecasting the general educational structure of the labour force is discussed. This method extrapolates the parameter of the distribution function which characterizes the previous dynamics of the educational structure. Further a more detailed method is discussed. There the speciality structure of the labour force is forecast with the help of a model where employment in a certain occupation is given by means of affecting factors, i.e. by means of the intensities of activities by industries and the direct costs of labour force in a given occupation by industries. A way of estimating the authenticity of the last-discussed forecast method is also dealt with.

Academy of Sciences of the Estonian SSR,
Institute of Economics

Received
Jan. 22, 1974