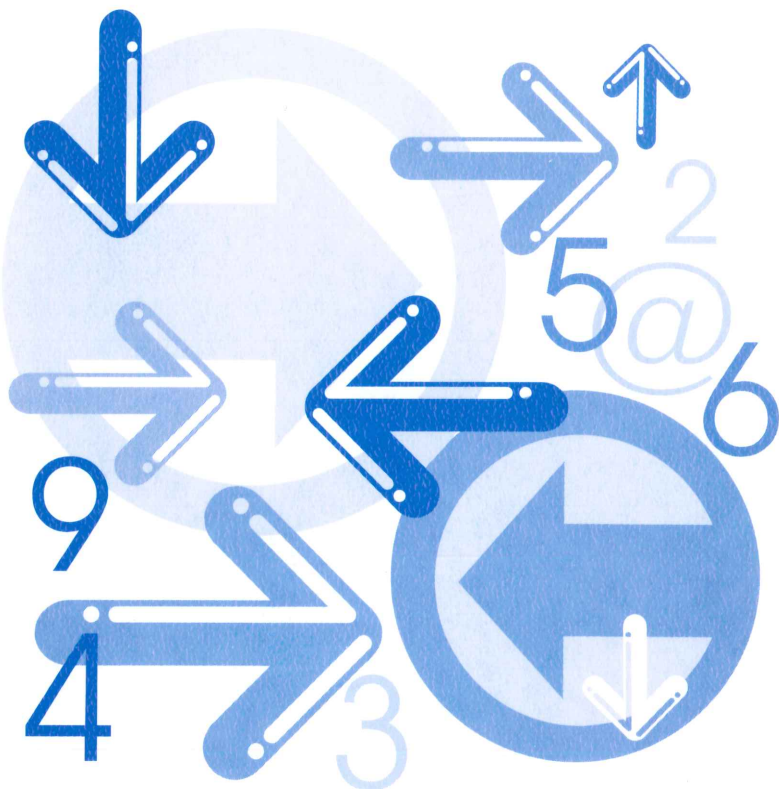




**STATISTIKA
MAJANDUSES JA MAJANDUSTEADUSES**



Eesti Statistikeseltsi teabevihik

**STATISTIKA
MAJANDUSES JA MAJANDUSTEADUSES**

Tallinn 2004

Koostanud Ebu Tamm

Kaane kujundanud Kaja Pöder

ISSN 1406-314X

ISBN 9985-74-334-2

© Eesti Statistikaamet, 2004

© Statistikaamet, 2004

SISUKORD

Eesti StatistikaSeltsi 15. konverents. Statistika majanduses ja majandusteaduses. Kava.....	4
Vello Vensel. Tänapäeva majandusstatistika probleeme.....	7
Tiiu Paas, Andres Võrk. Ökonomeetria arengust ja perspektiivist Eestis.	16
Jaan Vainu. Uuest lähenemisest teguriindeksite konstrueerimisele.....	25
Villem Tamm. Oskustööliste koolitustellimust kujundavad tegurid	30
Dmitri Sokolov. Muutused makromajandusstatistikas Euroopa Liiduga liitumisel valitsemissektori finantsstatistika näitel ...	34
Helje Kaldaru. Sotsiaalse kapitali kaudsest hindamisest	38
Kaia Philips, Marit Priinits. Rahvusvahelise migratsiooni prognoosimisest	52
Inge Nael, Svetlana Pavlova, Aigar Tarre, Ants Merilo. Andmete sidumine kaardiga	62
Egle Tafenau. Regionaalsed sissetulekute erinevused Eestis: ruumiline analüüs.....	67
Ene-Margit Tiit, Kai Saks, Ene Käärrik, Mare Vähi. Eakate elukvaliteedist Eestis	79
Aivi Themmas, Ene-Margit Tiit. Vaesuse mõõtmine ja vaesus Eestis	88
Aivi Themmas. Leibkonna majandusliku olukorra hindamisest struktuurimudeli näitel	99
Ebu Tamm. Leibkonna elujärje uuringu tulemuste täpsuse hindamisest ..	107
KROONIKA.....	113
Kaitstud bakalaureusetööd.....	113
Kaitstud magistritööd	114
Tartu Ülikooli statistikaüliõpilaste auhinnad konkurssidel.....	121

EESTI STATISTIKASELTSI 15. KONVERENTS

5. ja 6. veebruaril 2004 Tallinnas
Eesti Rahvusraamatukogu konverentsisaalis

STATISTIKA MAJANDUSES JA MAJANDUSTEADUSES

Kava

Neljapäev, 5. veebruar

10.30–11.00. Osavõtjate registreerimine

11.00–12.10. I istung. Juhataja Ene-Margit Tiit, TÜ

11.00. Avasõna — Rein Veetõusme, Statistikaamet

11.10. Kahest ökonomeetria rajajast Tartus — Tõnu Kollo, TÜ

11.30. Tänapäeva majandusstatistika probleeme — Vello Vensel, TTÜ

11.50. Ökonomeetria läbi kliendiperspektiivi — Tiiu Paas, TÜ

12.10–13.30. Lõuna

13.30–15.30. II istung. Juhataja Vello Vensel, TTÜ

13.30. Uuest lähenemisest teguriindeksite konstrueerimisele — Jaan Vainu, TTÜ

13.50. Tarbijahinnaindeksi sisu ja praktiline teostus — Viktoria Trasanov, Statistikaamet

14.10. Oskustöölise koolitustellimust kujundavad tegurid — Villem Tamm, TÜ

14.30. Välissektori statistika uued suunad liitumisel Euroopa Liiduga — Jaanus Kroon, Eesti Pank

14.50. Muutused makromajandusstatistikas Euroopa Liiduga liitumisel valitsemissektori finantsstatistika näitel — Dmitri Sokolov, Statistikaamet

15.10. Matemaatilis-statistiliste meetodite rakendamine Eesti riigieelarve maksutulude laekumiste prognoosimisel — Taavi Toots, TÜ

15.30–16.00. Kohvipaus

16.00. Ümarlaud. Statistika õpetamine majanduserialade üliõpilastele ja statistiliste meetodite rakendamine majanduses

17.00–18.00. Üldkoosolek

Reede, 6. veebruar

9.00–10.40. III istung. Juhataja Villem Tamm, TÜ

9.00. Sotsiaalse kapitali kaudse hindamise võimalused — Helje Kaldaru, TÜ

9.20. Statistiliste meetodite kasutamise võimalustest auditeerimisel — Ruslan Tsertov

9.40. Migratsiooni prognoosimise võimalikud meetodid — Kaia Philips, TÜ

10.00. Euroopa Liidu sisene väliskaubandusstatistika (Intrastat) — Merle Saaliste, Statistikaamet

10.20. Palgastatistika meetodika käesoleval momendil ja tulevikus — Mare Kusma, Statistikaamet

10.40–11.10. Kohvipaus

11.10–12.10. IV istung. Juhataja Ülo Randaru, Statistikaamet

11.10. Andmete sidumine kaardiga — Inge Nael, Statistikaamet

11.30. Statistikaameti avalikust andmebaasist — Eda Froš, Statistikaamet

11.50. Graafiline kasutajaliides “Jätkusuutlikkuse näidikulaud” — Kaia Oras, Statistikaamet

12.10–13.30. Lõuna

13.30–15.10. V istung. Juhataja Tõnu Kollo, TÜ

13.30. Regionaalne sissetulekute ebavõrdsus Eestis. Ruumi-ökonomeetiline analüüs — Egle Tafenau, TÜ

13.50. Pensionäride elukvaliteedi hindamine — Ene-Margit Tiit, TÜ

14.10. Leibkondade liikumine vaesuspiiri suhtes — Aivi Themas, Ene-Margit Tiit, TÜ

14.30. Leibkondade struktuuri muutumine ajas ja selle ennustamisvõimalused — Anu Vilu, Ene-Margit Tiit, TÜ

14.50. Leibkonna elujärje uuringu tulemuste täpsuse hindamisest — Ebu Tamm, Statistikaamet

15.10–15.20. Konverentsi lõpetamine

TÄNAPÄEVA MAJANDUSSTATISTIKA PROBLEEME

Vello Vensel
Tallinna Tehnikaülikool

Majandusstatistilises erialakirjanduses on viimasel ajal üles kerkinud diskussioon mitmes olulises valdkonnas. Eesti teeb nüüdisaegses turumajanduses, mille tõhusa toimimise üheks võtmesõnaks on läbipaistvus (*transparency*), alles siiski esimesi (kuigi üldiselt edukaid) samme ning seepärast on oluline jälgida neid diskussioone, mis on põhiosas suunatud just kõigi majandusagentide tegutsemise läbipaistvuse suurendamisele ja tagamisele. Adekvaatne majandusstatistiline informatsioon on aluseks otstarbekate ja õigete juhtimisotsuste tegemisel kõigil tasanditel, nii firmas kui ka riigi majanduses tervikuna. Artikli eesmärgiks on tutvustada olulisemaid tänapäeva majandusstatistika probleeme: (1) hinnahedoonika hüpoteesi ja hedooniliste meetodite kasutamismõõtmised; (2) immateriaalse vara mõõtmise ja hindamine; (3) teenuste sektori produktiivsuse mõõtmise jt.

Mõnevõrra üllataval kombel on nüüdismajandusstatistikas lahendamata nii majandusstatistika kontseptuaalseid aluseid kui ka majandusnähtuste statistilist mõõtmist ja hindamist käsitlevaid probleeme. Seda artiklit kirjutama ajendasid huvitavad ettekanded USA Föderaalreservi New Yorgi panga korraldatud konverentsil "Majandusstatistika: uued vajadused 21. sajandil" 11. juunil 2002. Ettekandeid on publitseeritud panga teadusartiklite ajakirjas *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, Vol. 9, No. 3, September 2003* (Hulten 2003; Lev 2003; Triplett, Bosworth 2003).

Hinnahedoonikast

Hinnahedoonika kui statistiline kontseptsioon toodete kvaliteedi hindamise lahendamiseks arendati välja enam kui 70 aastat tagasi. Eelmise sajandi 90. aastate keskel algatati uus ja äge diskussioon, kui Föderaalreservi esimees Alan Greenspani ja teised uurijad väitsid, et ametlik tarbijahinnaindeks (*CPI, Consumer Price Index*) on üpris tugevasti ülehinnatud (umbes 0,5–1,5 protsendipunkti aastas), eeskätt seoses kaupade kvaliteedi muutustega ja uute toodete kasutussevõttega, mida võiks pidada ka innovatsioonide tulemusel (Boskin *et al* 1995; Shapiro, Wilcox 1996). Nende seisukohtade avaldamine

tekitas väikest tormi poliitilisel areenil, sest avanes ju nüüd võimalus väita, et USA föderaalelarve tasakaalustamiseks tuleks minna sotsiaalkindlustuse programmide kallale (kuna ju *CPI* ja elukalliduse indikaatorid on pidevalt ülehinnatud).

Hinnahedoonika hüpoteesi saab lühidalt kirjeldada toodete mitmekesisuse vahendusel. Teatud tootetüüpe saab diferentseerida alatüüpideks, nagu erinevad automudelid, hambapasta või pesupulbri “brändid”, roosisordid jne. Iga sellist toote alatüüpi saab iseloomustada oma karakteristikutega, ka hinna ja kogusega, mida makroökonomilistes inflatsiooni ja/või majanduskasvu uuringutes kasutada ei saa. Neil juhtudel käsitletakse iga toote alatüüpi karakteristikute $X_{j,t}$ vahendusel ja uuritavat kaupa (auto, roos, hambapasta jm) selle komponentide karakteristikute “kogusena”, $X_t(X_{1,t}, \dots, X_{n,t})$. Selline formuleering viib toote kvaliteedi määratluseni toote erimite mitmekesisuse kaudu, kusjuures empiirilisel kasutatakse toote erimite hindu.

Seega eeldatakse, et toote mingi erimi j hind ajamomendil t , st $P_{j,t}$ on tema karakteristikute funktsioon, $h_j(X_{j,t})$, pluss, nagu ikka, mingi juhuslik liige. Hedooniline funktsioon võib olla lineaarne, logaritmilis-lineaarne, aga ka mingi muu funktsioon — lihtsaimal kujul lineaarne

$$P_{j,t} = b_0 + b_1 X_{1,t} + \dots + b_n X_{n,t} + \varepsilon_t,$$

kus nn hedoonilisi kaalusid b_j tõlgendatakse tavaliselt kui toote erimi mingi karakteristiku hindu.

Kuigi teoreetiliselt oleks asi justkui lihtne ja selge, pole see paraku nii, kui asuda empiiriliste arvutuste juurde (nagu see ikka tavaliselt on). Juba hinna olemuse mõistmiseks on vähemalt kaks lähenemist.

- (1) Üks (ja vanem) seostab hinna tarbija soovi ja tahtega maksta mingi kauba erimi karakteristiku eest teatud hinda, st see lähenemine rõhutab tarbija oodatava kasulikkuse (*utility*) mõistet. Nii näiteks Lancaster (1966) tugines tarbimisteooria väljatöötamisel toote erimite karakteristikute kasulikkuse mõistele; ka hiljem on seda suunda edasi arendatud (Diewert 2001).
- (2) Uudsem lähenemine, mille arendas välja Rosen (1974), on saanud just hinna hedoonilise käsitluse aluseks. Hedooniline funktsioon seostatakse toote erimi karakteristikute nõudmise ja pakkumisega, st nõudmis- ja

pakkumiskõveratega. Seda lähenemisviisi hinnale on edasi arendanud paljud autorid (nt Pakes 2002, Feenstra 1995, Epple 1987).

Hinnahedoonikat seoses tarbijahinnaindeksi arvutamisega on hoolega lahatud USA Riikliku Teadusnõukogu (*National Research Council*) vahendusel ja selle hiljutises mahukas publikatsioonis (*National Research Council, 2002*) on osundatud järgmistele põhiprobleemidele (Hulten 2003, lk 9–10).

- Millal ja kuidas tõmmata piir ühe tooteklassi erimite ja uue toote vahele? Teooria ütleb jällegi lihtsalt, et tootegrupid saab grupeerida ühise hedoonilise funktsiooni järgi — tegelikus elus on siin raske piire tõmmata ja see probleem seondub tarbijahinnaindeksi arvutamisel kaupade “esinduslikkuse” valikule (nn esinduskaupade valik).
- Kuidas valida toote erimite karakteristikuid? Teooria järgi loomulikult lihtsalt, et karakteristik tuleb arvesse võtta, kui see mõjutab tarbija ja tootja käitumist. Ent tarbijatel ja tootjatel võib olla täiesti erinev arusaam sellest, mis on oluline ja mis ei ole (vt ka Pakes 2002 ja 2003).
- Millist hedoonilise funktsiooni kuju kasutada? Praktikast kasutatakse tavaliselt lineaarseid, pool- või täislogaritmilisi funktsioone, ent need lihtsad funktsioonid ei võimalda kirjeldada karakteristikutevahelisi vastastikuseid seoseid, mis võivad olla olulised näiteks uuenduslike muudatuste korral tooteerimite kvaliteedis.

Hinnaindeksite arvutamise meetodika on rahvusvaheliselt standarditud ja üpris ühesugune igal pool, nii Ameerikas kui ka Euroopas, nii Eestis kui teistes riikides. Ka Euroopa Liidu liikmes- ja kandidaatriikides ühtsete rangete reeglite järgi arvutatavad ja võrreldavad tarbijahinnaindeksid (*Harmonized Index of Consumer Prices, HICP*) ei lahenda kõiki probleeme. Toodete kvaliteediga ja selle muutustega seonduv on majandusstatistikutele peavalu teinud kogu aeg, ja küllap ka tulevikus. Uurimused hinnahedoonika valdkonnas võivad probleemi lahendamisele tulevikus kaasa aidata, ent nõustuda tuleb ka arvamusega, et muutused majanduspoliitikas ja ametlikus statistikas tuginevad konservatiivsusele ja avalikkuse usaldatavusele, mitte teadlaste/ekspertide visioonidele (Hulten 2003, lk 12).

Immateriaalse vara hindamine

Immateriaalse vara osatähtsus kogu maailmas üha kasvab nii mahuliselt kui tähtsusest, ent ametlikest finantsaruannetest saadavat statistilist informatsiooni hinnatakse ebapiisavaks. Nii näiteks Nakamura (2001) hindas oma töös, et USAs hõlmasid investeeringud immateriaalsesse varasse aastal 2000 ligikaudu sama suure hiigelsumma (ligikaudu üks triljon USD) kui ettevõtlussektori koguinvesteeringud põhivarasse ja seadmetesse. Seejuures kasutas Leonard Nakamura kolme erinevat hindamismeetodit immateriaalsesse varasse ettevõtlussektori tehtud investeeringute hindamiseks. Kõik andsid ligikaudu sama tulemuse:

- (1) teadus- ja uurimistöösse, tarkvarasse, brändide arendamise ja muusse immateriaalsesse varasse tehtud kulutused majandusarvestuse andmetel;
- (2) palgad ja töötasud, mida maksti nn loometöötajatele (*creative workers*), kes tegelevad immateriaalse vara loomisega;
- (3) uudne ligikaudne hindamismeetod, millega tehakse kindlaks vahe firma tegevusmarginaalides, st vahe müügi ja müügikulu vahel. Nakamura väidab, et selles vahes kajastub immateriaalse vara väärtus.

Küllap õigustatult on väidetud, et immateriaalse vara väärtusest annab pildi firma turuväärtuse (*market value*) ja raamatupidamisväärtuse (*book value*) vahe, mis peaks kajastama mittemõõdetavat tegurit ja milles suures osas peaks peegelduma just immateriaalse vara väärtus. Materiaalne ehk füüsiline vara säilitab suurema osa oma väärtusest ka siis, kui näiteks firma pankrotistub või firma juhtkonna reputatsioon hävineb. Sellistel juhtudel võib immateriaalse vara väärtus väga kiiresti kaduda. Tuletagem näiteks meelde Enroniga juhtunut, mille puhul hiljem jäi vaid küsida, kuhu küll kadus suurfirma immateriaalne vara.

Immateriaalse vara alahindamise problemaatika on seotud mitme asjaoluga, nagu “konservatiivse majandusarvestuse” müüt ja seonduvad majandusarvestuslikud ja raamatupidamislikud nüansid. Konservatiivsus majandusarvestuslikus mõttes tähendabki tulude ja vara väärtuse alahindamist teatud julgestusvaru loomiseks. Ent kogu vara (ja eeskätt immateriaalse vara) “eluiga”, selle loomise kulud ja genereeritavad rahavood omavad ka ilmselget ajalist dimensiooni, st kui teatud aeg olla konservatiivne, siis hiljem tuleb olla “agressiivne”, et kogu vara õigesti hinnata. On näiteks tähele pandud, et väga rentaablid tehnoloogiafirmad (nagu Microsoft, ka Oracle) ei kapitaliseeri tarkvara loomise kulutusi kohe,

mis moonutab ka tuluindikaatorite (nagu näiteks omakapitali tulusus, *ROE*, vara tulusus, *ROA* jt) arvutamise tulemusi.

Immateriaalse vara alahindamine ja puudused majandusarvestuse süsteemis (puuduvad selged nõuded immateriaalse vara väärtuse hindamiseks finantsaruannete vahendusel) tingivad negatiivseid tagajärgi. Need oleksid lühidalt järgmised (detailesemalt vt Lev 2003 ja 2001, Lev, Zarowin 1999, Chan et al 2001, Aboody, Lev 2000).

- Põhilistes finantsaruannetes (bilanss ja kasumiaruanne) sisalduva informatsiooni oluline moonutamine. Moonutused on eriti suured firmades, kus on suuri muutusi teadus- ja arendustöödele tehtavates kulutustes. Tulemuseks on immateriaalse vara süstemaatiline alahindamine, eriti nendes firmades, kus immateriaalse vara osatähtsus on suur (nn uue majanduse harud).
- Teine oluline asjaolu on, et moonutustest saavad kasu ammutada “insaiderid”. Näiteks Aboody ja Levi (2000) uurimusest selgus, et siseinformatsioonist saadav kasu oli umbes neli korda suurem nendes firmades, kus oli kõrge teadus- ja uurimiskulutuste osatähtsus teiste firmadega võrreldes. See on tingitud hiiglaslikust informatsiooni asümmeetriast ja võib vaid kujutleda, millist mõju see avaldab kapitaliturgudele.

Pole raske taibata, et immateriaalse vara hindamise raskused on aktuaalsed ka Eesti oludes ja majanduse arenedes need üha suurenevad. Selle valdkonna spetsialist Baruch Lev (2003) heidab järjekordse kivi majanduspoliitiliste otsustajate sekka ja väidab, et “*Status quo* jõud on määramatult suured ja nad võitlevad mõttekate muutuste vastu, isegi tänapäeval” (op. cit., lk 21).

Produktiivsuse mõõtmise teenuste sektoris

Majanduse erialakirjanduses tekkis üks omamoodi mõiste, nn Baumoli tõbi (“*Baumol’s Disease*”) sellepärast, et eelmise sajandi tuntumaid majandusteadlasi William Baumol väitis, et tootluse tõus teenuste sektoris on vähem tõenäoline kui tootvates majandusharudes (eeskätt töötlevas tööstuses) teenuste “loomupärase” olemuse tõttu (Baumol 1967). Viimase aja empiirilised uuringud USAs on aga näidanud, et asi pole nii ja töövilkuse kasv teenuste sektoris on kiirenenud märkimisväärselt, eriti möödunud sajandi 90. aastate keskpaigast alates (Triplett, Bosworth 2001, Sharpe 2000,

McKinsey Global Institute 2001, Gordon 2000, Oliner, Sichel 2000, Nordhaus 2002).

Triplett ja Bosworth (2003) väidavad õigustatult, et Baumoli tõbi on nüüd tõenäoliselt terveks ravitud. Hea ülevaate viimase aja erialakirjandusest, kus käsitletakse Baumoli tõbe, on esitanud Schettkat ja Yokarini (2003), kontsentreerudes kolmele põhilisele struktuursele muutusele maailmamajanduses: (a) nõudluse kasv teenuste järele; (b) tööstus- ja teenindusharudevaheline tööjaotus; (c) produktiivsuse tasemete erinevused.

Enamikus viidatud (ja paljudes teistes) empiirilistes uuringutes on kasutatud nüüdseks juba klassikaliseks kujunenud produktiivsuse kasvu arvutamise raamistikku, millele pani aluse Solow (1957) ja mille empiirilist rakendamist on alates Jorgensonist ja Grilichest (1967) arvukalt viljeldud. Nimetatud raamistik võimaldab uurida tööviljakuse kasvu põhjustavate koostoimivate tegurite mõju — kapital (K), vahetooted (M), st energia, materjal, ostetud teenused ja nn mitmeteguritootlus (*multifactor productivity*, MFP), kusjuures kapitaliteenused on otstarbekas kahte ossa lüüa: infotehnoloogia kapital (K_{IT}) ning mitteinfotehnoloogiakapital (K_N), st tööviljakuse (LP) kasvu mudel avaldub kujul

$$\Delta \ln LP = w_{K_{IT}} \Delta \ln(K_{IT}/L) + w_{K_N} \Delta \ln(K_N/L) + w_M \Delta \ln(M/L) + \Delta \ln MFP$$

Mitmeteguritootlus MFP on eriti tähtis tööviljakuse kasvu mudelis — see näitab, kuidas kapitali ja töö sisendid on kombineeritud, et anda rohkem toodangut, st selles peegeldub üldine tootmise efektiivsuse kasv. Muuseas kajastuvad MFP s infotehnoloogia kasutamisest saadavad potentsiaalsed eelised ja kasu (IT seadmete hindade langus, mis viib nende intensiivsemale kasutamisele; võrgustikes osalemise ökonoomia kasv; tehnoloogiasiidest saadav kasu jne).

Kuigi empiirilistes uuringutes on kasutatud erinevaid andmebaase, agregeerimistasandeid, erinevat ajahorisonti ja isegi mõnevõrra erinevaid kontseptsioone (näiteks infotehnoloogia kapitali K_{IT} on määratletud kui sõna otseses mõttes infotehnoloogia kapitali IT ; aga ka kui info- ja kommunikatsioonitehnoloogiat ICT või kui info- ja kommunikatsiooni- ja muud infotehnoloogiat $ICOT$), on saadud põhilised tulemused siiski üpris sarnased.

- USA teenuste sektoris on märkimisväärselt kiirenenud pea kõikide teenuste produktiivsuse kasv: eelmise sajandi lõpupoole oli see võrdne produktiivsuse kasvuga majanduses tervikuna.
- Teenuste sektori tööviljakuse kasvu põhiliseks “mootoriks” on olnud mitmeteguritootlus *MFP*, ja seda just alates eelmise sajandi 90. aastatest (enne seda oli *MFP*i panus tootluse kasvu olematu).
- Investeeringud infotehnoloogiasse on etendanud märkimisväärset rolli teenuste sektori (mida üldiselt peetakse IT-intensiivseks) tööviljakuse kasvuks, samuti investeeringud vahetoodetesse (eeskätt ostetavatesse teenustesse)
- Baumoli töbi võis olla ka järjekordne majandusstatistiline illusioon, mis oli tingitud kasutatava andmestiku puudulikkusest ja mõõtmisraskustest, või siis taandus see juba palju varem. Griliches (1994) näiteks väitis, et teenuste sektor pole kunagi haige olnudki — kasutati vaid vale termomeetrit.

Kokkuvõte

Kirjutise autor on veendunud, et kõik need majandusstatistilised probleemid, millele eespool on lühidalt viidatud, on aktuaalsed ka Eestis. Nende teadvustamine võiks aidata kaasa majanduspoliitiliste otsuste tegemisel (ja ressursside eraldamise ümberhindamisel) olulise avaliku kauba — täpse ja usaldatava majandus- ja finantsinformatsiooni — arendamise, usaldatavuse edendamise ja kättesaadavamaks muutmise valdkonnas. Adekvaatne majandusstatistiline informatsioon ja selle analüüsimine ajakohaste meetoditega võimaldab paremini aru saada kogu majanduses toimuvast ning võtta erinevatel juhtumistasanditel vastu kiireid ja asjatundlikke majanduspoliitilisi otsuseid.

Kirjandus

- Aboody, D., Lev, B.. *Information Asymmetry, R&D and Insider Gains*. – *Journal of Finance*, 55, 6 December, pp. 2747–2766. 2000
- Baumol, W. J. *Macroeconomics and Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crises*. – *American Economic Review*, 57, 3, June, 415–426. 1967
- Boskin, M., Dullberger, E., Gordon, R., Griliches, Z., Jorgenson, D. *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living. Final Report to the*

- Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. 1996
- Chan, L., Lakonishok, J., Sougiannis, T. The Stock Market Valuation of Research and Development Expenditures. — *Journal of Finance*, 56, 6, December, pp. 2431–2456. 2001
- Diewert, W. E. Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach. University of British Columbia Economics Department (unpublished paper — referred and discussed in Hulte, 2003). 2001
- Epple, D. Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products. — *Journal of Political Economy*, 95, 1, February, pp. 59–80. 1987
- Feenstra, R. Exact Hedonic Price Indexes. — *Review of Economics and Statistics*, 77, 4, November, pp. 634–653. 1995
- Gordon, R. Does the “New Economy” Measure up to the Great Inventions of the Past? — *Journal of Economic Perspectives*, 14, 4, pp. 49–74. 2000
- Griliches, Z. Productivity, R&D, and the Data Constraint. — *American Economic Review*, 84, 1, March, pp. 1–23. 1994
- Hulten, C. R. Price Hedonics: A Critical Review. — *Federal Reserve Bank New York Economic Policy Review*, 9, 3, September, pp. 5–15. 2003
- Jorgenson, D. W., Griliches, Z. The Explanation of Productivity Change. — *Review of Economic Studies*, 34, 3, July, pp. 249–280. 1967
- Lancaster, K. A New Approach to Consumer Theory. — *Journal of Political Economy*, 74, April, pp. 132–157. 1966
- Lev, B. Remarks on the Measurement, Valuation, and Reporting of Intangible Assets. — *Federal Reserve Bank New York Economic Policy Review*, 9, 3, September, pp. 17–22. 2003
- Lev, B. Intangibles: Management, Measurement, and Reporting. Washington DC: Brookings Institution Press. 2001
- Lev, B., Zarowin, P. The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them. — *Journal of Accounting Research*, 37, 2, Autumn, pp. 353–385. 1999
- McKinsey Global Institute. 2001. *United States Productivity Growth, 1995–2000*. Washington DC: McKinsey Global Institute.
- Nakamura, L. What Is the U.S. Gross Investment in Intangibles? (At Least) One Trillion Dollars a Year! Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper No. 01–15. 2001

- National Research Council. At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of Living and Price Indexes. C. Schultze and C. Mackie, eds. Committee on National Statistics, Panel on Conceptual, Measurement, and Other Statistical Issues in Developing Cost-of Living Indexes. Washington DC: National Academy Press. 2002*
- Nordhaus, W. D. Productivity Growth and the New Economy. Brookings Papers on Economic Activity, No. 2. 2002*
- Oliner, S. D., Sichel, D. E. The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story? — Journal of Economic Perspectives, 14, 4, pp. 3–22. 2000*
- Pakes, A. A Reconsideration of Hedonic Price Indices with the Application to PCs. NBER Working paper No. 8715. 2002*
- Pakes, A. A Reconsideration of Hedonic Price Indices with the Application to PCs. — American Economic Review, 93, 5, December, pp. 1579–1596. 2003*
- Rosen, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. — Journal of Political Economy, 82, 1, January, pp. 34–55. 1974*
- Schettkat, R., Yocarini, L. The Shift to Services: A Review of the Literature. IZA Discussion Paper No. 964, December. 2003*
- Shapiro, M., Wilcox, D. Mismeasurement in the Consumer Price Index: an Evaluation: In: B. S. Bernanke and J. J. Rotemberg, eds. NBER Macroeconomics Annual 1996. Cambridge, MA: MIR Press, pp. 93–142*
- Sharpe, A. The Productivity Renaissance in the U.S. Service Sector. — International Productivity Monitor, 1, Fall, pp. 6–8. 2000*
- Solow, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function. — Review of Economics and Statistics, August, pp. 312–320. 1957*
- Triplett, J. E., Bosworth, B. P. Productivity Measurement Issues in Services Industries: “Baumol’s Disease” Has Been Cured. — Federal Reserve Bank New York Economic Policy Review, 9, 3, September, pp. 23–33. 2003*
- Triplett, J. E., Bosworth, B. P. Productivity in the Services Sector. In: D. M. Stern, ed. Services in the International Economy. Ann Arbor, Mich.: University of Michigan Press. 2001*

ÖKONOMEETRIA ARENGUST JA PERSPEKTIIVIST EESTIS

Tiiu Paas, Andres Vörk

Tartu Ülikool

Sissejuhatus

Artikli eesmärk on anda ülevaade ökonomeetria arengust ja kohast majandusteaduses ning tutvustada ökonomeetria õpetamise ja kasutamise arengut Eestis, eriti viimasel aastakümnel.

Ökonomeetria mõiste (*econometrics*) on tuletatud kreekaakeelsetest sõnadest *oikonomia* (majandus) ja *metron* (mõõt). Ökonomeetria on teadus, mis on tekkinud kolme teadusharu (majandusteadus, matemaatika ja statistika) piirimaile. Mõned peavad ökonomeetria eraldi distsipliiniks, kuid enamasti leitakse siiski, et ökonomeetria kuulub majandusteaduse alla (Samuelson, Koopmans ja Stone 1954). Ilma majandusteaduseta jääks ökonomeetria järele ainult "meetria".

Majandusteadusest saab ökonomeetria teoreetilised seosed, matemaatiliste meetodite abil teoreetilised seosed esitatakse ja lahendatakse analüütiliselt, statistiliste meetodite abil ning olemasolevatele andmetele toetudes hinnatakse neid seoseid kvantitatiivselt. Ökonomeetria peamine erinevus statistilisest analüüsist on, et see tugineb majandusteooriale. Majandusteooria loob võimaluse eristada majanduses põhjust ja tagajärge ning identifitseerida ühel ajal toimivaid protsesse, näiteks nõudlust ja pakkumist.

Ökonomeetria eesmärgiks on kaasa aidata majandusprotsessidest paremale arusaamisele, prognoosida majanduse arengut ning toetada süstematiseeritud info abil majanduslike ja poliitiliste otsuste kujundamist. Ökonomeetria uurimisobjektideks on nii mikromajandustasand (nt ettevõtte või inimese käitumine) kui ka makromajandustasand (nt tööpuuduse ja inflatsiooni prognoosimine).

1. Ökonomeetria ajalugu ja arengusuunad

Majandusandmete analüüsil on pikk ajalugu. Selle alguseks võib lugeda 17. sajandit, kui Sir William Petty "poliitilise aritmeetikaga" (*political arithmetic*) tegeldes püüdis teaduslikult analüüsida maksunduse ja rahvusvahelise kaubanduse probleeme. 19. sajandist on teada Ernst Engeli uurimused majapidamiste kulutuste kohta, millest kasvas välja nn Engeli seadus. Tänapäevase ökonomeetria alusepanijateks võib pidada ka Francis Y. Edgeworthi ja Vilfredo Paretot, kes erinevalt teistest 19. sajandi autoritest püüdsid omavahel siduda kolme valdkonda — majandusteadust, statistikat ja matemaatikat (Fischer 1941, lk 186).

20. sajandi alguses muutusid kättesaadavamaks andmed kaupade hinna ja müügikoguse kohta. Selle tulemusena avanesid võimalused ja kasvas ka huvi nõudluse struktuuri teoreetilise ja empiirilise modelleerimise vastu. Hakati analüüsima tootmisfunktsioone, hinna kujunemist põllumajandusturgudel jm. 1930. aastatel alustas Hollandi teadlane Jan Tinbergeni makroökonomeetrilise modelleerimise töödega. Makroökonomeetrilise modelleerimise suuna arengut toetas ka USAs ja mitmes teises riigis rahvamajanduse arvepidamise süsteemi sisseviimine; samuti Keynesi teoreetilised tööd (vt Griliches, Intriligator 1992).

Nüüdisaegse ökonomeetria sünniks loetakse sageli Ökonomeetria Ühingu (*Econometrics Society*) loomist 1930. aastal Yale'i majandusteadlase Irving Fisheri ja Norra majandusteadlase Ragnar Frischi poolt. Ühing loodi, et arendada majandusteooriat ja seda seostatult statistika ja matemaatikaga. Ökonomeetria Ühingu üheks alussambaks peetakse ajakirja *Econometrica*, mis asutati 1933. aastal; selle esimeseks toimetajaks oli Ragnar Frisch. Ajakiri kuulub tänaseni majandusalaste tippajakirjade hulka.

Samal ajal Ökonomeetria Ühinguga moodustati ka nn Cowles'i Komisjon (*Cowles Commission for Research and Economics*), mis ühendas paljude selle ajastu tippteadlaste uurimistöid ning mõjutas oluliselt ökonomeetria arengut järgmistel aastakümnetel. Komisjoni loomise initsiaator oli investor Alfred Cowles, kes Ökonomeetria Ühingu algaastatel finantseeris ka selle tegevust. Cowles'i Komisjoni loomise eesmärk oli suures osas rakenduslik: loodeti, et matemaatilised meetodid majandusnähtuste uurimisel aitavad kaasa aktsiaturu käitumise paremale prognoosimisele.

Enne 1930. aastaid leiti, et tõenäosusteooria ei sobi majandusandmete analüüsimiseks. Ökonomeetria püüdis leida andmetest kinnituse teooriale, kasutades vaid lihtsaid statistilise ja graafilise analüüsi vahendeid.

Tõenäosusteooriat ja sellele tuginevat hüpoteeside testimist ökonomeetria teooria alusena soovitas esimest korda kasutada Norra teadlane Trygve Haavelmo 1940. aastate alguses (Haavelmo 1944). Ökonomeetria sisuks sai majandusteooria põhjal mudelite tuletamine, nende hindamine ning hinnatud mudelite alusel hüpoteeside testimine, modelleerimistulemuste analüüs ja rakendamine.

Pärast II maailmasõda ökonomeetria areng kiirenes, seda eelkõige *Cowlesi* Komisjoni tegevuse ning arvutite kasutuselevõtu tõttu.¹ Võib eristada kahte olulisemat suunda ökonomeetria arengus: klassikaline ökonomeetriline modelleerimine ja statistiliste seoste uurimisele tuginevate uurimismeetodite kasutamine.

Kuni 1970. aastateni oli domineeriv klassikaline ökonomeetriline modelleerimine ehk üksikult üldisele (*specific-to-general*) lähenemine. Nimetus tuleneb sellest, et majandusteooriast lähtudes valitakse muutujad ning seose suund, kuid ei anta mudelile täpset kuju (ei funktsionaalset kuju ega muutujate viitaegu). Parim mudel leitakse n-ö otsimise teel — liigutakse spetsiifiliselt teoreetiliselt mudelilt üldisele andmeid kirjeldavale mudelile. Simultaansete võrranditega makromudeleid hindasid Klein ja Goldberger 1950ndatel. See viis majanduse prognoosimise uuele tasemele. Korraldati olulisi nõudlussüsteemi hindamise (Stone 1954), tarbimise analüüsimise ning ka prognoosimise ja majanduspoliitika analüüsimise uuringuid (Theil 1958). Samas tugines makromudelite võrrandite identifitseerimine sageli vaieldavatele kitsendustele.

1970.–1980. aastatel hakati üha rohkem kasutama statistilistele seostele tuginevaid uurimismeetodeid. Siia alla kuuluvad ARIMA-mudelid ning vektor-autoregressiivsed (VAR) mudelid. VAR-mudelite abil püütakse ületada neid probleeme, mis tekkisid seoses üksikult üldisele lähenemisega kaasneva teatud subjektiivsuse ning makromudelite parameetrite identifitseerimisel kasutatavate vaieldavate kitsenduste tõttu. Kitsendamata ja kitsendatustega VAR-mudelid on praeguseks kujunenud üha rohkem kasutamist leidnud aegridade analüüsimise vahenditeks. Seoses teoreetiliste kitsenduste sissetoomisega VAR-mudelitesse on struktuursete makromudelite ja VAR-mudelite eristamine muutunud keerukamaks.

1970.–1980. aastatel hakkas kiiresti arenema ka modelleerimise suund, mis tugineb majandusagentide optimeerivale käitumisele. See suund sai alguse nn

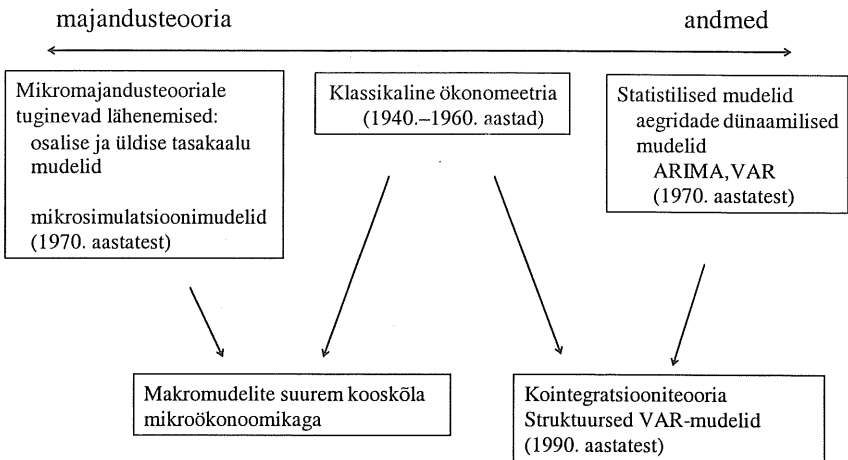
¹ Pikemalt ökonomeetria ajaloo kohta vt Epstein (1989) ja Morgan (1995).

Lucas' kriitikaga (Lucas 1976). Robert Lucas väitis, et majanduspoliitika muutudes muutuvad ka makromodeli parameetrid. Seega puudub majanduspoliitika makromodelitega analüüsimise alus. Majanduspoliitikat saab analüüsida kasutades mudeleid, mis tuginevad tarbijate ja firmade dünaamilisele otsustuskäitumisele. Otsustuskäitumist saab omakorda analüüsida eelistusi ja tootmistehnoloogiat kirjeldatavate parameetritega. Selle suuna alla kuuluvad mudelid kasutavad tavaliselt *Walras'* üldise tasakaalu keskkonda. Mudelite parameetrite leidmist nimetatakse kalibreerimiseks (*calibration*), st parameetreid enamasti ei hinnata statistiliste meetoditega, vaid neile antakse väärtused, mis oleksid kooskõlas teooriaga ning kajastaksid peamisi suundumisi majanduses (nt korrelatsiooni majandustsükli ja reaalpalka vahel, kapitali ja koguprodukti pikaajalist suhet jm). Neid mudeleid kasutatakse majanduspoliitiliste otsuste analüüsimiseks, mitte statistiliste andmete kirjeldamiseks. Põhiliselt teooriale tuginevate mudelite hulka võib liigitada ka mikrosimulatsioonimudelid.

Ülevaade ökonomeetrilistest meetoditest ja modelleerimisel kasutatavate lähenemisviiside omavahelistest seostest on esitatud joonisel.

Ökonomeetriliste meetodite skaala

Ökonomeetriliste meetodite skaala



Ökonomeetriliste meetodite kasutamisel on toimunud ka sulandumisi. Klassikalise ja statistilise lähenemise sulandumisel on tekkinud aegridade kointegratsiooniteooria ja struktuursed (ehk kitsendatud) VAR-mudelid. Nende puhul säilitatakse pikaajaline teoreetiline majandusseos või kitsendatakse teatud parameetrite suurus, lähtudes teoriast (nt ostujõupariteet, raha neutraalsus reaalmajanduse suhtes, intressimäärapariteet) ning mudelite parameetreid hinnatakse statistiliste meetoditega. Lühiajalisi seoseid kirjeldatakse muutujate viitaegade abil. Klassikaliste ökonomeetriliste makromudelite püstitamisel püütakse arvestada majandusteooriast tulenevat majandusagentide optimeerivat käitumist.

Kokkuvõtvalt saab nüüdisaegses ökonomeetrias eristada järgmisi peamisi suundi:

- 1) aegridade ökonomeetria (*time series econometrics*),
- 2) makroökonomeetria (*macroeconometrics*) — simultaansete võrranditega makromajandusmudelid,
- 3) mikroökonomeetrilised (*microeconometrics*) mudelid — inimeste ja ettevõtete käitumise analüüs,
- 4) finantsökonomeetria (*financial econometrics*) — väärtpaberite ja valuutakursside mudelid,
- 5) ruumiökonomeetria (*spatial econometrics*) — ruumis paiknevate objektide omavaheliste seoste analüüs,
- 6) kalibreeritud üldise tasakaalu mudelid (*applied and computable general equilibrium models*),
- 7) kalibreeritud mikrosimulatsioonimudelid (*microsimulation models*).

Tänapäeval kasutatakse ökonomeetria laialdaselt nii eraettevõtetes kui ka riigiasutustes. Ökonomeetrilisi mudeleid rakendatakse majandusprotsesside prognoosimisel ja majanduspoliitiliste otsuste analüüsimisel. Ökonomeetria on säilitanud oma rolli ka majandusteaduse edendajana.

2. Ökonomeetria õpetamine ja kasutamine Eestis

Ökonomeetria õpetamise ja kasutamisega alustati II maailmasõja järgses Tartu Ülikoolis põhiliselt alles 1967. aastal, kui majandusteaduskonna juures avati majandusküberneetika eriala.² Sellega loodi eeldused klassikalises ülikoolis antava majandushariduse kujundamiseks Eestis. Eriala saavutas

² Enne 1967. aastat olid majandusküberneetiku diplomi saanud mõned eriprogrammi järgi õppinud üliõpilased.

suure populaarsuse. 1994. aastaks oli majandusküberneetika eriala lõpetanud 436 (Krinal 1999).

Taasiseseisvunud Eestis hakati ökonomeetria arendamisega süsteempäraselt tegelema Tartu Ülikooli majandusteaduskonnas alates 1992. aastast, kui loodi ökonomeetria õppetool. 1995. aastal avati bakalaureuseõppes eriaine majandusprotsesside modelleerimine (hiljem majanduse modelleerimine), millega jätkati majandusküberneetika eriala traditsioone ja hakati taas andma tugeval kvantitatiivsel põhjal tuginevat majandusharidust, hõlmates nii statistika, majandusmatemaatika kui ka ökonomeetria kursusi.

Ökonomeetria õppetooli tegevuse eesmärgiks sai majandusteadlaste harituse taseme tõstmine, heade teoreetiliste ja praktiliste teadmiste ning oskuste andmine majandusprotsesside modelleerimiseks, analüüsimiseks ja prognoosimiseks ning otsustusprotsessi informatsiooniliseks toetamiseks.

Lähtudes *universitase* printsiibist, tugineb ökonomeetria ja majanduse modelleerimise ainete õpetamine Tartu Ülikoolis matemaatika-informaatika teaduskonna õppejõudude kõrgema matemaatika, matemaatilise statistika ja tõenäosusteooria kursuse raames antud baasteadmistele. Ökonomeetria õpetatakse kohustuslike ainekursustena majandusteaduskonna bakalaureuse-, magistri- ja doktoriõppes nii ettevõtetmajanduse kui rahvamajanduse suundadel. Peale selle võib saada põhjalikumaid teadmisi ökonomeetria eriaine majanduse modelleerimine ning majandusteaduskonna, matemaatika-informaatika teaduskonna õppejõudude ja külalisõppejõudude pakutud valikkursustes. Ökonomeetria õppetool katab järgmisi ökonomeetria õpetamise suundi:

- ökonomeetria alused,
- aegridade ökonomeetria,
- simultaansete võrranditega mudelid ja
- mikroökonomeetria ja paneelandmete ökonomeetria.

Arenemas on ka ruumiökonomeetria ja üldise tasakaalu mudelite õpetamine; õpetatakse ka majandusmatemaatikat, operatsioonianalüüsi ja mänguteooriat.

Ökonomeetria kuulub kohustusliku osana ärimagistri (MBA) õppeprogrammi. Et sellel suunal õppijatel on väiksem teoreetiline taust (nii majandusteooria kui ka matemaatiline statistika) ja nad on rohkem praktikale orienteeritud, kasutatakse õppetöös põhiliselt probleemikeskset lähenemist — õpitakse ökonomeetria projekti koostamise kaudu. Õppijad formuleerivad neid huvitava uurimisprobleemi, koostavad projekti kava, mis arutatakse läbi seminarides. Seejärel tutvutakse loengutes olulisemate ökonomeetria

meetoditega ning õpitakse praktikumides kasutama tarkvara. Projektide esimesed versioonid arutatakse jällegi läbi seminaris ning seejärel valmib projekt, kus õppijad pakuvad ökonomeetrilise modelleerimise protsessile tuginedes välja oma lahenduse neid huvitavale uurimisprobleemile. Senine õpetamise kogemus TÜ majandusteaduskonnas on näidanud, et juba töötavatele majandusnimestele õnnestub midu keerukat valdkonda probleemipõhise lähenemise kaudu huvitavaks teha.

Alates majanduse modelleerimise eriaine avamisest 1995. aastal on selle lõpetanud pea- või kõrvalainena ligi 100 tudengit (71 peaerialainena ning 21 kõrvalerialainena). Nii nagu varem leidsid majandusküberneetikud heade teadmiste tõttu kvantitatiivsete meetodite vallas rakendust mitmes majandusvaldkonnas, on ka majanduse modelleerijad suutnud tööturul edukalt läbi lüüa. Enim eriaine lõpetanud töötavad asutustes, kus majanduse analüüs on tähtsal kohal: Eesti Pank, ministeeriumid ja riigiasutused (nt rahandusministeerium, majandus- ja kommunikatsiooniministeerium, põllumajandusministeerium, tööturuamet, *PRIA*), turu-uuringute ja poliitikaanalüüsidega tegelevad firmad (nt *BMF*, *PRAXIS*), kommertspangad (nt Sampo, Ühispank). Paljud töötavad tootmis- ja teenindusettevõtetes analüütikutena. Akadeemilise karjääri jätkajaid on majanduse modelleerimise eriaine lõpetanuist küllaltki palju.

Ökonomeetrilise modelleerimise alane teadustöö on seni olnud põhiselt rakendusliku suunaga. Ökonomeetrilisi mudeleid kasutatakse TÜ majandusteaduskonna teadusprojektides analüüsima nii makromajandust (inflatsioon, töötus, sisemajanduse koguprodukt, väliskaubandus) kui ka mikromajandusprotsesse (nt tööjõu pakkumine ja nõudlus, tarbijate nõudluse kujunemine, pangandussektor jpm). Kasutatud on nüüdisaegseid aegriade meetodeid (sh struktuursed VAR-mudeleid, ARIMA-mudelid, veaparandusmudelid), paneelandmete meetodeid (nt kestusmudelid, dünaamilised paneelandmete mudelid), mikroökonomeetria meetodeid (nt kvalitatiivsete väärtustega muutujate mudelid, selektiivsust arvestavad mudelid), makroökonomeetrilisi mudeleid, ka arvutuslikke üldise tasakaalu mudeleid.

Eestis on ökonomeetria ulatuslikumalt kasutatud tööturu analüüsimiseks võimaldamaks paremini mõista tööturul toimuvaid protsesse. Mikroökonomeetrilisi mudeleid kasutatakse peale TÜ majandusteaduskonna uurimuste (nii doktori- ja magistritööd kui ka teadusuuringud) ka Eesti Panga uurimistöodes ja poliitikauuringute keskuse *PRAXIS* poliitikaanalüüsides. Makromajanduse analüüsimiseks on ökonomeetrilist lähenemisi viisi

kasutatud Eesti Pangas, aga ka rahandusministeeriumis, majandus- ja kommunikatsiooniministeeriumis, põllumajandusministeeriumis jm. Rahandusministeeriumis on kasutatud ökonomeetria riigikassa päevaste rahavoogude ning riigieelarve maksutulude prognoosimiseks; simultaanset makromodelit HERMIN on kasutatud Euroopa Liidu struktuurifondide mõjude analüüsimiseks. Majandus- ja kommunikatsiooniministeerium on kasutanud mudeleid majandussektorite arengute prognoosimiseks. Põllumajandusministeerium on kasutanud kalibreeritud parameetritega osalise tasakaalu mudeleid maksu- ja tollimuudatuste mõjude analüüsimiseks.

Vaatamata ökonomeetria meetodite laialdasele kasutamisele paljude probleemide lahendamisel, tuleb tõdeda, et Eesti majandusteadlased kasutavad formaalset majandusteooriat empiirilise analüüsi alusena ja abivahendina seni üsna vähe. Olukorras, kus andmeid on veel vähe ning puuduvad võrreldavad aegread, on just majandusteooria see, mis võimaldab andmete vähesust teatud osas kompenseerida. Heaks näiteks selles vallas on Eesti ettevõtete tulumaksumäära alandamise mõju analüüs investeeringutele ja hõivele, kus oskuslik teooria ja andmete kombineerimine aitas kaasa majanduspoliitika mõjude analüüsile (Funke 2002, Funke ja Strulik 2003). Jääb loota, et kui kasvab nõudlus uurimistööde järele, kasvab ka pakumine ja tehtavate tööde kvaliteet. Loomulikult tuleb sellist arengut toetada ja seda eelkõige õppeprogrammide (sh täiendusõppe) arendamise kaudu.

Kokkuvõte

Ökonomeetria kui teadussuuna arengul on Eestis hea potentsiaal. Ühest küljest paraneb järjepidevalt andmete kvaliteet, pikenevad makromajanduse aegread ning täienevad registriandmed ja nende kasutamise võimalused. Ka majanduskeskkond muutub stabiilsemaks, mistõttu saab enam kasutada tänapäevastest majandusteooriatest tulenevaid seoseid ja teorial põhinevaid mudeleid. Teisest küljest toetab ökonomeetria arengut ka asjaolu, et üha enam teadvustavad poliitikud põhjaliku majandusanalüüsi ja heade majandusprognooside vajalikkust. Niisiis on ökonomeetrial ka tulevikus täita kindel roll Eesti majandusteaduse ja majanduspoliitika arengus. Selleks on vaja senisest tihedamat interdistsiplinaarset koostööd. Ökonomeetria teoreetilist suunda arendada ning uusi meetodeid ja modelleerimisviise luua ja kasutada saab matemaatika-informaatikateaduskonna ning majandusteaduskonna senisest tihedas koostöös. Ökonomeetria rakendusliku suuna arengut ja ökonomeetria kasutamist poliitikauuringutes ning -soovitustes toetab majandus- ja sotsiaalteaduskonna tihedam koostöö.

Kirjandus

- Darnell, A. C., J. L. Evans. *The Limits of Econometrics*, Edward Elgar, 1990
Econometric Society kodulehekül <http://www.econometricsociety.org>;
tsiteeritud 13.03.04
- Epstein, R. J. *A History of Econometrics*, North-Holland, 1989
- Fisher, I. „*Mathematical Method in Social Sciences*”, *Econometrica*, Vol. 9,
July–October, pp. 185–197, 1941
- Funke, M. "Determining the Taxation and Investment Impacts of Estonia's
2000 Income Tax Reform", *Finnish Economic Papers*, Volume 15,
Number 2, Autumn 2002, pp 102–109.
http://www.taloustieteellinenseura.fi/fep/articles/f2002_2d.pdf
- Funke, M, Strulik, H. "Taxation, Growth and Welfare: Dynamic Effects of
Estonia's 2000 Income Tax Act". *Bank of Finland Discussion Papers*, No.
10, 2003. <http://www.bof.fi/bofit/fin/6dp/03abs/pdf/dp1003.pdf>
- Griliches, Z., Intriligator, M. D. (toimetajad) *Handbook of Econometrics*
Volumes 1, 2 and 3. North-Holland, 1992.
<http://www1.elsevier.com/hes/books/02/preface/preface.htm>; tsiteeritud
13.03.04
- Haavelmo, T. "The Probability Approach in Econometrics", *Econometrica*,
Vol. 12, Supplement, 1944
- Krinal, V. Tartu Ülikooli majandusteaduskonna minevikust ja tänapäevast.
Tartu Ülikooli Kirjastus, 1999
- Lucas, R. E., Jr. "Econometric Policy Evaluation: a Critique," *Carnegie-
Rochester Conference Series on Public Policy*, 7–33. 1976
- Morgan M. S. *The History of Economic Ideas*, Cambridge University Press,
1995
- Samuelson, P., T. C. Koopmans., and J. R. Stone. "Report of the Evaluation
Committee for Econometrics", *Econometrica*, 1954, pp 141–146
- Stone, R. *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behavior in the
United Kingdom, 1920–1938*. New York: Cambridge University Press,
1954
- Theil, H. *Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam: North-Holland
Publishing Co, 1958

UUEST LÄHENEMISEST TEGURIINDEKSITE KONSTRUEERIMISELE

Jaan Vainu
Tallinna Tehnikaülikool

Indeksiteooria on statistikateooria üks nooremaid harusid. Praegu statistikas üldkasutatavale agregaatindeksite teooriale pani aluse 1871. aastal Tartu Ülikooli professor Etienne Laspeyres. Sellest ajast kuni tänapäevani on indeksid leidnud majandusanalüüsis laialdast kasutamist, kuid nende konstrueerimise meetodika alused on jäänud samaks: agregaati võetud tegurid jaotatakse kvalitatiivseks ja kvantitatiivseks ning muutuvteguuri iseloomu järgi määratakse muutumatu teguri indeksivalemis kasutatav periood (aruande- või baasiperiood). Selle meetodika alusel on tegurite muutumise järjekord määratud: esimesena muutub kvantitatiivne tegur, seejärel kvalitatiivne tegur. Selline tegurite muutumise järjekorra määramine pole teaduslikult põhjendatud, kuid muidu ei saaks panna süsteemi moodustama maksumuse, hinna ja füüsilise mahu indeksit.

Siit tuleb teine probleem: absoluutsete juurdekasvude jaotamine. Kui maksumuse juurdekasv on vaja jaotada hinna ja koguse muutumise vahel, siis hinna (kvalitatiivne tegur) muutumine saab tegelikult suurema osa ja kvantitatiivne tegur (kogus) väiksema osa, kui see tegelikkuses on. Lahenduseks on pakutud meetodid ei ole jõudnud praktikasse.

Traditsiooniliselt võetakse aluseks indeksivalemid ja alles seejärel jaotatakse juurdekasve.

Olgu p – hind;
 q – kogus;
 pq – maksumus.

Maksumuse indeks on

$$I_{pq} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad (1)$$

ja iseloomustab maksumuse suhtelist muutumist võrreldavatel perioodidel. Valemi (1) lugeja ja nimetaja vahe

$$\Delta \sum pq = \sum p_1 q_1 - \sum p_0 q_0 \quad (2)$$

näitab maksumuse muutumist absoluutväärtuses.

Hinna teguriindeks

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad (3)$$

ja koguse teguriindeks

$$I_q = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad (4)$$

on maksumuse indeksiga seotud:

$$I_{pq} = I_p \times I_q. \quad (5)$$

Nüüd võib küsida, kui palju maksumuse muutumisest on tingitud üksikute hindade muutumisest ja kui palju koguse muutumisest.

Lahendus leitakse koguse ja hinna teguriindeksite valemite lugeja ja nimetaja vahe arvutamisega:

$$\Delta(q) \sum pq = \sum p_0 q_1 - \sum p_0 q_0, \quad (6)$$

$$\Delta(p) \sum pq = \sum p_1 q_1 - \sum p_0 q_1. \quad (7)$$

Sellega piirduaksegi.

Eeldades, et muutub ainult üks tegur ja teine jääb baasiperioodi tasemele, saab tegurite isoleeritud mõjuulatused:

$$\Delta(p) pq = p_1 q_0 - p_0 q_0, \quad (8)$$

$$\Delta(q) pq = p_0 q_1 - p_0 q_0. \quad (9)$$

Kogujuurdekasv on

$$\Delta pq = p_1 q_1 - p_0 q_0 = q_0 \Delta p + p_0 \Delta q + \Delta p \Delta q. \quad (10)$$

Suurus $\Delta p \Delta q$ iseloomustab lisajuurdekasvu, mis on tingitud sellest, et mõlemad tegurid muutuvad ühel ajal. Lisajuurdekasvu jaotamiseks on pakutud mitu meetodit, kuid lahendust pole, mistõttu seda nimetatakse jaotamata jäägiks.

Püstitame kogujuurdekasvu jaotamise probleemi teisiti: kuidas jaotada kogujuurdekasv nii, et jaotamata jääki ei tekiks?

Vaatleme maksumust kahe muutuja funktsioonina:

$$z = f(p, q) = pq. \quad (11)$$

Logaritmides funktsiooni (11), teisendame selle lineaarsele kujule:

$$\ln z = \ln p + \ln q. \quad (12)$$

Funktsiooni (12) juurdekasv on

$$\begin{aligned} \Delta \ln z &= \ln z_1 - \ln z_0 = \ln p_1 - \ln p_0 + \ln q_1 - \ln q_0 = \\ &= \ln \left(\frac{p_1}{p_0} \right) + \ln \left(\frac{q_1}{q_0} \right), \end{aligned} \quad (13)$$

kus $\frac{p_1}{p_0} = i_p$ on hinna individuaalindeks ja

$\frac{q_1}{q_0} = i_q$ koguse individuaalindeks.

Maksumuse juurdekasvu logaritm võrdub tegurite individuaalindeksite logaritmide summaga. Kuivõrd argumentide ja nende logaritmide väärtused on proportsionaalsed, võib funktsiooni (11) absoluutse juurdekasvu jaotada argumentide vahel proportsionaalselt nende individuaalindeksite logaritmidega.

$$\Delta(p)z = \frac{\ln i_p \times \Delta pq}{\ln i_p + \ln i_q}, \quad (14)$$

$$\Delta(q)z = \frac{\ln i_q \times \Delta pq}{\ln i_p + \ln i_q}. \quad (15)$$

Praktilistes arvutustes $\sum pq$ koosneb mingi arvu agregaatide pq summast:

$$\sum pq = p^1 q^1 + p^2 q^2 + \dots + p^n q^n. \quad (16)$$

Järelikult tuleb valemeid (14) ja (15) rakendada iga korrutise (agregaadi) suhtes eraldi ja tulemused summeerida.

$$\Delta(p) \sum pq = \Delta(p^1) p^1 q^1 + \Delta(p^2) p^2 q^2 + \dots + \Delta(p^n) p^n q^n, \quad (17)$$

$$\Delta(q) \sum pq = \Delta(q^1) p^1 q^1 + \Delta(q^2) p^2 q^2 + \dots + \Delta(q^n) p^n q^n. \quad (18)$$

Kuivõrd maksumuse (või mingi muu nähtuse) juurdekasv tegurite vahel on nüüd jaotatud, võib teguriindeksite valemid esitada järgmiselt:

$$I_p = \frac{\sum p_0 q_0 + \Delta(p) \sum pq}{\sum p_0 q_0} = 1 + \frac{\Delta(p) \sum pq}{\sum p_0 q_0}, \quad (19)$$

$$I_q = \frac{\sum p_0 q_0 + \Delta(q) \sum pq}{\sum p_0 q_0} = 1 + \frac{\Delta(q) \sum pq}{\sum p_0 q_0}. \quad (20)$$

Indeksite (3), (4), (19) ja (20) väärtused on erinevad, ja see on loomulik, sest indeksite konstrueerimise põhimõtted on kardinaalselt erinevad. Indeks (3) sisaldab nii hinna isoleeritud mõjuulatust kui ka tegurite koosmõju (jaotamata jääk). Indeks (4) sisaldab ainult koguse isoleeritud mõjuulatust. Järelikult indeksid (3) ja (4) ei kajasta tegelikke muutusi õigesti.

Traditsioonilises käsitluses tõlgendatakse teguriindekseid kaheti. Üldistavas tähenduses näitab teguriindeks muutuvteguri keskmist muutumist ja analüütilises tähenduses muutuvteguri mõju agregaaadi muutumisele. Kuidas tõlgendada indekseid (19) ja (20)?

Indeksivalemi (19) lugejas on maksumuse algtaseme ja üksikute hindade muutumise mõjul maksumuse juurdekasvu summa, nimetajas on maksumuse algtase. Järelikult analüütiline tähendus on säilinud, sest indeks näitab maksumuse muutumist hindade muutumise tõttu. Samal ajal on säilinud analoogia hinna individuaalindeksiga:

$$i_p = \frac{p_1}{p_0} = \frac{p_0 + \Delta p}{p_0} = 1 + \frac{\Delta p}{p_0}. \quad (21)$$

Indeksit (20) võib käsitleda ka indeksina, mis näitab hindade keskmist muutumist, mis ongi indeksi üldistav sisu.

Maksumuse indeksi kuju on ka traditsioonilises käsitluses analoogiline indeksite (19), (20) ja (21) kujuga.

$$I_{pq} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} = \frac{\sum p_0 q_0 + \Delta \sum pq}{\sum p_0 q_0} = 1 + \frac{\Delta \sum pq}{\sum p_0 q_0}, \quad (22)$$

kus

$$\Delta \sum pq = \Delta(p) \sum pq + \Delta(q) \sum pq. \quad (23)$$

Indeksid (19), (20) ja (22) moodustavad järgmise süsteemi:

$$I_{pq} = I_p + I_q - 1. \quad (24)$$

Oleme seisukohal, et senikasutatavast erineva meetodika alusel konstrueeritud indeksid kajastavad analüüsitava tegurite muutumist ja selle mõju täpsemalt kui traditsioonilised Paasche'i ja Laspeyres' indeksid.

OSKUSTÖÖLISTE KOOLITUSTELLIMUST KUJUNDAVAD TEGURID

Villem Tamm
Tartu Ülikool

Oskustööliste koolitusmahu ja -struktuuri võib jätta turumajanduslike isereguleerimisprotsesside kujundada. Koolitusfirmadele tähendaks see aga märkimisväärselt lisakulutusi ja koolitustegevuse majanduslike riskide ülemääraast kuhjumist. Samas peab tõdema, et riigi majanduskasvu jätkumiseks on vaja mitte niivõrd kõrgharidusega majandusteadlaste, kuiivõrd kvalifitseeritud oskustööliste ettevalmistamise intensiivistamist.

Oskustööliste koolitamisega seonduvatest ülemääraastest majanduslikest riskidest pääsemiseks vajavad koolitajad eelkõige infotuge. Selgitamist vajab, milliseks kujuneb tulevikus oskustööliste potentsiaalne koguvajadus ja milliseks tegelikult rakendunud (olemasolev) ressurs. Nende kahe teguri vahe iseloomustabki oskustööliste koolitusvajadust, mis tuleks arvutada oskusvaldkondade (erialade) kaupa. Sellele teabele tuginedes saab täpsemalt juhtida nii koolitusfirmade asutamist kui ka koolitatavate erialade mahtu ja struktuuri kujunemist.

Koolitamine on tulevikkuvaatav tegevus: oskustööliste vajaduse määrab majanduse struktuur ja tootmismahud tulevikus. Eristatakse oskustööliste otsesest ja kaudset vajadust. Otsene vajadus on näiteks neis valdkondades, kus tootmist laiendatakse — antakse „roheline tee”. Kaudne vajadus tekib „roheline tee“ tegevusalasid materjali ja energiaga varustavatel tegevusaladel seoses sellega, et ka nemad peavad oma tootmismahutu suurendama ja vajavad selleks oskustöölisti lisaks. Niisiis on koolitusvajadust hinnata üsna komplitseeritud ülesanne, mis peab arvestama väga suure ja ajas muutuva rahvamajandussüsteemi sisemiste ja väliste tasakaalustatud seostega.

Selle ülesande lahendamine tuleks jagada kahte etappi:

- selgitada oskustööliste koolitamise potentsiaalne koguvajadus normatiivsete meetoditega;
- leida oskustööliste tegelikult rakendunute arv tavastatistikal toetudes.

Koguvajaduse selgitamine võimaldab lisarakendust sisend-väljundtabeli meetodile, mis on ju mõeldud rahvamajanduse kui terviku tasakaaluseid kirjeldama mitmest aspektist. Tööjõuvajaduste tasakaaluseosed on nende aspektide hulgas. Sisend-väljundtabeli veerud näitavad tegevusaladel toodangu valmistamise nii otseseid kui ka lisakulutusi (palk, maksud, tegevuse netoülejäak jm):

$$X_j = \sum_i x_{ij} + Z_j, \quad j=1,2,\dots,n,$$

kus X_j – j -nda tegevusala kogutoodang,

$$\sum_i x_{ij} \text{ – } j\text{-nda tegevusala materiaalsed tootmiskulud,}$$

Z_j – j -nda tegevusala lisakulud.

Tabeli read näitavad tegevusalade toodangu müüki vahe- ja lõpptarbimiseks:

$$X_i = \sum_j x_{ij} + Y_i, \quad i=1,2,\dots,n,$$

kus X_i – i -nda tegevusala kogutoodang,

$$\sum_j x_{ij} \text{ – } i\text{-nda tegevusala toodangu müük teistele tegevusaladele}$$

vahetarbimiseks,

Y_i – i -nda tegevusala toodangu müük lõpptarbimiseks.

Tegemist on tasakaalustatud süsteemiga, kus veerukokkuvõteteks on kogutoodang (X_j) ja reakokkuvõteteks sama kogutoodang (X_i). Veergudes tehtud otsesed ja lisakulud leiavad rahalise katte ridades tehtud müügist laekunud tulust. Lõpptarbimise eri variantide etteandmisel (näiteks poliitiliste otsustustena) on võimalik läbi mängida rahvamajanduse tasakaalustatud arengustsenaariume. Iga arengustsenaariumi korral eristub lisakulutuste koosseisus nn palgakulutuste vektor. Sisend-väljundtabeli põhimõtet silmas pidades on selles vektoris sisalduvad palgakulud tasakaalustatud ja võimaldavad keskmisest palgast ning täistööajast lähtuvalt üle minna vektorile, mille elementideks on töötajate keskmine arv tegevusalade kaupa.

Niisiis, sisend-väljundtabelite kasutamine riigi majanduselu analüüsimisel teavitab tegevusalade töötajate koguvajadusest tasakaalustatud tootmisülesannete täitmiseks. Edaspidi tuleks iga tegevusala jaoks moodustada kolmest-neljast eksperdist grupp, kes esindab tegevusala kõige tüüpilisemaid ja samal ajal tehnoloogia ning kasutatava tehnika mõttes progressiivseid ettevõtteid. Eesmärgiks on ekspertide küsitlemise teel (näiteks delfi-meetodil üldistuste täpsuse ja usaldusväärsuse järk-järgulise tõstmisega) saada järgmised arvamushinnangud:

- oskustööliste osatähtsus tegevusala töötajate üldarvus;
- tegevusala oskustööliste jagunemine erialade järgi (struktuuri-vektorid).

Siinkohal eeldatakse, et osatähtsus ja struktuur on üsna püsivad ning vajavad ümberhindamist-normeerimist tõenäoliselt sama sagedusega kui otsekulukordajate maatriksi elemendidki (iga 5–6 aasta järel).

Ekspertgruppide moodustamine ja arvamushinnangute saamine oskustööliste osatähtsuse ja struktuurivektorite kohta võimaldab sisend-väljundtabelite meetodit ühe olulise rakenduse võrra rikastada. Koolitajad saavad oma käsutusse olulise teabeallika oskustööliste potentsiaalse koguvajaduse selgitamiseks tasakaalustatult tulevikkuvaatava majandusarengu oludes.

Et hinnata oskustööliste koolitusvajadust, ei piisa kahjuks nende potentsiaalse koguvajaduse selgitamisest. Tavastatistikal toetudes on vaja hinnata ka nende tegelikult rakendunud arvu. Ülesannet komplitseerib asjaolu, et tegelikult rakendunute arv peab olema samuti tulevikkuvaatav nagu potentsiaalne koguvajaduski. See tähendab, et hinnanguliselt tuleb arvesse võtta järgmisi asjaolusid:

- oskustööliste loomulik liikumine nende vanuselise struktuuri andmetele toetudes,
- Euroopa Liidu (EL) liikmesriikide vahelisest tööturu avatusest tingitud oskustööliste äravool ja sissevool,
- koolitusteenuse tellimine teistest ELi riikidest,
- oskustööliste arv ja struktuur aktiivselt tööd otsivate töötute kontingendis.

Kokkuvõtteks võib öelda, et Eesti majanduselu edendamisel on üheks võtmeküsimuseks kvalifitseeritud oskustöölise vajalikus mahus ja struktuuris ettevalmistamine. Oskustöölise koolitamisega tegelev keskuste võrk ja koolitusmaht vajavad sisulist põhjendamist ja lõplikku väljakujundamist. Autori arvates tuleb siin aluseks võtta majanduse struktuur ja arengutsenaariumid tulevikus. Sisend-väljundtabelid on võimas rahvamajanduse tasakaalustatud mudel, mille paljude rakenduste hulka tuleks lülitada ka majanduse tasakaalustatud arengutsenaariumidest lähtuv koolitusvajaduse hindamine.

Kirjandus

Input-Output Tables and Analysis. Studies in Methods. United Nations. 1998
Tamm, V. Rahvamajanduse tegevusalade vaheliste sisend-väljundseoste modelleerimine. Kogumikus: Majandusprotsesside modelleerimine, lk 255–298. Tartu, 1996

MUUTUSED MAKROMAJANDUSSTATISTIKAS EUROOPA LIIDUGA LIITUMISEL VALITSEMISSEKTORI FINANTSSTATISTIKA NÄITEL

Dmitri Sokolov
Statistikaamet

Artikkel annab ülevaate ühest olulisemast makromajandusstatistika valdkonnast — valitsemissektori finantsstatistikast (*Government Finance Statistics, GFS*).

Kaks *GFS*'i meetodit

Valitsemissektori finantsstatistikat tehakse kahel meetodil. Ühte nendest rakendab igas riigis rahandusministeerium kooskõlas **Rahvusvahelise Valuutafondi (IMF) valitsemissektori finantsstatistika käsiraamatuga** (*IMF Manual on Government Finance Statistics*). See statistika annab ülevaate, millised olid riigi valitsuse tulud (maksutulud, mittemaksulised tulud), kulud (jooksvad kulutused, kapitalikulutused), puudujääk või ülejääk ning puudujäägi/ülejäägi finantseerimine võlausaldaja järgi (kodumaine või välismaine). Teise meetodi all mõeldakse rahvamajanduse arvepidamise kontekstis valitsemissektori statistikat, mis on koostatud **Euroopa rahvamajanduse arvepidamise süsteemi ESA95** (*European System of Accounts, ESA95*) kohaselt. Seda statistikat peab koostama ja Euroopa Liidu institutsioonidele (eelkõige Eurostatile, Euroopa Keskpancale ja Euroopa Komisjoni Majandus- ja Rahandusajade Direktoraadile (*DG ECFIN*)) edastama statistikaamet, rahandusministeerium või keskpank sõltuvalt riigisisest tööjaotusest. Nende kahe valitsemissektori finantsstatistika vahel on mõned metodoloogilised erinevused, kuid uus IMF valitsemissektori finantsstatistika käsiraamat (2001) näeb ette, et see statistika oleks kooskõlas *ESA95* raames koostatava valitsemissektori finantsstatistikaga (nt tekkepõhise kirjendamise printsiip, valitsemissektori piiritlemine jne). Artikkel keskendub vaid *ESA95* raames koostatavale valitsemissektori finantsstatistikale.

Valitsuse võla ja puudujäägi arvestus

Mõnes Euroopas statistika tootmist koordineerivas asutuses mõeldakse valitsemissektori finantsstatistika all **valitsuse võla ja puudujäägi arvestust** (harvem nimetatakse seda eesti keeles ülemäärase puudujäägi protseduuriks, mis tuli ingliskeelsest *Excessive Deficit Procedure*, lühendatult *EDP*). See on üks **stabiilsus- ja kasvupakti** (*Stability and Growth Pact*) osi. Stabiilsus- ja kasvupakti võttis 1997. aastal vastu Amsterdami Euroopa Nõukogu, selles sätestatakse olulisemad Majandus- ja Rahaliidu (*Economic and Monetary Union, EMU*) monetaar- ja fiskaalpoliitika põhimõtted. **Pakti eesmärgiks on kindlustada EMU eelarvedistsipliini.** Tegemist on riikliku tähtsusega statistikaga, mida väga hoolikalt jälgivad nii Euroopa Liidu (EL) institutsioonid kui ka Eesti majandusanalüütikud. Kui valitsemissektori eelarve puudujääk ületab kolm protsenti sisemajanduse koguproduktist (SKPst) ja valitsemissektori võla osatähtsus SKP-s on üle 60%, võib EL rakendada selle läve ületanud ELi liikmesriigi suhtes sanktsioone. Et tegemist on äärmiselt vastutusrikka ülesandega, teeb ELi Komisjon koostöös Euroopa Keskpanga ja *DG ECFIN*iga pidevalt *EDP* statistika monitoriingut. Selle raames korraldatakse igas ELi liikmesriigis kolme eespool mainitud ELi institutsiooni esindaja osavõtul koosolekuid, kus arutusel on statistika koostamise põhimõtted, meetodika, valitsemissektori piiritlemine (mis võib väga komplitseeritud olla) jm. ***EDP* tuleb koostada kaks korda aastas:** 1. märtsiks esialgne versioon ja 1. septembriks täiendatud ja täpsustatud statistika. Koos *EDP* aruandega edastatakse ka selle koostamisel kasutatud **andmeallikate ja meetodite põhjalik kirjeldus** valitsemissektori allsektorite (keskvalitsus, kohalikud omavalitsused ja sotsiaalkindlustusfondid) tasandil.

Ülemäärase puudujäägi protseduur on järgmine. Kui oma monitoriingu tulemusena leiab Euroopa Komisjon, et eurotsooni riik ületas 3%se läve, soovib Komisjon *DG ECFIN*ile alustada ülemäärase puudujäägi protseduuri. Protseuur rakendub alles siis, kui *DG ECFIN* kuulutab riigi puudujäägi ülemääraseks kahe kolmandiku hääلteenamusega. *DG ECFIN* ei kuuluta puudujääki ülemääraseks, kui tegemist on olulise majanduslangusega (rohkem kui 2% SKP-st). See võib *DG ECFIN*i äranägemisel toimuda ka siis, kui tegemist on "kergema" (0,75–2% SKPst) või *force majeure*' olukorraga. Viimased näited riikidest, kus *DG ECFIN* kuulutas eelarve puudujäägi ülemääraseks, on Portugal (2002) ja Saksamaa (2003). Kui *DG ECFIN* on otsustanud, et riigis esineb ülemäärane eelarve puudujääk, on riigil neli kuud aega, et rakendada meetmeid viimaks eelarve puudujääk alla 3%. Kui riik ei tee seda, võib *DG ECFIN* pärast soovitude ja

hoiatuste esitamist kolme järgmise kuu jooksul otsustada rakendada sanktsioone. Sanksioonideks on intressita deposiit 0,5% riigi SKPst. Kui riik ei suuda alandada puudujääki kahe järgmise aasta jooksul alla 3% taseme, võib see deposiit realiseeruda alalise trahvina. Trahvi peetakse kinni riigile ELi tehtavatest maksetest. Trahvi rakendatakse igal aastal, kui eelarve puudujääk ületab 3%.

Aasta ESA95 GFS

Üks *ESA95 GFS* osa on **ESA95 valitsemissektori aastafinantsstatistika**, mida koostatakse kolme *ESA95* andmeedastusprogrammi tabeli raames. Üheks neist on **ESA95 tabel 2 — valitsemissektori põhinäitajad** (toodang, vahetarbimine, lisandväärtus, põhivara kulum, maksud, sotsiaalmaksud, lõpptarbimiskulutused jm) valitsemissektori allsektorite kaupa. Varem oli vaja seda tabelit edastada vaid üks kord aastas (augustis) üldvalitsemissektori tasemel. **2004. aastast tuleb seda tabelit edastada kaks korda aastas** — märtsis (pärast esimest *EDP* aruannet) ja augustis (pärast teist *EDP* aruannet) ja valitsemissektori allsektorite kaupa. Tabeli 2 ja *EDP* vahel tuleb tagada kooskõla, sest lõpptulemus (neto-laenuandmine/-võtmine) peab mõlemas aruandes olema sama. Teine tabel, **ESA95 tabel 9 — maksude ja sotsiaalmaksete laekumine sektorite kaupa** — käsitleb detailselt erinevaid makse (tootmis- ja impordimaksud, tulumaks, sotsiaalmaksud jne) ka valitsemissektori allsektorite järgi. Siiani oli seda tabelit vaja edastada üks kord aastas, detsembris. Uue nõude järgi tahetakse 2004. aastal tähtaega lühendada **üheksa kuuni**, st 2003. aasta andmed tuleb edastada 2004. aasta septembris. Viimane tabel valitsemissektori aasta mittefinantskontode raames on **ESA95 tabel 11 — valitsemissektori kulutused funktsioonide järgi**. Selle ELi nõude järgi tahetakse olulisemad valitsemissektori arvepidamise näitajad (investeeringud, töötajate hüvitised, subsiidiumid, omanditulu, vahetarbimine, kapitalisiirded jm) saada valitsemisfunktsioonide klassifikaatoris COFOG (*Classification of the Functions of Government*) sätestatud kümne valitsemisfunktsiooni järgi jaotatuna. Nimetagem siin olulisemad valitsuse funktsioonid: riigikaitse, avalik kord ja julgeolek, keskkonnakaitse, tervishoid, haridus ja sotsiaalkaitse. Kuni 2002. aastani oli vaja seda tabelit koostada 12 kuud pärast aruandeperioodi lõppu ja vaid üldvalitsemissektori tasandil. 2003. aastast rakendus uus ELi nõue, mille järgi tahetakse seda statistikat saada ka valitsemissektori allsektorite kaupa.

Kvartali ESA95 GFS

2000. aastal töötas Eurostat koostöös Euroopa Keskpangaga välja *EMU statistiliste nõudmiste tegevuskava (Action Plan on EMU Statistical Requirements)*. Selle tegevuskava olulisemaid osi on valitsemissektori finantsstatistika kvartali kaupa, mis koostatakse kahe ELi määruse alusel. Esiteks tuleb **90 päeva pärast aruandekvartali lõppu** edastada Eurostatile andmed maksude, sotsiaalmaksete ja sotsiaaltoetuste kohta vastavalt Komisjoni määrusele 264/2000 lühiajalise valitsemissektori finantsstatistika kohta (*Commission Regulation (EC) No 264/2000 of 3 February 2000 on the implementation of Council Regulation (EC) No 2223/96 with respect to short-term public finance statistics*). Teiseks tuleb 2002. aastal vastuvõetud Euroopa Parlamendi ja Nõukogu määruse 1221/2002 järgi kvartali mittefinantskontode kohta (*Regulation (EC) No 1221/2002 of the European Parliament and of the Council of 10 June 2002 on quarterly non-financial accounts for general government*) koostada veelgi detailsem kvartalistatistika valitsemissektori tulude ja kulude kohta ka 90 päeva pärast aruandekvartali lõppu.

Kirjandus

- Action Plan on EMU Statistical Requirements. European Commission (Eurostat) in close collaboration with the European Central Bank, 2000.* <http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/print-product/EN?catalogue=Eurostat&product=apemu--EN&type=pdf>
- Barysch, Katinka. *A Pact for Stability and Growth. Centre for European Reform, 2003.* http://www.cer.org.uk/pdf/policybrief_stabilityandgrowth_oct03.pdf
- Commission Regulation (EC) No 264/2000 of 3 February 2000 on the implementation of Council Regulation (EC) No 2223/96 with respect to short-term public finance statistics.* http://europa.eu.int/eur-lex/pri/en/oj/dat/2000/l_029/l_02920000204en00040006.pdf
- Consolidated version of Council Regulation (EC) No 2223/96 of 25 June 1996 on the European system of national and regional accounts in the Community.* http://europa.eu.int/eur-lex/en/consleg/pdf/1996/en_1996R2223_do_001.pdf
- Regulation (EC) No 1221/2002 of the European Parliament and of the Council of 10 June 2002 on quarterly non-financial accounts for general government.* http://europa.eu.int/eurlex/pri/en/oj/dat/2002/l_179/l_17920020709en00010005.pdf

SOTSIAALSE KAPITALI KAUDSEST HINDAMISEST¹

Helje Kaldaru

Tartu Ülikool

Sissejuhatus

Ühiskonnaelu majanduslik ja sotsiaalne külg on omavahel lahutamatult seotud. Osalemine majanduselus määrab subjekti tulutaseme kui temale kuuluva osa ühiselt loodud heaolust, see aga on omakorda sotsiaalse staatuse üks olulisi aspekte. Suhted väljaspool majandussfääri määravad sageli küllaltki suurel määral isiku karjäärivõimalusi. Mida lähedasemad on (majandus)poliitilised eesmärgid enamikule elanikkonnast, seda tugevamalt ollakse nõus toetama arengut ja loobuma tänasest heaolust tulevase nimel. Sotsiaalset kapitali on majandusarengu nüüdisaegses käsitluses hakatud vaatlema kui ressursi jätkusuutlikuks arenguks, erilist kapitaliliiki loodusliku, füüsilise ja inimkapitali kõrval.

Artikli eesmärk on anda lühiülevaade sotsiaalse kapitali käsitlus- ja mõõtmisvõimalustest ning püüda hinnata sotsiaalset kapitali Eesti maakondade näitel kaudsete näitajate abil. Empiirilise analüüsi meetoditena kasutatakse korrelatsioon-, komponent- ja regressioonanalüüsi.

Sotsiaalse kapitali mõiste

Sotsiaalne kapital sotsiaal- ja majandusteadlaste spetsiifilise uurimisobjektina on suhteliselt uus asi. Esimesed tõsisemad teoreetilised käsitlused on pärit möödunud sajandi viimastest aastakümnetest (Bordieu 1986, Coleman 1988, North 1990, Putnam jt 1993, Portes, Sensebrenner 1993, Woolcock 1998). Et see just siis esile tuli, ei ole põrmugi juhuslik. Empiiriline analüüs näitas, et neoklassikalised kasvumudelid, mis olid pärit 20. sajandi keskpaigast, ei suutnud enam arenguprotsesside loogikat selgitada. Ka oli pisut varasemates endogeense kasvu mudelites sisse toodud eraldi mõjurina inimkapital, millest vaid sammukese kaugusele jäi tõdemus, et inimese osa majanduses ei piirdu vaid füüsilist kapitali vahendava tööjõu ja oskusteabe kandja rolliga. Sotsiaalsed suhted, millesse inimesed ühiskonnas elades astuvad, ei saa jätta mõju avaldamata majandusprotsessidele. Õigupoolest ei olnud tegemist päris

¹ Artikkel on valminud ETF grandii nr 5369 toetusel.

uue avastusega. Palju varem on käsitletud näiteks moraali rolli ühiskonnas (Smith), klassivastuolusid ja klassisiseseid solidaarsussuhteid (Marx) ning sotsiaalset motivatsiooni (Weber). Uus oli aga see, et sotsiaalset keskkonda püüti mõtestada spetsiifilise arenguteguri — sotsiaalse kapitalina.

Viimasel aastakümnel avaldatud sotsiaalse kapitali alaste kirjutiste hulk ulatub sadadesse. Sotsiaalse kapitali uurimisele on pühendatud Maailmapanga eriprojekt, mille vahekokkuvõtte on teinud Crootaert ja Bastelaer (2002). Eestis on sotsiaalse kapitali käsitlemisega seni tegelnud peamiselt sotsiaalteadlased seoses Eesti ühiskonna sotsiaalse jätkusuutlikkuse määratlemisega (Eesti... 2001). Ruutsoo (2001) on analüüsinud kodanikeühiskonna rolli sotsiaalse kapitali kujunemisel. Sotsiaalteadlaste ja majandusteadlaste vaatepunkt sotsiaalsele kapitalile on lähedane, kuid siiski pisut erinev. Sotsiaalteadlased analüüsid eelkõige sotsiaalse kapitali kujunemist selle kõikvõimalikes väljendusvormides, majandusteadlasi huvitavad aga sotsiaalse kapitali need aspektid, mis avaldavad mõju majandusarengule. Et sotsiaalne kapital on üsna uus ja mitmepalgeline uurimisobjekt, ei ole ühe artikli raames võimalik anda ülevaadet selle käsitlemisel esile tulnud eriarvamustest. Üldistavalt võib aga sotsiaalse kapitali esmauurijate käsitlused jagada kolme suunda, millest allpool on antud lühiülevaade.

Kõige kitsam on sotsiaalse kapitali kogukondlik kontseptsioon, mis pärineb R. Putnamilt (1993). Selle järgi on sotsiaalne kapital inimestevaheliste horisontaalsete ühenduste hulk ja kodanikeühenduste võrgustik. Sotsiaalne kapital luuakse seega vabatahtlikes ühendustes tekkinud suhtevõrgustiku kaudu, selle aluseks on usaldus ja võime koostööd teha ühiste eesmärkide täitmise nimel. Kui püüda mõtestada selliselt defineeritud sotsiaalse kapitali seost majandusarenguga, tekivad raskused. Nimelt ei pruugi kõigi vabatahtlike kodanikeühenduste eesmärgid olla vastavuses ühiskonna kui terviku arengueesmärkidega (Berger-Schmitt, Noll 2000). Tugevad grupisisesed seosed võivad tekkida (ja sageli tekivadki) näiteks kuritegelikes grupeeringutes.

Colemani (1988) võrgustikukontseptsiooni kohaselt on sotsiaalne kapital ressurss, mis hõlbustab teiste vajalike lisaressursside hankimist ja soovitava eesmärgi saavutamist. Ka Colemani arvates tekib sotsiaalne kapital usaldusel põhinevates sotsiaalsetes võrgustikes, kuid need on nii horisontaalsed kui ka vertikaalsed. Seega toimib sotsiaalne kapital omalaadse infokanalina, mis hõlbustab osalejate otsuste kooskõlastamist. Colemani järgi on sotsiaalse

kapitali lahutamatu osa normid. Normide kaudu saab ühiskond kontrollida, kas ühiskonnagruppide püstitatud eesmärgid vastavad ühiskonna kui terviku huvidele või mitte. Endastmõistetavalt saavad normid oma rolli täita vaid siis, kui nendest kinnipidamist on võimalik kontrollida ja nende eiramist karistada.

Kõige laiem ongi sotsiaalse kapitali institutsionaalne kontseptsioon, mis lisaks eeltoodud põhiliselt mitteametlikele suhetele hõlmab ka formaalseid institutsionaalseid suhteid. Selle kontseptsiooni kohaselt kuuluvad sotsiaalse kapitali hulka seadusandlus, kohtusüsteem ning kodaniku- ja poliitilised õigused. North (1990) leidis, et institutsioonidel (nii formaalsetel kui ka mitteformaalsetel) on oluline mõju majanduse arengule.

Sotsiaalsed suhted, võrgustikud, normid ja formaalsed institutsioonid avaldavad mõju majandusprotsesside toimimisele. Kas on aga põhjust ilmtingimata rääkida seejuures sotsiaalsest kapitalist? Võib-olla piisaks sotsiaalsete ressursside, sotsiaalse keskkonna või sotsiaalse infrastruktuuri mõistest? Kui käsitada kapitali üldmõistena kui püsiresurssi tulevaste tulude saamiseks, on sotsiaalse kapitali defineerimisega hõlmatud kõik selle ressursi aspektid. Kapitali mõiste on laienenud materiaalsest (looduskapital ja füüsiline kapital) immateriaalseks (inimkapital ja sotsiaalne kapital) ning üksiksubjektile kuuluvast ressursist sotsiaalseks ressursiks. Mudeli täiuslikkus ja ilu on tegelikult väga oluline. Näiteks on leitud, et just ettevõtluskeskkonna käsitlus sotsiaalse kapitalina on elavdanud sotsiaal- ja majandusteadlaste diskussiooni ning lubanud sotsiaalseid aspekte senisest täielikumalt majandusarengu analüüsil arvestada (Woolcock, Narayan 1999).

Sotsiaalse kapitali dimensioonid ja toimetehhanismid

Tehes kokkuvõtet Maailmapanga uurimisprojektist, on Crootaert ja Bastelaer (2002) jõudnud järeldusele, et sotsiaalsel kapitalil võib eristada kahte dimensiooni — avaldumistasand ja -vorm. Neid omavahel kombineerides võib jõuda sotsiaalse kapitali eri liikideni, millel kõigil on ühiskonnas täita oma roll (tabel 1). Avaldumistasandi järgi saab eristada sotsiaalset kapitali makro- ja mikrotasandil, avaldumisvormi järgi aga struktuurilist ja kognitiivset sotsiaalset kapitali.

Peale kogu ühiskonna (makrotasand) ja üksikisiku (mikrotasand) on majandusprotsessides olulisel kohal grupi (mesotasand) tasandil avalduv sotsiaalne kapital. Just mesotasandi kaudu toimivad ametiühingud ja kutseliidud, sõlmitakse kokkuleppeid tööandjate ja töövõtjate vahel,

moodustuvad poliitiliste parteide koalitsioonid, realiseeritakse ettevõtte sidusgruppide huvid. Strukturaalne ja kognitiivne avaldumisvorm põimuvad kõigil tasanditel. Mida kõrgema tasandiga on tegemist, seda enam on ülekaalus strukturaalne vorm, ja mida madalama tasandiga on tegemist, seda enam on ülekaalus kognitiivne vorm. Et sotsiaalne kapital avaldub eri tasanditel, ei ole selle loomiseks tehtavad investeeringud ainuüksi riigi mure. Mesotasandil põrkuvad gruppide huvid kõige tugevamalt, just siin püütakse kõige tõenäolisemalt tegelda sotsiaalsesse kapitali investeerimisse. Kui seda tegevust ei kontrolli üksikisiku tasandil ühiskonnas aktsepteeritud moraalnormid ja eetilised tõekspidamised ning ühiskonna tasandil normid ja reeglid, on siin kõige suurem võimalus välja kujuneda ühiskonna arengut pidurdaval sotsiaalsel kapitalil.

Tabel 1. Sotsiaalse kapitali liigid

	Makrotasand	Mikrotasand
Strukturaalne	Riiklikud institutsioonid, seadustes sätestatud reeglid	Lokaalsed institutsioonid, võrgustikud
Kognitiivne	Haldussuutlikkus (<i>governance</i>)	Mitteformaalsed normid ja väärtused

Sotsiaalne kapital avaldub seega üksikisiku, grupi ja ühiskonna tasandil mitmes vormis. Selle omalaadse koordineerimismehhanismi tõttu vähenevad transaktsioonikulud ja kujuneb ühistegevus. Tihedamad sotsiaalsed suhted pakuvad sotsiaalset tuge ja aitavad leida oma kohta ühiskonnas. Enesetunde paranemine ja enesehinnangu tõus on siin sageli rahalisest toetusest tähtsamadki. Millised on sotsiaalse kapitali toimemehhanismid, kanalid, mille kaudu tulemusteni jõutakse? Paxtoni (1999) järgi on nendeks usaldus ja kommunikatsioon. Usalduse tõttu osatakse ennustada partneri käitumist, seetõttu ei ole vaja teha kulutusi tema tegevuse uurimiseks. Tähtis on usaldada nii teisi inimesi kui ka formaalseid ja mitteformaalseid institutsioone. Kommunikatsioon aitab teadmistel levida ja aitab sellega kaasa arengule. Ühiskonna sidususe seisukohalt on oluline ka kommunikatsiooni välismõju: teadmiste vahetamise käigus õpivad inimesed üksteist mõistma.

Ühiskonnakorralduse võimalike tüüpide esiletoomisel (sõltuvalt sotsiaalse kapitali toimemehhanismidest) tuleb silmas pidada, et ka turg on kommunikatsioonivahend. Riiklike institutsioonide usaldamatus ei tähenda

automaatselt usalduse puudumist lähikondlaste vastu. Tabelis 2 on tumedama halliga märgitud ühiskond, kus on suur usaldus ja vaba kommunikatsioon, järelikult saab sotsiaalne kapital koordineerimismehhanismina hästi toimida. Tulemuseks on sotsiaalselt sidus ühiskond, mida iseloomustab ühiskondlik kokkulepe ja vastandlike huvide institutsionaalne reguleeritus.

Turumajandus kui individuaalsele saavutusvõimele orienteeritud egoistlik ühiskonnakorraldus toob kaasa vähesed usalduse teise inimese (konkurendi) ja riigi (töötulemuste ümberjagaja) vastu. Koordineerimine toimib läbi turuprotsesside edukalt seni, kuni turumajanduse tingimustes paratamatult tekkinud ebavõrdsus viib kommunikatsiooni vähenemiseni ühiskonna kõigi liikmete vahel. Grupisisene usaldus võib selle tulemusena suureneeda (esimene ja teine Eesti!), kuid sidusa ühiskonnani ilma lisaregulatsioonideta tõenäoliselt ei jõuta.

Tabel 2. Sotsiaalse kapitali seos ühiskonnakorraldusega

	Vaba kommunikatsioon	Piiratud kommunikatsioon
Suur usaldus	Sotsiaalne sidusus (ühiskondlik kokkulepe, huvide institutsionaalne regulatsioon)	“Kolkapatriotism” (ühiskonna kihistumine, koostöö identiteedirühmade raames)
Väike usaldus	Turumajandus (konkurents, koostöö tagab hinnamehhanism)	Individualism (vähene koostöö, “kõigi sõda kõigi vastu”)

Mõlema tabelis heledama halliga märgitud võimaluse korral on sotsiaalse kapitali toimimine koordineerimismehhanismina pidurdunud. Kui piiratud kommunikatsioonile liitub väike usaldus, jaguneb ühiskond väikestekestes omavahel vastuolulisi eesmärke taotlevateks huvigruppideks. Sellisel juhul on üldist heaolu tõusu tagav majandusareng raskendatud.

Eeltoodust järeldub, et riigi tähtsaim ülesanne on sotsiaalse kapitali toime-mehhanismide, kommunikatsiooni ja usalduse tagamine. Ilma nendeta ei ole kasu parimal moel sätestatud formaalsetest institutsioonidest.

Sotsiaalse kapitali mõõtmine ja hindamine

Et sotsiaalset kapitali on võimalik piiritleda mitut moodi, on eri autorid selle mõõtmiseks välja pakkunud pika indikaatorite loetelu. Mitte ükski neist ei

anna aga ammendavat vastust. Mõnes mõttes võib siin paralleele tõmmata inimkapitali teooriaga. Kuigi seda on arendatud 30–40 aastat (sotsiaalse kapitali teooria on ju noorem), kasutatakse inimkapitali hindamiseks tavaliselt ikka kooli- või tööaastate arvu, mingil tasemel hariduse omandanute osatähtsust rahvastikus või hariduskulutuste osa rahvatulus. On selge, et mitte ükski neist (ega ka need kõik koos) ei anna inimkapitalile absoluutselt täpset hinnangut, kuid ligikaudseid, stohhastilistes mudelites kasutamiskõlblikke näitajaid on nende alusel võimalik saada.

Sotsiaalse kapitali hindamiseks kasutatavad näitajad on Crootaert ja Bastelaer (2002) liigitanud kolme gruppi, mis näitavad: 1) osalemist kohalikes assotsiatsioonides ja võrgustikes, 2) usaldust ja normikuulekust ning 3) kollektiivseid tegevusi. Paraku on sellise grupeerimise korral segamini sotsiaalse kapitali tasandid ja toimemehhanismid. Analüüsi tulemusena võib saada sotsiaalsele kapitalile mingi hinnangu ja seda eri objektide (riikide, piirkondade, gruppide) kaupa võrrelda, kuid selle alusel ei ole võimalik anda tegevusjuhiseid ühiskonna arengut toetava sotsiaalse kapitali kujunemise soodustamiseks. Poliitiliste otsuste (eelkõige majanduspoliitilised otsused) kujundamiseks tuleb sotsiaalset kapitali hinnata eri tasandil eraldi. Ainult nii on võimalik selgitada sotsiaalse kapitali potentsiaalset olemasolevat hulka ja analüüsida selle toimimiskanalite — usalduse ja kommunikatsiooni — tulemuslikkust.

Üksiksobjekti (isikud, ettevõtted) tasandil näitab potentsiaali suhtevõrgustiku maht ja tihedus. Potentsiaali rakendamiseks on oluline usaldada ja äratada usaldust ning osata suhteid kasutada oma eesmärgi saavutamiseks. Sotsiaalset kapitali hinnata on sellel tasandil eelkõige võimalik sotsioloogilisi ja sotsiaalpsühholoogilisi uurimismeetodeid kasutades. Esmajoones on see sotsiaalteadlaste uurimisobjektiks. Majandusteadlaste huviorbiidis on sellel tasandil ettevõtete haldamisega (*corporate governance*) seotu. Teatud järeldusi sotsiaalse kapitali mõjust tootmistulemustele saab teha näiteks erineva omanikestruktuuriga ettevõtete võrdlemisel.

Mesotasandil (lähimbrus ja identiteedirühmad) on sotsiaalse kapitali hindamisel samuti esikohal võrgustikud. Sellel tasandil võib sotsiaalset kapitali hinnata ka kaudsete näitajatega. Kui eeldada, et töötu inimene on paratamatult ühiskonnaelust rohkem tõrjutud kui töötaja, saab eri piirkondade sotsiaalset kapitali hinnata näiteks tööhõive määra võrdlemise kaudu. Ühest rahvusest ja tihedamalt koos elavate inimeste sotsiaalne suhtlemine on tõenäoliselt tihedam, seetõttu sobivad ka rahvusliku koosseisu ja

rahvastikutiheduse näitajad sotsiaalse kapitali kaudseks hindamiseks. Kuritegevuse tase väljendab kuulekust formaalsetele normidele ning kohalikest valimistest osavõtt usaldust kohalike võimuorganite ja huvi ühiskonnas toimuva vastu. Kuigi mainitud näitajad väljendavad sotsiaalset kapitali vaid kaudselt, on nad ametlikust statistikast hästi kättesaadavad ja võimaldavad esialgse hinnangu sotsiaalse kapitali erinevustele anda.

Sotsiaalse kapitali hindamisel ühiskonna tasandil tuleb esile kolm aspekti: 1) formaalsed ja mitteformaalsed institutsioonid, 2) ühiskonna kihistumine ning 3) üldine usaldus. Neist esimesega on tegelnud paljud rahvusvahelised organisatsioonid. Näiteks annavad Euroopa Rekonstruktsiooni- ja Arengupanga raportid ülevaate ka siirderiikide saavutustest oma ettevõtluskeskkonna reformimisel. Korruptsiooniindeksid, mida ikka ja jälle avaldatakse, kirjeldavad mitteformaalse koordineerimise ulatust. Maailmapanga projekti raames on välja töötatud metoodika haldussuutlikkuse (*governance*) hindamiseks ja toodud ka empiirilised andmed selle kohta enamikus maailma riikides (Kaufmann, Kraay, Zoido-Lobaton 2002). Kommunikatsioonivõimalusi piirav kihistumine väljendub majandusteaduse vaatepunktist eelkõige varandusliku kihistumisena, mida iseloomustab tulu jaotus. Riigi kui institutsiooni vastu usalduse kaudseks hindamiseks saab kasutada valimistest osavõtu ja rahvahääletuse tulemuste andmeid.

Sotsiaalne kapital Eesti maakondades

Algandmed sotsiaalse kapitali hindamiseks on kokku pandud Statistikaameti 2002. ja 2003. aasta aastakogumike "Eesti piirkondlik statistika. *Regional Statistics of Estonia*" ning Vabariigi Valimiskomisjoni veebilehelt (www.vvk.ee) saadud andmete alusel. Vaatluse all on 15 maakonda (Tallinn koos Harjumaaga). Tulujaotuse andmed pärinevad Andres Võrgult, kes tegi arvutused leibkonnauuringu tulemuste põhjal. Analüüsi esimesel etapil esitati andmeid, mis teoreetiliselt võiksid kajastada sotsiaalse kapitali kommunikatsiooniaspekti eri külgi. Nendeks olid tööhõive aastatel 2001 ja 2002, tööhõive kasvutempo, kuritegude arv 10 000 inimese kohta vaatlusalustel aastatel ja selle kasvutempo, tulujaotus (piirkondlik Gini koefitsient), inimeste hinnang oma majandusliku seisundi muutuse kohta viie viimase aasta jooksul, eestikeelse gümnaasiumi lõpetanute osatähtsus rahvusliku homogeensuse seisukohast ning valimistest (kohalike omavalitsuste valimised ja rahvahääletus) osavõtu määr ja valimistulemused. Et sageli rõhutatakse inimkapitali ja sotsiaalse kapitali seoseid, lülitati esialgu valimisse ka töötajate haridustaset ja elanike tervist iseloomustavad näitajad.

Korrelatsioonianalüüsist selgus see, mida tegelikult oligi oodata: seosed üksiknäitajate vahel osutusid nõrkadeks ja mingeid olulisi tendentse kommunikatsioonivõimaluste ja usalduse vahel välja ei tulnud; haridust ja tervist iseloomustavatel näitajatel puudus ülejäänutega igasugune tõlgendamist vääriv seos, mistõttu need jäeti edasise vaatluse alt välja.

Algnäitajate komponentanalüüsiga õnnestus esile tõsta kaks üldnäitajat, mida autori arvates võib tõlgendada sotsiaalse kapitali kaht aspekti iseloomustavatena ning mis võivad mõjutada usaldust riigi ja kohalike omavalitsuste tegevuse vastu. Õigupoolest on mõlemal juhul tegemist turvalisuse näitajatega, millest üks iseloomustab julgeoleku ja teine majandusliku toimetuleku aspekti (tabel 3).

Tabel 3. Algnäitajate pööratud komponentmaatriks (esimene analüüs)*

Algnäitajad	Julgeolek	Majanduslik turvalisus
Kuritegevus 2002	0,917	
Kuritegevus 2001	0,836	
Tööhõive kasvutempo	0,693	
Kuritegevuse kasvutempo	0,648	
Tööhõive 2002		0,924
Tööhõive 2001		0,877
Hinnang majandusliku seisundi muutusele		0,705
Gini koefitsient 2001		0,682

* Siin ja edaspidi esitatud on üle 95% tõenäosusega usaldatavad komponentlaadungid.

Esimene komponent kirjeldab 35,1% ja teine 32,7% algnäitajate variatsioonist. Kogu kirjeldatus (67,8%) ei ole küll eriti kõrge, aga analüüsi eesmärgiks on pigem meetodikat katsetada kui kaugeleulatuvaid tõsiteaduslikke järeldusi teha. Esimene komponent peaks mõjuma sotsiaalset kapitali vähendavalt, kuna näitab kõrget kuritegevust. Teine on aga päripidiselt seotud hõivatuse ja kõrgema hinnanguga majandusliku seisundi muutusele positiivses suunas. Järelikult peaks see mõjuma sotsiaalset kapitali suurendavalt. Teoreetiliselt eeldatuga vastupidiselt on siin sees ka

diferentseeritum tulujaotus, aga see iseloomustab tegelikult Eesti praegust situatsiooni: ühtlasem on tulujaotus vaesemates piirkondades.

Regressioonianalüüsi hääletustulemuste ja eeltoodud näitajate vahel andis seose kolmel juhul neljast (tabel 4). Rahvahääletusel vastuhääletanute osatähtsus ei seostunud ei sotsiaalse kapitali üksiknäitajate ega ka üldnäitajatega. Mõnevõrra üllatuslikult ei osutunud üheski mudelis usaldatavaks julgeoleku komponendi kordajad. Sõltumatuks muutujaks on kõikjal teise komponendi (majandusliku turvalisuse) komponentkaalud (F_2). Sõltuvateks muutujateks on: Y_1 — osavõtt kohalike omavalitsuste valimistest, Y_2 — osavõtt rahvahääletusest, Y_3 — rahvahääletuse poolthääle osatähtsus.

Tabel 4. Regressioonimudelid

Sõltuv muutuja	Sõltumatu muutuja	Vabaliige	Regressiooni-kordaja	Kirjel-datus, %	Usalda-tavus
Y_1	F_2	52,3	-2,03	53,7	0,002
Y_2	F_2	61,1	2,32	55,1	0,002
Y_3	F_2	65,0	2,30	33,5	0,024

Mudeli kohaselt mõjutab usaldust majanduslik turvalisus. Komponentkaalu (majanduslikku turvalisust maakonniti kirjeldava üldnäitaja) erinevus keskmisest ühe standardhälbe võrra muudab protsentides väljendatud usaldusnäitajaid ligikaudu kahe protsendi võrra. Kuid regressioonianalüüsi tulemused viitavad huvitavale fenomenile, mida siinkohal ei oskagi põhjalikult selgitada. Nimelt on esimeses võrrandis seos vastupidine teoreetiliselt eeldatuga: osavõtt kohalike omavalitsuste valimistest oli kõrgem neis piirkondades, kus majanduslik toimetulek oli kehvem. Rahvahääletus Euroopa Liitu astumise kohta andis aga päripidise, teoreetiliselt õige seose: mida parem majanduslik olulord, seda suurem usaldus. Eriti selgelt tuleb see esile hääletustulemusi valdade ja linnade kaupa analüüsidest, mis aga ei ole siinkohal eesmärgiks. Kui siiski püüda eeltoodud fenomeni selgitada, siis võib siin seada kaks hüpoteesi, mis vajavad edaspidi uurimist. Esiteks võib olla suhtumine kohalikul ja riiklikul tasandil toimuvasse erinev (sotsiaalse kapitali meso- ja makrotasand!) ja teiseks (mis oleks tunduvalt intrigeerivam!), Eesti ühiskonnas on lõplikult kaduma läinud möödunud sajandi viimase kümnendi alguses tekkinud positiivne tulevikuootus. Aga see

on vaid spekulatsioon, nii põhjanevat järeldust üksiku fakti alusel teha ei saa.

Sotsiaalse kapitali usalduse- ja kommunikatsiooniaspekti korraga kirjeldavate üldnäitajate saamiseks viidi läbi komponentanalüüs, kus algnäitajate hulgas olid ka regressioonanalüüsi sõltuvad muutujad. Välja selekteerus kolm komponenti, mis kokku kirjeldasid 81% algnäitajate variatsioonist.

Tabel 5. Algnäitajate pööratud komponentmaatriks (teine analüüs)

Algnäitajad	Usaldus ja majanduslik turvalisus	Kuritegevus	Tööhõive ja kuritegevuse muutused
Tööhõive 2001	0,910		
Tööhõive 2002	0,878		
Rahvahääletusest osavõtt	0,786		
KOV valimistest osavõtt	-0,742		
Hinnang majandusliku seisundi muutusele	0,705		
Rahvahääletuse poolthääle osatähtsus	0,689		
Kuritegevus 2001		0,957	
Kuritegevus 2002		0,937	
Gini koefitsient 2001	0,612	0,666	
Tööhõive kasvutempo			0,890
Kuritegevuse kasvutempo			0,873

Esimene komponent, mis kirjeldab 38% algnäitajate variatsioonist, on seotud usalduse ja majandusliku turvalisuse näitajatega. Seega kajastab see praktiliselt sama seost, mis tuli esile regressioonanalüüsis ja komponent peaks olema päripidi seotud sotsiaalse kapitaliga. Erinevalt eelmisest analüüsist on Gini koefitsient seotud ka kuritegevust iseloomustava komponendiga, kus ongi teoreetilisest vaatepunktist lähtuvalt tema õige koht. Kuritegevuse ja varandusliku kihistumise seost kinnitasid ka korrelatsioonanalüüsi tulemused. Eesti maakondade andmete põhjal arvatud korrelatsioonikordaja väärtus oli 0,55, seos on usaldatav üle 95%-se tõenäosusega. Teine komponent kirjeldas 23% algnäitajate variatsioonist, mõju teoreetiline suund sotsiaalsele kapitalile peaks olema vastupidine. Viimane komponent, mis kirjeldab 20% algnäitajate

variatsioonist, ei ole seoses sotsiaalse kapitaliga tõlgendatav, sest tööhõive kasv peaks sotsiaalset kapitali suurendama ja kuritegevus vähendama. Seega on võimalik maakonna sotsiaalse kapitali üldnäitajana kasutada kahe esimese komponendi komponentkaalude vahet (teise komponendi mõju suund on vastupidine).

Komponentkaalud ja sotsiaalse kapitali koondhinnang on toodud tabelis 6.

Tabel 6. Sotsiaalse kapitali üldnäitajad

Maakond	Usaldus ja majanduslik turvalisus		Kuritegevus		Koondhinnang	
	komponentkaal	koht	komponentkaal	koht	kaalude vahe	koht
Hiiu	1,32	2	-0,98	13	2,30	1
Saare	0,71	4	-1,15	15	1,86	2
Viljandi	0,15	8	-1,05	14	1,20	3
Lääne-Viru	0,42	7	-0,77	12	1,19	4
Järva	0,68	5	-0,36	11	1,03	5
Tartu	0,78	3	0,02	7	0,75	6
Rapla	0,63	6	0,06	6	0,56	7
Pärnu	0,11	9	0,09	5	0,02	8
Valga	-0,60	10	0,00	8	-0,60	9
Jõgeva	-0,91	12	-0,29	10	-0,61	10
Lääne	-0,90	11	-0,07	9	-0,83	11
Ida-Viru	-1,01	13	0,13	4	-1,14	12
Harju	1,62	1	2,89	1	-1,27	13
Põlva	-1,63	15	0,37	3	-2,00	14
Võru	-1,34	14	1,13	2	-2,47	15

Esimese komponendi summaarne hajuvus oli 3,25 standardhälvet. Üle keskmise oli usaldus ja majanduslik turvalisus üheksas maakonnas ning nagu võiski eeldada, oli parim seis Harjumaal (1,62 standardhälvet üle keskmise). Alla keskmise jäid Valgamaa, Läänemaa, Jõgevamaa, Võrumaa ja Põlvamaa (viimane 1,63 standardhälvet alla keskmise taseme). Teise komponendi hajuvus oli suurem, kokku 4,04 standardhälvet. Ka siin tõusis esile Harjumaal näitaja, mis oli 2,89 standardhälvet üle keskmise. Kuna komponendi mõju sotsiaalsele kapitalile peaks olema negatiivne, siis on selles maakonnas olukord halvim. Mõnevõrra üllatuslikult järgnesid Põlvamaa ja Võrumaa, siiski olid näitaja väärtused nendes maakondades tunduvalt väiksemad. Positiivselt poolelt paistsid silma Viljandimaa ja saared (parim oli olukord Saaremaal, kus näitaja väärtus jäi 1,15 standardhälvet alla keskmise).

Koondhinnangu alusel osutusid paremas seisundis olevaks Hiiumaa, Saaremaa, Viljandimaa, Lääne-Virumaa ja Järvamaa. Ühiseks jooneks on neis maakondades suhteliselt madal kuritegevus ning keskmisest kõrgem usaldus ja majanduslik turvalisus. Järjestuse lõppu jäid Läänemaa, Ida-Virumaa, Harjumaal, Põlvamaa ja Võrumaa. Neist Ida-Virumaal, Võrumaal ja Põlvamaal kujunes koondhinnang analoogilisel viisil, nimelt hälbisid mõlemad komponendid keskmisest negatiivses suunas oluliselt. Harjumaal valitseb täiesti erandlik olukord, kuna mõlemad komponendid saavutasid siin oma maksimaalse väärtuse, esimene positiivses ja teine negatiivses suunas. Koondhinnang andis Harjumaale tagantpoolt kolmanda positsiooni järjestuses, mis ilmselt ei ole kooskõlas tavateadmisega heast elujärjest Tallinnas ja selle ümbruskonnas. Läänemaa koondhinnangu kujunemisel mõnevõrra kompenseeris keskmisest madalamat usalduse ja turvalisuse komponenti samuti keskmisest madalam kuritegevus, kuid koondhinnang jäi siiski suhteliselt madalaks. Keskmistel positsioonidel paiknevad Raplamaa, Pärnumaa ja Valgamaa olid keskmised ka kummagi komponendi järgi eraldi vaadatuna. Tartumaa üldhinnangu tõmbas alla suhteliselt kõrge kuritegevus ning Jõgevamaa üldhinnangu keskmisest madalam usaldus ja majanduslik turvalisus. Kokkuvõtlikult võib öelda, et enamikul juhtudest avaldasid komponendid sotsiaalsele kapitalile samasuunalist mõju, eranditeks olid Harjumaal, Tartumaa ja Jõgevamaal. Neist kaks esimest erinevadki ülejäänud maakondadest, sest tegemist on Eesti situatsioonis suurte linnade ja nende lähiümbrusega.

Kokkuvõte

Artiklis anti põgus ülevaade paarikümne viimase aasta jooksul aktuaalseks muutunud sotsiaalse kapitali käsitlemise suundadest. Sotsiaalse kapitali all mõistetakse sotsiaalseid võrgustikke, norme ja usaldust, mis hõlbustavad inimestevahelist suhtlemist ja aitavad kaasa võrgustiku liikmete eesmärkide saavutamisele ja majanduse toimimisele. Sotsiaalne kapital esineb struktuuraalses ja kognitiivses vormis ning avaldub eri viisil mikro- ja makrotasandil. Kui indiviidi (ja grupi) tasandil on kõige olulisem kuulumine võrgustikku, mängivad makrotasandil põhirolli formaalsed ja mitteformaalsed institutsioonid. Sotsiaalne kapital toimib usalduse ja kommunikatsiooni kaudu. Kui usaldus on väike ja kommunikatsioon nõrk, jaguneb ühiskond vastandlike huvidega gruppideks, kelle koostöö ühise eesmärgi nimel on raskendatud. Sotsiaalse kapitali mõõtmine indiviidi (ja grupi) tasandil on sotsiaalteadlaste uurimisobjekt. Majandusteadlastele pakub huvi sotsiaalse kapitali avaldumine makrotasandil, mida on võimalik hinnata kihistumise ja usalduse näitajate kaudu.

Eesti maakondade sotsiaalse kapitali hindamisel kasutati kihistumise kaudsete algnäitajatena tööhõive, kuritegevuse ja tulujaotuse andmeid. Komponentanalüüsi abil üldistamisel toodi välja üldnäitajad, mida tõlgendati sotsiaalse kapitali komponentidena. Saadud üldhinnangud olid sedavõrd loogilised, et meetodi kasutamist võib pidada tulemuslikuks. Probleemiks on sotsiaalse kapitali keerukas kujunemismehhanism, mis ei võimalda seda kaudse hindamisega kuigi usaldusväärselt kirjeldada. Siiski on mõttekas uuringuid selles suunas jätkata, püüdes kombineerida kaudseid näitajaid küsitluste tulemusena mõõdetud otseste näitajatega.

Kirjandus

- Berger-Schmitt, R., Noll, H.-H. *Conceptual Framework of a European System of Social Indicators EuReporting Working Paper No. 9.*— ZUMA, Mannheim, 2000
- Bourdieu, P. *The Forms of Capital.* — Richardson G.J.: *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education.* Greenwood Press, New York, 241–258. 1986
- Coleman, J. S. (1988): *Social Capital in Creation of Human Capital.* — *American Journal of Sociology* 94, 95–120. 1988
- Crootaert, C., Bastelaer, T. *Understanding and Measuring Social Capital. A Synthesis of Findings and Recommendations from the Social Capital Initiative.* [<http://www.worldbank.org/library>], 2002
- Eesti Inimarengu Aruanne 2001. Kas Eesti on sotsiaalselt jätkusuutlik. Tallinn: TPÜ Rahvusvaheliste ja Sotsiaaluuringute Instituut, 2001
- Eesti piirkondlik statistika. 2001. *Regional Statistics of Estonia.* Tallinn: Statistikaamet, 2002
- Eesti piirkondlik statistika. 2002. *Regional Statistics of Estonia.* Tallinn: Statistikaamet, 2003
- Kaufmann, D., Kraay, A., Zoido-Lobaton, P. *Governance Matters II. Updated Indicators for 2000/01.* — *Policy Research Working Paper 2772,* World Bank, 2002
- North, D. *Institutions, Institutional Changes and Economic Performance.*— Cambridge University Press: New York, 1990
- Paxton, P. *Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment.* — *American Journal of Sociology* 105, 88–127. 1999
- Portes, A., Sensenbrenner, J. *Embeddedness and Immigration: Notes on the Social Determinants of Economic Action.* — *American Journal of Sociology* 98, 1320–1350. 1993
- Putnam, R. D., Leonardi, R., Nanetti, R. Y. *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy.* Princeton University Press: New York, 1993
- Ruutsoo, R. Kodanikeühiskond, kolmas sektor ja sotsiaalne kapital. — Riigikogu toimetised, 3/2001: [<http://www.riigikogu.ee>], 2001
- Woolcock, M. *Social Capital and Economic Development: Toward a Theoretical Synthesis and Policy Framework.* — *Theory and Society*, vol. 27/2, 151–208. 1998
- Woolcock, M., Narayan, D. *Social Capital: Implications for Development Theory, Reserch and Policy,* [<http://www.worldbank.org/library>], 1999

RAHVUSVAHELISE MIGRATSIOONI PROGNOOSIMISEST

Kaia Philips, Marit Priinits
Tartu Ülikool

Sissejuhatus

Euroopa Liiduga (EL) liitumisel avanev tööjõu vaba liikumise võimalus on tekitanud diskussioone nii ELi liikmes- kui ka ühinevates riikides. ELis kardetakse massilist tööjõu sissevoolu ja seda, et suurenev migrantide vool mõjutab otseselt tööturgu, raskendab sotsiaalkindlustussüsteemide senist toimimist, suurendab üldist ebakindlust ja vähendab kultuurilist identiteeti. Eesti mured on pigem vastupidised: kardetakse ulatuslikku kvalifitseeritud tööjõu väljavoolu, seda eriti noorema töötajaskonna puhul, ja sellest tulenevat tööjõupuudust ning majanduse konkurentsivõime langust.

1990. aastate teisest poolest alates on tehtud hulgaliselt uuringuid prognoosimaks, milliseks kujuneb migratsioon pärast ELi idalaienemist, kui kaotatakse piirangud tööjõu vabalt liikumiselt. Prognoosid võimaliku tööjõu liikumise kohta riikide vahel varieeruvad suuresti kasutatava meetodika ja eelduste poolest ning tulemusedki on väga suures ulatuses erinevad.

Millel põhinevad eespool esitatud kartused? Kuivõrd võib uurimistulemusi usaldada? Mis mõjutab migratsiooni ja kas ollakse suutelised neid tegureid analüüsides arvesse võtma? Need on mõned paljudest küsimustest, kui räägitakse tööjõu vabast liikumisest ELiga ühinemisel ja võimalikust migratsioonipotentsiaalst. Artikli eesmärk on anda ülevaade migratsiooni prognoosimise võimalustest; millised raskused on migratsiooni prognoosimise eri meetodite rakendamisel (tuua näiteid selle kohta); kui suureks hinnatakse migratsiooni Kesk- ja Ida-Euroopa (KIE) riikidest praegustesse ELi liikmesriikidesse.

1. Rahvusvaheline migratsioon, migratsioonistatistika ja migratsiooni prognoosimise võimalused

Rahvusvahelise migratsioonina käsitletakse tööjõu sellist liikumist, kui töökoha muutusega kaasneb ka elukoha muutus ühest riigist teise. Üsna sarnase tähendusega on ka mobiilsuse mõiste, kuid mobiilsus täpsemalt tähendab tööjõu igasugust liikumist ühest regioonist teise või regiooni sees, millega võib, kuid ei pruugi kaasneda elukoha muutus. Sellest tulenevalt ei käsitleta migratsioonina pendelmigratsiooni ehk piiriülest migratsiooni, kus inimesed elavad ühes riigis ja käivad tööl teises riigis.

Riigi seisukohast on nii sisse- kui väljarände puhul mitmesuguseid küsimusi, millele migratsioonistatistika ja uuringud peaksid vastuse andma. Oluline on uurida nii migratsioonivoogusid kui migrantide koguhulka. Peale nende on tähtsad järgmised küsimused: migratsiooni eri liikide suurus, migrantide staatus ühiskonnas, migrantide mõju tööturule, sotsiaalkaitseüsteemidele, immigrantide integratsioon ühiskonda jne. Migratsioonivoogude ja migrantide hulga hindamiseks ning analüüsimiseks kasutatakse harilikult järgmisi andmeallikaid: rahvastikuregistrid, elu- ja töölubade registrid, rahvaloendused, tööjõu-uuringud, ka spetsiaalselt rände uurimiseks küsitlusega kogutud andmed. Ülevaade migratsioonistatistikast põhineb eelkõige OECD 2003. aasta väljaandel „*Trends in International Migration*” (vt ka tabel lk 54).

Rahvastikuregistreid kasutatakse migratsioonistatistika allikana eelkõige Põhjamaades. Elanike kohustuslik registreerimine võimaldab saada ülevaadet nii riigisisest rändest kui ka välismaalaste ja riigi kodanike sisse- ja väljarändest ning immigrantide hulgast riigis. Selliste registrite peamiseks puuduseks on asjaolu, et inimesed unustavad end välja registreerida ja seetõttu on väljarände hinnangud vigased. Register ei anna hinnangut selle kohta, miks migreerutakse. Rahvusvahelise võrdluse puhul on probleemne ka see, milline migratsioon registrites kajastub (nt ajutine või hooajaline töötamine tööloaga). Rahvastikuregistritel on küll puudusi migratsiooni uurimisel, seda eriti rahvusvaheliste võrdluste tegemisel, ent siiski peetakse neid parimateks migratsiooni hindamise allikateks.

Riikides, kus rahvastikuregistrit ei ole, kasutatakse migratsiooni uurimisel eelkõige elu- ja töölubade andmeid. Neist andmetest on sageli keeruline tuletda migrantide hulga ja voo andmeid (eriti riigist väljaläinud migrantide kohta), kuna selleks on vaja põhjalikult analüüsida lube, nende aegumis- ja

Tabel 1. Migratsioonistatistika allikad riikide kaupa

	Välismaalaste ja välismaal sündinute hulk			Välismaise ja välismaal sündinud võõrtööjõu hulk		Võõrtööjõu hulk
	Välismaalaste sissevõetud arv	Välismaal sündinute hulk	Välismaal sündinute hulk	Võõrtööjõu sissevõetud arv	Võõrtööjõu hulk	
Austria	O	O	E,C	O	O	S
Belgia	F	F		O	R	R
Tšehhi	F			O		R
Taani	F	F	F	O	R	F
Soome	F	F	F	O	R	F
Prantsusmaa	R	C	C	O	R	S
Saksamaa	F	F		O	R	S
Kreeka	R		C			
Ungari	F	F	F	O	R	R
Norra	F	F	F	O	R	F
Portugal	R			O	R	R
Hispaania				O	R	R
Rootsi	F	F	F	O		S
Suurbritannia	O	O		O	R	S

F — rahvastikuregister või välismaalaste register, R — (uendatavad) elu- või tööloa, C — rahvaloendus, S — tööjõu-uuring, E — hinnang, O — muud allikad.
Allikas: OECD 2003, lk 298.

väljaandmistähtaegu. Kõik migratsioonivood(-liigid) ei pruugi sellises statistikas kajastuda.

Loendused, eluolu- ja tööjõu-uuringud on kasutatavad migratsiooni uurimisel teatud piirangutega. Loendused võivad anda ülevaate nii riiki tulnute kui ka väljarännanute hulga hindamiseks. Loendusi korraldatakse väga harva ja sageli hindavad need immigrantide hulka alla, kuna loenduse tõttu püüavad teatud immigrantid oma elukohta varjata. Tööjõu- ja eluolu-uuringud võivad samuti alahinnata immigrantide hulka, sest sageli immigrantide elukohad (nt üliõpilaselamud, ühiselamud) jäetakse selliste uuringute puhul välja. Samuti on immigrerunud rahvastikurühmad nii väikesed, et nende kohta ei saa usaldusväärseid andmeid. Nendes uuringutes vaadeldakse immigrantidena üldjuhul välismaal sündinud inimesi, kellel on teise riigi kodakondsus; välismaal sündinud inimesi, kellel on asjaomase riigi kodakondsus, ja kodumaal sündinud inimesi, kellel on välismaa kodakondsus.

Riiklikud registrid ja küsitlused, mis ei ole kavandatud spetsiaalselt migratsiooni uurimiseks, ei anna migratsiooni mõjutegurite ja põhjuste kohta küllaldast infot. Et saada vajalikke andmeid, korraldatakse eriküsitlusi. Sõltuvalt küsitlusest võib neid korraldada sihtriigi migratsioonivoogude ja migratsiooni põhjuste hindamiseks või lähteriigis oodatava migratsiooni ja tagasirände hindamiseks. Kumbki variant ei anna niipalju andmeid, et migratsiooni mõjutavaid tegureid põhjalikult analüüsida. Sihtriigis analüüsitava puhul jäävad analüüsist välja need, kes ei rännanud välja, ja lähteriigis need, kes rändasid alaliselt välja. Seega annavad ka need andmed vaid osalise info. Et migratsiooni põhjalikult tänapäevastele teooriatele tuginedes hinnata, on vaja mikrotasandi andmeid nii lähteriigi inimeste kohta kui ka sihtriiki väljarännanute kohta. Peale selle on mikroandmeid vaja täiendada piirkonda iseloomustavate tööturu, majanduskeskkonna, juba loodud migrantide võrgustiku jpt andmetega. Selliste andmete kogumiseks on kaks teed.

1. Ühendatud valimid. Alustades lähteriigist, tehakse küsitlus ja püütakse välja selgitada, kuhu on läinud küsitletud leibkondade liikmeid. Seejärel püütakse leida sihtriigis need inimesed üles ning küsitleda neid. Võib ka alustada sihtriigist, küsitledes migrante, selgitada välja päritoluriigis nende leibkondade aadressid ja seejärel korraldada küsitlus päritoluriigis. Sellisel juhul tuleb lisada lähteriigist nende leibkondade valim, kellel ei ole emigreerunud liikmeid, kes on tulnud välismaalt tagasi ja kelle pereliikmed on migreerunud teistesse riikidesse kui vaadeldud sihtriik.

2. Intervjuuerida sihtriigis teatud lähteriigi välismaise kogukonna liikmete esinduslikku valimit. Teades nende päritolu, teha teine valim lähteriigis. Valimis peaks sisalduma nii leibkonnad, kellel on osa liikmeid emigreerunud vaadeldavasse regiooni, kui ka need, kellel on liikmeid emigreerunud mõnda teise regiooni ja kellel ei ole ükski liige emigreerunud, ja need, kes on välismaalt tagasi tulnud.

Selliste andmebaaside koostamine on keerukas, aega ja ressursse nõudev, ilmnevad puudused esinduslike valimite koostamisel ja inimeste leidmisel. (Näiteid sellistest uuringutest ja põhjalikumalt probleemide kohta vt *European Commission 2000.*)

Migratsiooni ulatuse prognoosimiseks on palju võimalusi, mida võib üldjoontes jaotada kolme gruppi:

- varasemate sarnaste kogemuste analüüsimine ja saadud tulemuste projekteerimine tulevikku,
- migratsioonivoogude modelleerimine matemaatilisi mudeleid kasutades,
- arvamusküsitlused ja eksperthinnangud.

2. Seniste liitumiste kogemused

Praegust ELi idalaienemist võrreldakse eelkõige 1980. aastate lõunalaaienemisega, kui ELiga ühinesid Portugal, Hispaania ja Kreeka. Ka siis kardeti tööjõu massilist väljavoolu nendest riikidest, kuid 1995. aastaks oli ELi liikmesriikidesse migreerunud 0,3% (Portugal) kuni 1,3% (Kreeka) nende riikide rahvastikust. Nende kogemuste alusel ennustatakse ka ELi idalaienemise puhul netomigratsiooniks kümne järgmise aasta jooksul peale tööjõu vaba liikumise võimaluse tekkimist umbes 1–2% lähteriigi rahvastikust.

Praegust idalaienemist ja lõunalaaienemist omavahel võrrelda on üsna keerukas, sest ühinemise tingimused on erinevad. Üks suuremaid on majanduslikud erinevused, ja seda eelkõige liituvate ja liikmesriikide sissetulekute tasemes. Lõunalaaienemise korral hõlmas liituvate riikide sissetulekute tase umbes 2/3 liikmesriikide tasemest, käesoleva laienemise puhul moodustab KIE riikide sissetulekute tase keskmiselt vaid 1/3 liikmesriikide tasemest. Seega on praeguse liitumise puhul migratsiooni erinevate tõmbe- ja tõuketegurite mõju palju tugevam kui eelmisel liitumisel.

Teiseks probleemiks on, et kui lõunalaaienemise korral oli teatav liikumisvabadus olnud kogu aeg, siis KIE riike iseloomustab, et varasem

liikumise kogemus puudub. Alles viimasel kümnendil on inimestel olnud võimalus teatud piirangutega liikuda riikide vahel. Tekib küsimus, kas saab kasutada eelmiste laienemiste kogemusi täiesti uute sündmuste hindamiseks. Küsitavaks osutub jällegi, kui palju saab neid liitumisi omavahel võrrelda ja varemaste liitumiste kogemusi kasutada praeguse migratsiooniulatusse prognoosimiseks.

Kolmandaks on muutusi ühiskondlikus ja majanduslikus arengus eelkõige üha laieneva globaliseerumise ja infotehnoloogia arengu tõttu, mis tekitab küsimuse, kui pikaks perioodiks võib üldse prognoose teha. Kas prognoosid kümne järgmise aasta kohta on ikka usaldusväärsed või muutub keskkond selleks liiga kiiresti? Keegi ei suuda ennustada, mis ikkagi toimub pärast nii suurt liitumislainet, kui korraga liitub 10 riiki. Varem on korraga liitunud vaid üksikud riigid. Praegune olukord muudab majandusliku arengu ebakindlaks nii ELi liikmes- kui liituvates riikides.

3. Migratsiooni mõjutegurite modelleerimine

Teiseks võimaluseks migratsiooni ulatust prognoosida on migratsiooni mõjutavate tegurite põhjal tehtud mudelid. Analüüsitaks makrotasandil ja seeläbi hinnatakse eri riikide rahvastiku migratsioonipotentsiaali. Sõltuvalt sellest, millised migratsiooni mõjutavad tegurid analüüsi kaasatakse ja milliseid eeldusi ja kitsendusi mudelite koostamisel tehakse, on tulemused sageli üsna erinevad¹. Migratsioonipotentsiaali hinnatakse eri uuringutes 0,2–1,1% sõltuvalt riigist. Üldiselt ollakse seisukohal, et algusaastatel on migratsioonipotentsiaal suurem, aja jooksul seoses osa inimeste tagasipöördumisega migrantide hulk väheneb.

Migratsiooni ja migreerumistsust selgitada püüdvaid teooriaid ja teoreetilisi seisukohti on palju — inimkapitali teooria, migratsiooni süsteemne teooria, väliskaubandusteooria jpt². Enim kasutamist on leidnud migratsiooni tõmbe- ja tõuketegurite teooria, kus selgitatakse tegureid, mis mõjutavad migreerumistsust positiivselt, ning tegureid, mis mõjuvad migratsiooni takistavalt. Neid tegureid vaadeldakse nii sihtriigist kui lähetriigist lähtudes,

¹ Vt. näiteks kokkuvõttev tabel erinevate enamviidatud uurimuste kohta Euroopa Komisjoni 2001. aastal avaldatud uurimuses „*The Free Movement of...*“

² Eestikeelsed ülevaated erinevatest migratsiooniteooriatest on toodud näiteks Philips, K., Hinnoosaar, M., Priinits, M., Võrk, A. (2003) „Euroopa Liiduga ühinemise mõju palkadele ja tööjõu vabale liikumisele“ ja Kulu, L. (2000) „Migratsiooniprobleemid Euroopa Liidu idalaienemisel“.

mis tähendab, et üks ja sama tegur võib olla nii tõmbe- kui tõuketeguriks. Üldiselt jaotatakse migratsiooni tõmbe- ja tõuketegurid nelja suuremasse rühma:

- majanduslike tegurite grupp, kus vaadeldakse nii kapitali ja tööjõu suhteid eri riikides, riikidevahelist tööhõive ja sissetulekute erinevusi,
- ühiskonnast tulenevate tegurite grupp, mis koosneb eelkõige kultuurilistest, sotsiaalsetest ja demograafilistest komponentidest,
- poliitiliste migratsioonitegurite grupp moodustub eelkõige poliitilisest olukorrast riikides ning migratsioonipoliitika iseärasustest,
- geograafiliste tegurite grupp hõlmab kultuurilisi ja geograafilisi seoseid riikide vahel.

Paljudel juhtudel on mudelitesse lülitatud tegurite hulk, nende definitsioonid, kasutatavad ajaperioodid jmt erinevad. Mudelitel baseeruvate uuringute tulemused jäävad ebakindlaks, sest migratsiooni mõjutavaid tegureid on palju ja nende omavahelised seosed keerulised. Mudeleid püstitatakse eri eelduste alusel ning seetõttu varieeruvad ka tulemused suurel määral.

Analüüsides inimeste otsustusprotsessi, kas migreeruda või mitte, on peale eespool toodud tegurite vaja arvestada indiviidi tasandil otsuse tegemist mõjutavate teguritega, mis võivad aga olla hoopis erinevad. Näiteks sõltub migreerumine inimese aktiivsusest ja ettevõtlikkusest, tema riskivalmidusest. Positiivset migreerumisotsust võivad oluliselt mõjutada perekondlikud põhjused: koos abikaasaga minnes peab arvestama, kas tal on võimalus välismaal tööd leida; lastega välismaale elama minna on tunduvalt keerulisem kui üksinda; lähedased-sõbrad jäävad kodumaale jpt tegurid võivad sundida migreerumisotsusest loobuma või võimaldavad ainult lühiajaliselt välismaal viibida. Migreerumisotsust mõjutavad ka tööalased väljavaated kodumaal, sinne sotsiaalne kuuluvus, ühiskondlik tegevus jpm.

Inimene otsustab migreeruda siis, kui tema tulevased tulud on suuremad kui migreerumisega kaasnevad nii otsesed kui kaudsed kulud. Peale otseste transpordi ja elukoha vahetusega seonduvate kulude tuleb arvestada ka mitmesuguste kaudsete kuludega — loobumine harjumuspärasest elustiilist, keskkonnast, lähedastest inimestest, mida on raske arvuliselt mõõta, kuid mis on sageli suuremad kui otsesed kulud.

4. Arvamusuuringud, eksperthinnangud

Arvamusuuringud vaatlevad ajendeid ja soove migreeruda ning nende põhjal on raske tegelikku liikumist välja tuua. Paljud inimesed vastavad küsimusele, kas nad tahaksid minna välismaale, jaatavalt, kuna paljud on sellele võimalusele mõelnud ning jaatav vastus ei kohusta neid millekski. Seega migratsiooni ulatuse hindamisel annab küsitlusmeetod enamasti ülehinnatud migratsiooni suuruse. Näiteks soovis Saksamaal enne ühinemist 35% inimestest migreeruda Ida-Saksamaalt Lääne-Saksamaale, kuid tegelikuks migratsiooniks kujunes vaid 7%. Eesti puhul on arvamusuuringud hinnanud migratsioonipotentsiaaliks 2–14%.

Seega üheks oluliseks arvamusuuringute piiranguks ongi vahe uuringu käigus inimeste kavatsuste ja nende tegeliku migratsioonikäitumise vahel. Kalter (2000) väidab, et kuigi kindel kavatus migreeruda on oluline tunnus, mille alusel tegelikku migratsiooniulatust prognoosida, siis väga oluliselt mõjutavad inimeste migratsioonikäitumist ka paljud teised tegurid, mida küsitluste puhul arvesse ei võeta. Selleks et arvamusuuringutes muuta vaate soovi ilmutamise ja tegeliku migreerumise vahel väiksemaks, tuleb mõelda, mida küsida ja kuidas need mõõdavad tegelikku migratsioonipotentsiaali.

Täpsemaid migratsioonipotentsiaali hinnanguid annavad konkreetsemad küsimused (nt „Kas olete taotlenud tööluba töötamiseks X riigis?“), samas kui laiemad küsimused (nt „Kas kavatsete välismaal tööd otsida?“) mõõdavad ainult üldist suhtumist või valmidust migreeruda. On võimalus kasutada ka keskmise konkreetsusastmega küsimusi, mis näitavad, kas inimesed teevad mingeid ettevalmistusi migreerumiseks (täiendavad oma keeleoskust, ametioskusi jpm); koguvad informatsiooni välismaal töötamise või konkreetse riigi kohta. Võidakse teha mitmesuguseid ettevalmistusi, mis pruugi veel tähendada tegelikku otsust migreeruda.

Enamasti korraldatakse arvamusuuringud kogu elanikkonna migratsiooni uurimiseks ning valimid on tavaliselt suhteliselt väikesed. Samas on uuritavate hulk väga heterogeenne ning eri inimgruppides, eri ametialadel ja eri majandusharudes töötavate inimeste migratsiooni põhjused ja ka takistused on väga erinevad. Kindlasti annab märksa paremaid tulemusi teatud homogeensema grupi küsitlemine, sest arvamusuuring (nt tervishoiutöötajate uuring) võtab vaatluse alla sarnase tagapõhjaga (haridus, ametiala, majandusharu, karjäärivõimalused jm) inimesed, kellel on ka suhteliselt sarnasemad migratsiooni põhjused ja takistused.

Ekspert hinnangute puhul uuritakse ekspertide arvamusi migratsiooni ulatuse kohta. Tekib küsimus, kes peaksid need eksperdid olema, millele tuginedes nad prognoosivad. Enamasti erinevad ekspertide arvamused suurel määral. Ühe lahendusena pakkusid Bauer ja Zimmermann 1999. aastal variandi korraldada arvamusuuringud ekspertide hulgas ja prognoosida saadud tulemuste põhjal migratsiooni ulatust. Siiani ei ole see meetod aga laialdasemat kasutust leidnud, sest ka sellel on omad puudused. (Kes oleksid need eksperdid, kellele tuginedes prognoosida? jpt küsimused.)

Kokkuvõte

Migratsioonistatistika on riigiti erinev ja pahatihti üsna raskesti kättesaadav, mistõttu on keeruline anda hinnangut nii immigratsiooni kui ka emigratsiooni hulga ja ajalise muutumise kohta. Migratsiooni mõjude uurimisel on aga oluline hinnata, kui palju inimesi liiguks ühest riigist teise ja millised töötajate grupid oleksid potentsiaalsed liikujad. Migratsiooni ulatuse prognoosimiseks on palju meetodeid, kuid üldiselt on tööjõu liikumist raske prognoosida, sest eri inimgruppides, ametites ja majandusharudes on töötajate migratsioonipotentsiaal oluliselt erinev.

Kõigil migratsiooni ulatuse prognoosimise meetoditel on omad puudused, mida on küllalt raske kõrvaldada. Toodud analüüsimeetodid pigem üle- kui alahindavad migratsiooni ulatust, kuna paljusid tegureid, mis mõjutavad migreerumisotsust, ei suudeta prognoosida või analüüsidesse kaasata. Analüüsitulemustesse tuleb suhtuda ettevaatlikult, järelduste ja migratsioonipoliitiliste otsuste tegemisel tuleks eri prognoosimeetoditega saadud tulemusi võrrelda ning tulemustesse suhtuda kriitiliselt.

Kirjandus

- Bauer, K. T., Zimmermann, K. F. *Assessment of Possible Migration Pressure and Its Labour Market Impact Following EU Enlargement to Central and Eastern Europe*, IZA Research Report No3. Bonn, 1999
- European Commission. *Push and pull factors of international migration. A comparative report*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities. 2000
- European Commission. *Free Movement of Workers in the Context of Enlargement. Information Note*. http://europa.eu.int/comm/enlargement/docs/pdf/migration_enl.pdf, 2001
- Kalter, F. *Theorien der Migration*. In Mueller, U., Nauck, B., Diekmann, A (eds) *Handbuch der Demographie 1 – Modelle und Methoden*, Berlin-Heidelberg-New York: Springer Verlag, 2000
- Kulu, L. *Migratsiooniprobleemid Euroopa Liidu idalaienemisel*. Euroopa Kolledži loengud, vihik nr 3. Tartu, 2000
- OECD. *Trends in International Migration, SOPEMI 2003 edition*, France, 2003
- Philips, K., Hinnosaar, M., Priinits, M., Vörk, A. *Euroopa Liiduga ühinemise mõju palkadele ja tööjõu vabale liikumisele*. Tartu, 2003

ANDMETE SIDUMINE KAARDIGA*

Inge Nael, Svetlana Pavlova,
Aigar Tarre, Ants Merilo
Statistikaamet

Statistikaameti geoinfosüsteemide sektori tegevuses on neli suunda:

- 1) 2000. aasta rahva ja eluruumide loenduse digitaalkaartide andmebaasi haldamine, kasutamine ja levitamine;
- 2) teemakaartide koostamine;
- 3) osalemine riigisisestes ja rahvusvahelistes projektides;
- 4) geoinfosüsteemide kasutusvõimaluste arendamine statistikas.

Statistikaametis on kasutusel erinevad ruumiandmed litsentsilepingute alusel Maa-ametiga ja Keskkonnaministeeriumiga, kes koguvad ruumiandmeid.

Erandiks on 2000. aasta rahva ja eluruumide loenduse digitaalkaartide andmebaas, mis koostati Statistikaametis aastatel 1995–1999 koostöös firmadega AS Eesti Kaardikeskus ja AS Regio ning kohalike omavalitsustega. Loenduskaartide eripäraks on see, et hooned on seotud aadressidega ning elanike arvuga majavalduste nimekirjade kaudu.

Ülevaade ruumiandmetest Statistikaametis:

- 1) Maa-amet

Eesti baaskaart 1 : 50 000; *ArcView/MapInfo*; vektor; Statistikaametis 1998;

Eesti põhikaart 1 : 10 000; *MapInfo*; raster; Statistikaametis 2002;

Ortofotod 1 : 10 000; 1 : 2000; *MrSID*; raster; must-valged ja värvilised; Statistikaametis 2002;

<http://www.maaamet.ee/>;

BalticSeaRegionMap/MapBSR 1 : 1 000 000; *ArcView*; vektor; Statistikaametis 2002;

<http://www.mapbsr.nls.fi/>

- 2) Keskkonnaministeerium

Corine / Eesti maakate 1 : 100 000; *ArcView*; vektor; Statistikaametis 2002.

<http://www.envir.ee/>

* Ettekandes oli kasutatud ka 14 värvilist kaardinäidist.

3) Statistikaamet

2000. aasta rahva ja eluruumide digitaalsete vektorkaartide andmebaas koos majavalduste nimekirjadega.

Rahvaloenduskaardid (*ArcView/MapInfo*)

Digitaalsed vektorkaardid, kus on ca 400 000 hoonete tsentroidi, piirid (haldus-asustus; loendusüksused), looduskihid, teed ja majavalduste nimekirjad.

Hajaasustusega alad — 1 : 50 000; aluskaart Eesti baaskaart; külades majavalduste (tsentroid koos majavalduste numbriga).

Tiheaasustusega alad — Tallinn 1 : 2000; linnad, alevid, alevikud 1 : 5000, hooned (aadress: tänava nimi ja kood, maja number).

2000. aasta rahva ja eluruumide loendusüksuste kaardid

(A3, värvilised; pdf-formaadis):

tihe- ja hajaasustusega alad;

ringkondi 165, piirkondi 995 ja jaoskondi 5323 ning aadresside loendid jaoskondade kaupa.

Statistikaamet tegeleb 2003. aastast ka ise rahvaloenduskaardi levitamise.

Digitaalset rahvaloenduskaarti kasutavad ajutise litsentsilepingu alusel paljud asutused ja 1. jaanuari 2004 seisuga 96 omavalitsust, sh 10 linna ja 86 valda. Kasutusel on nii tasuline tarkvara *MapInfo*, *ArcView*, *GeoMedia* kui ka vabavara *MapInfo ProViewer* ja *ArcExplorer*.

Digitaalsed kaardid on kasutusel Statistikaametis nii andmete kogumisel (rahvaloendus, *LUCAS*, küsitluspiirkonnad) kui ka tulemuste esitamisel (teemakaardid; *Urban Audit II*), samuti ka asukohapõhistes analüüsid (küsitluspiirkonnad, *LUCAS*, *Urban Audit II*).

Vektorandmeid kasutatakse kahel tasandil:

1) punkt-põhised andmed (rahvaloenduskaardid koos rahvaloenduse andmetega on aluseks asukohapõhistes analüüsid ning ruutkaartide koostamisel);

2) pindalapõhised andmed on aluseks teemakaartide koostamisel haldusjaotuse tasandil (piirkonnad, maakonnad, vallad ja linnad);

Rasterandmed koos koordinaatidega olid aluseks projekti *LUCAS* vaatluspunktide ortofotodega kaartidele.

Teemakaardid (2001–2003/2004)

Statistikaameti veebilehel avasime 2003. aasta lõpul uue rubriigi “Kaardid” (<http://www.stat.ee/statistika/kaardid>), kus on viited, ka e-väljannete teemakaartidele:

- 2000. aasta rahva ja eluruumide loendus (99/8)
- rahvaloendused Eestis (8)
- Balti loenduste ühiskogumik (3)
(inglisekeelne veebruaris / eestikeelne mais)
- 2001. aasta põllumajandusloendus (17)

Samas on üleval ka teemakaardid:

- Regionaalarengu strateegia põhinäitajad (29)

Koostatud on teemakaarte publikatsioonidesse:

- Väljaanded/projektid (114)

Riigisisesed ja rahvusvahelised projektid

Küsitluspiirkondade määramine

Valikvaatluste küsitluspiirkonnad olid algselt moodustatud haldusjaotuse alusel ja neid oli 16 (15 maakonda ja Tallinn) ning küsitlejate arv oli 100.

Pilootprojekti raames moodustati aastatel 2001–2003 valikvaatluste uued küsitluspiirkonnad, kasutades rahvaloenduskaartide hoonete tsentroide, teedevõrku, keskkonnatingimuste analüüsi (mets, märgalad) ja eri piirkondade elanike arvu. Tulemusena saadi 2004. aastaks kuus küsitluspiirkonda, küsitlejate arv on nüüd 58. Kasutusel on tarkvara *MapInfo*.

Rahvusvahelised projektid

LUCAS – Phare – Estonia – 2002

Pilootprojekt “Üleeuroopaline maakatte ja maakasutuse pindalapõhine valikvaatlus” (*Land Use / Cover Area frame statistical Survey*).

Eestile etteantud vaatluspunktide (146 esmast ja 1444 teisest vaatluspunkti) võrgustiku alusel ja rahvaloenduskaarte kasutades moodustati 10 vaatluspiirkonda, igas üks vaatleja. Vaatlejatele koostati 291 A4 värvilist kaarti ja 280 A4 värvilist/must-valget ortofotodega kaarti. Kasutusel oli tarkvara *ArcView* ja *MapInfo*. Vaatlejad tegid ka 520 värvifotot, mis moodustavad digitaalse arhiivi.

Urban Audit II – Phare – Estonia – 2003

Euroopa Komisjoni ja Eurostati ühisprojekti eesmärk on koguda usaldusväärseid ja võrreldavaid andmeid Euroopa linnade elukvaliteedi kohta.

Pilootprojekti on Eestis valitud Tallinn ja Harjumaa (kui linna mõjupiirkond) ning Tartu ja Tartumaa (kui linna mõjupiirkond).

Linnavalitsuste koostatud aadresside loendi põhjal moodustati nii Tallinnas kui ka Tartus uus linnaosade jaotus, kasutades rahvaloenduskaarte ja rahvaloenduse andmestikku.

Maakatte hindamiseks valitud piirkondades oli kasutusel *CORINE* andmebaas, s.o Eesti maakatte digitaalne andmebaas (minimaalne ühik 25 hektarit), kus on esitatud kolmel tasandil hierarhilise struktuuriga maakatte nomenklatuur. On koostatud ka vastavad teemakaardid.

2000 round of population and housing censuses in Estonia, Latvia and Lithuania

Balti loenduste ühiskogumiku teemakaartide alusena kasutati ühtivate piiridega *NUTS4* tasandi Balti riikide kaarti *MapBSR* andmebaasist. Koostati nii rahvastikutiheduse kui ka põhirahvuse osatähtsuse kaardid. Kogumikus on Balti riikide asukoha kaart Euroopa tasandil ja üldandmeid riikide tasandil. Kogumik valmis statistikaametite ühistööna ja kirjastati Leedus 2003. aastal, selle väljaandmist toetas ÜRO rahvastikufond *UNFPA*.

Dashboard of sustainability of counties of Estonia

Projektis on Eesti andmete kaardil esitamiseks kasutusel maakondade ja omavalitsuste piiride digitaalsed vektorandmed. Edaspidi tuleb piiride kihte uuendada igal aastal.

Geinfosüsteemide kasutusvõimaluste arendamine statistikas

Teemakaardid statistikas. Koostamisel on teemakaardid aastaraamatu ja selle CD jaoks ning statistikavaldkondade teemakaartide komplektid, mis esitatakse veebilehe rubriigis “Kaardid” aasta intervalliga; järjepidevalt koostatakse eri valdkondade publikatsioonide teemakaarte.

Koostöö Maa-ametiga ühise kaardiserveri kasutamisel. Rakendusele “Interaktiivne haldusjaotuse kaart Internetis” on koostatud statistiliste näitajate loetelu, toodud juriidilise info loetelu koos asjakohaste

e-RiigiTeataja linkidega ning koostatud rakenduse ülesehituse lõplik skeem. Maa-amet esitab uuendatud piiride kihid haldus- ja asustusjaotuse tasandil. Enne veebilehele panekut tuleb rakendust reaalsete andmetega testida.

PX-iMAPi rakendamine — PC-AXISE kaardimoodul teemakaartide koostamiseks Internetis avaliku andmebaasi tabelite alusel. Moodul on testimisel.

Programm SpaceStat regionaalstatistikas — on edastatud vajalikud ruumiantmed programmi rakendamiseks piirkondliku statistika analüüsides.

Rahvaloenduskaartide täiendamine/uuendamine — eri andmeallikate alusel loenduskaartide täielikkuse ja täpsuse hindamine, kasutades testpiirkonnana Lääne-Viru maakonna andmestikku.

Loendusüksuste piiride ja haldusjaotuse piiride ühitamine — alusbaasi loomine postiiindeksite piirkondade moodustamiseks.

Eurostati vajadused — NUTSi eri piirkonnad ning linna- ja maapiirkondade moodustamine rahvaloenduse andmestiku alusel.

Keskonnastatistika projektid — ruumiantmed graafilise kasutajaliidese ja prügilate asukohtade jaoks.

Ruutkaardid 2000. aasta rahva ja eluruumide loenduse andmestiku alusel — tuleb valida näitajate komplekt ja lahendada andmete konfidentsiaalsuse küsimused ruudustikupõhise andmestiku esitamiseks.

Rahvaloenduse XII kogumiku jaoks võrreldavate andmete esitamine vallaasulate tasandil — kasutades 1989. aasta rahvaloenduse andmebaasi ja nii 1989. kui 2000. aasta loenduskaarte, on koostatud tabelid, kus 1989. aasta loenduse andmed on esitatud asulate 2000. aasta piiride järgi.

Koostöö ja probleemid

Koostöö

Maa-Amet
Rahvaloenduste statistika
Keskonnastatistika
Regionaalstatistika
Sektorid
Statistika levi teenistus

Probleemid

Rahvaloenduskaardi uuendamine
Põhiregistrite andmed pole seotud ruumiinfoga (s.o asukoha koordinaatidega)

REGIONAALSED SISSETULEKUTE ERINEVUSED EESTIS: RUUMILINE ANALÜÜS

Egle Tafenau
Tartu Ülikool

Sissejuhatus

Regionaalareng ja regionaalne ebavõrdsus on küllaltki palju käsitletud teema, seda ka Eestis. Senistes töodes on analüüsitud näiteks kohalike omavalitsuste rahastamisega seotud probleeme (Reiljan jt 2002) ja sotsiaalmajanduslikku olukorda Eesti regioonides (Kaldaru (toim.) 2003). On kasutatud mitmesuguseid analüüsimeetodeid, sh ökonomeetrilisi mudeleid, ent seni pole viimati nimetatutes arvestatud regioonide paiknemist üksteise suhtes. Raus ja Trasberg (2003) on kohalike omavalitsuste eelarvesse laekunud üksikisiku tulumaksu laekumise modelleerimisel arvestanud maakonnakeskuse kaugust Tallinnast ning omavalitsuse keskuse kaugust maakonnakeskusest.

Regionaalarengut käsitlevate teooriate põhjal (nt uus majandusgeograafia) võib arvata, et sarnaste sissetulekutega regioonid asuvad lähestikku. Lihtne andmetele vaatamine ei võimalda selgitada, kui tugevalt on sarnase sissetulekute tasemega regioonid grupeerunud. Käesolevaks artiklis keskendutakse just sellele aspektile. Kõigepealt tutvustatakse regionaalseid sissetulekuid kirjeldavaid andmeid. Seejärel kasutatakse analüüsiks ruumilise korrelatsiooni statistikuid, mis võimaldavad anda statistilise hinnangu, kui sarnased või erinevad on sissetulekud lähestikku paiknevates regioonides. Võib arvata, et selgelt eristub kaks piirkonda: Põhja-Eesti, kuhu on koondunud suured sissetulekud, ning Ida- ja Lõuna-Eesti, kus sissetulekud on väikesed.

Ruumilise korrelatsiooni mõõtmistulemusi võib oluliselt mõjutada kaalu- maatriksi valik ehk kuidas on regioonide lähedus või kaugus defineeritud. Artiklis tutvustatakse ja kasutatakse mitmesuguseid võimalusi, et uurida tulemuste tundlikkust. Analüüsiks kasutatakse statistikaprogrammi *Intercooled Stata 7.0*.

Regionaalseid sissetulekuid kajastavad andmed

Sissetulekute kohta Eesti regiooniti kogutakse kolme tüüpi andmeid, mis vastavad regionaalsele jaotusele. Esiteks kogutakse sisemajanduse

koguprodukti (SKP) andmeid NUTS 3 regioonide kohta. (NUTS on Eurostati statistiliste territoriaalsete üksuste süsteem. Selle kõige madalam tasand on NUTS 3, mille alusel on Eestis 5 regiooni. NUTS 1 ja NUTS 2 tasandil on Eesti üks regioon.) Nende andmete põhjal on Eesti jõukuselt teine regioon (Lääne-Eesti) enam kui kaks korda vaesem jõukaimast regioonist (Põhja-Eesti) (tabel 1). Vaeseimas regioonis (Kirde-Eesti) toodetakse lisandväärtust inimese kohta vaid kolmandik Harju maakonnas toodetavast. 60% kogu Eesti SKPst toodetakse Harjumaal.

Tabel 1. **Regionaalne SKP Eestis 2000. aastal**

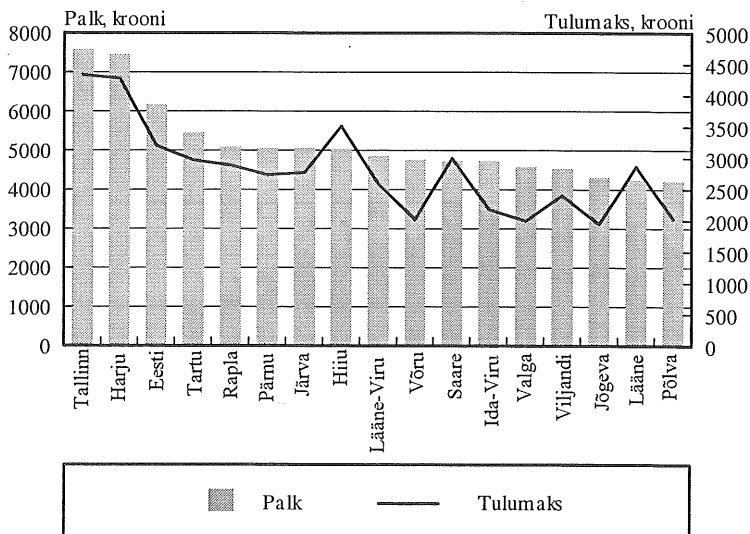
Piirkond	SKP inimese kohta (EUR)	SKP inimese kohta (% rikkaimast)	Piirkonna SKP osa Eesti SKPs (%)
Põhja-Eesti	6 331,5	100,0	59,8
Lääne-Eesti	3 017,8	47,7	9,0
Kesk-Eesti	2 709,8	42,8	7,0
Lõuna-Eesti	2 616,3	41,3	16,6
Kirde-Eesti	2 334,8	36,9	7,5
Kogu Eesti	4 063,7	64,2	100,0

Allikas: Statistikaamet 2003, autori arvutused.

Et SKP andmeid kogutakse vaid 5 regiooni tasandil, mis Eesti mõistes on üsna suured, ei anna see sissetulekute erinevustest kuigi täpset ülevaadet. Maakondadevahelised brutopalka erinevused polegi nii drastilised. Seda näitab joonis 1, mis kajastab keskmist brutopalka ja üksikisiku tulumaksu laekumist kohalike omavalitsuste eelarvesse aasta jooksul (elaniku kohta) Eesti maakondades 2002. aastal. Palkade alusel on teisel kohal Tartu maakond, kus on brutopalk 73% Harju maakonna brutopalgast. Madalaim brutopalk on Põlvamaal — 56% Harjumaal brutopalgast. Väiksemad erinevused tulevad muu hulgas sellest, et *per capita* SKP arvutamisel arvestatakse kõikide piirkonnas elavate inimestega, palkade puhul aga vaid töölepingu alusel töötavatega.

Kolmandaks kajastab sissetulekuid üksikisiku tulumaksu laekumine kohalike omavalitsuste eelarvetesse. Palgaandmed näitavad, kui palju kuskil piirkonnas palka makstakse. Üksikisiku tulumaksu laekumised kohalike omavalitsuste eelarvesse annavad infot sellest, kui jõukad on asjaomase piirkonna elanikud. Üksikisiku tulumaks võtab arvesse mitte ainult tulusid palgatöö eest, vaid ka füüsilisest isikust ettevõtja tulu.

Joonis 1. Keskmise brutokuupalk ja üksikisiku tulumaksu laekumine, 2002

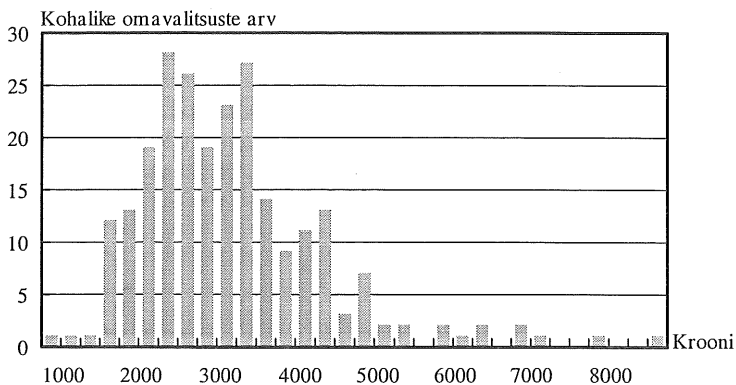


Allikas: Statistikaamet (sh mitteriiklik statistika), autori arvutused.

Üksikisiku tulumaksu laekumine elaniku kohta varieerub märgatavalt enam kui brutopalk. Kui SKP andmetel on Eesti jõukuselt teine piirkond Lääne-Eesti, siis brutopalkade põhjal see nii ei ole. Ent tulumaksu andmed kinnitavad Lääne-Eesti suhteliselt head käekäiku: Hiiu, Saare ja Lääne maakond on maakondade järjestuses tulumaksu laekumiselt elaniku kohta vastavalt 2., 3. ja 6. kohal — märgatavalt eespool kui brutopalka järjestuses.

Tulumaksu laekumiselt vaeseimas maakonnas, Jõgevamaal laekub tulumaksu elaniku kohta 45% Harjumaal laekuvast tulumaksust ja seega on tulude erinevus väiksem kui SKP andmetel. Kohalike omavalitsuste tasandil on erinevused oluliselt suuremad. Enim laekub tulumaksu tööelise elaniku kohta Viimsi vallas (2002. aastal 8722 krooni) ja kõige vähem Peipsiääre vallas (876 krooni). Ülevaate tööelise elaniku kohta kohalike omavalitsuste eelarvesse laekunud tulumaksu jaotusest annab joonis 2. Keskmiselt laekus Eestis tööelise elaniku kohta 2002. aastal tulumaksu 3180 krooni, mediaan 3039 krooni.

Joonis 2. Tööealise elaniku kohta kohaliku omavalitsuse eelarvesse laekunud üksikisiku tulumaks, 2002



Allikas: Statistikaamet (sh mitteriiklik statistika), autori arvutused.

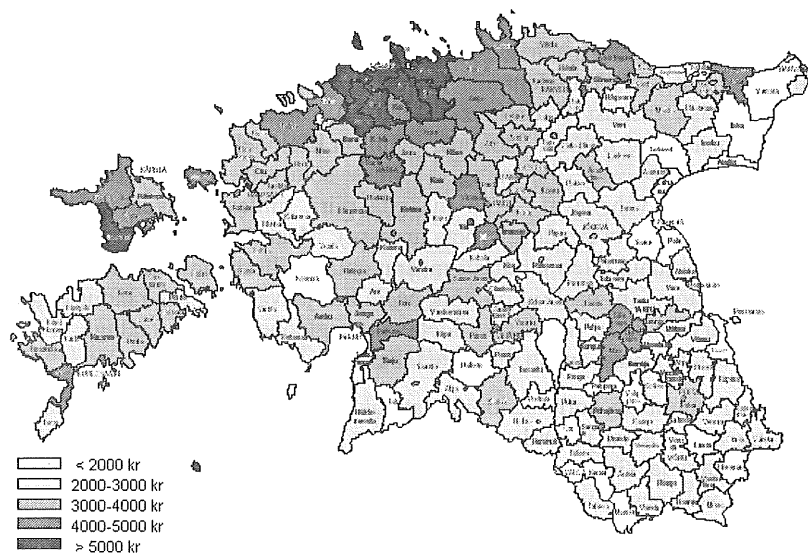
Suurima sissetulekuga inimesed elavad Tallinna ümbruses ja Hiiumaal. Mujal on üksikuid omavalitsusi, kus üksikisiku tulumaksu laekus aastas tööealise elaniku kohta rohkem kui 4000 krooni (joonis 3). Kõige vähem laekus üksikisiku tulumaksu Eesti ida- ja lõunapiiriäärsetel aladel. Näib, et piir on barjäär, mitte võimalus. Samas on teada, et teisel pool piiri ei ole majanduslikult sugugi edukamad regioonid ning seetõttu ei teki sellist positiivset mõju, nagu on Helsingil Tallinnale ja selle ümbrusele. Kõige vaesemad vallad (Peipsiääre, Piirissaare ja Kasepää vald) asuvad Peipsi järve ääres.

Sissetulekute ruumiline sõltuvus

Lähestikku asuvate regioonide sissetulekud peaksid üksteisest sõltuma mitmel põhjusel. Esiteks ei lange tööturgude piirid kokku kohalike omavalitsuste piiridega, Eesti puhul isegi mitte maakondade piiridega: näiteks Tallinnasse käiakse tööle nii lähiümbrusest kui ka kaugemalt. Teiseks, kui naaberpiirkondades on sissetulekud suuremad, tõusevad seal teooria kohaselt ka hinnad (eriti kinnisvara hinnad) ning see motiveerib inimesi ja ettevõtteid suure sissetulekuga piirkonnast välja kolima. See toob aga kaasa sissetulekute kasvu piirkondades, kuhu kolitakse (tööl võidakse ikkagi käia keskses). Kolmandaks, kui ühte piirkonda koondub palju inimesi, satub keskkond suure surve alla ja elukeskkond halveneb. Ka see

motiveerib inimesi keskustest välja kolima. Samuti tekitavad sissetulekute regioonidevahelist sõltuvust kaubandus ning inimkapitali ja tehnoloogia ülekandeeffektid.

Joonis 3. Üksikisiku tulumaksu laekumine tööelise elaniku kohta Eesti kohalikes omavalitsustes, 2002



Üks sissetulekute regionaalsete seoste uurimise viise on ruumilise autokorrelatsiooni (*spatial autocorrelation*) analüüs. Sellise analüüsi korral uuritakse mingi muutuja korrelatsiooni tema ruumis lükatud väärtustega (*spatially lagged variable*). Tegemist on aegridades esineva autokorrelatsiooni analoogiga. Aegridade puhul on üheselt selge, mis on varasem(ad) vaatlus(ed), ruumis objektide puhul tuleb varasem vaatlus kuidagi “kombineerida” (tuleb leida nn ruumiline lüke — *spatial lag*). Selleks kasutatakse kaalumatrikseid. Enamasti baseeruvad need külgnevusel või regioonikeskustevahelisel kaugusel.

Külgnevusel baseeruvad kaalumaatriksid on enamasti binaarmaatriksid, vähemalt esialgu (hiljem maatriksid sageli ridastandarditakse¹). Tuleb kindlaks määrata vaatlusaluse piirkonna (ruumilise üksuse) naabrid, mis tähistatakse maatriksis ühega. Mittenaabrite (sh iseenda) puhul on maatriksi element võrdne nulliga. Selles töös kasutatakse esiteks maatriksit, kus naabriteks (ja seega mõjutajateks) on ainult vahetud naabrid (need, kellega on ühispiir), ja teiseks maatriksit, kus naabrid on ka vahetute naabrite vahetud naabrid, seejuures eeldatakse, et lähemad ja kaugemad naabrid avaldavad ühesugust mõju².

Vahemaal baseeruvaid maatrikseid võib samuti olla mitmesuguseid. Esiteks võib vahemaad leida linnulennult. Teisest küljest kajastab ühest regioonist teise liikumise raskust (seonduvaid kulusid) paremini vahemaa, mis on mõõdetud maanteed mööda. Mõlemal juhul on kaaludeks vahemaade pöördväärtused, mis võivad olla mingis astmes sõltuvalt sellest, kui kiiresti eeldatakse mõju vähenevat. Võib määrata piiri, millest kaugemal olevaid regioone naabriteks ei peeta (ei võeta arvesse). Maatriksi saab teisendada ka binaarseks. Sel juhul tuleb kindlasti määrata piir, millest kaugemaid regioone naabriteks ei loeta (nt naabrid on kõik need, kes jäävad 100 km raadiusesse), sealjuures arvestatakse naabriteks loetavaid regioone võrdse kaaluga. Töös kasutatud maatriksitest annab ülevaate tabel 2.

Tähtsamad ruumilise korrelatsiooni statistikud on Morani *I*-statistik, Geary *c*-statistik ning Getisi ja Ordi *G*-statistik (vt Pisati 2001, Le Gallo ja Ertur 2003). Morani ja Geary statistikud võimaldavad eristada, kas tegemist on positiivse või negatiivse ruumilise autokorrelatsiooniga. Getisi ja Ordi statistik tuvastab ainult positiivset autokorrelatsiooni ja näitab, kas ruumis on koondunud uuritava tunnuse kõrge või madala väärtusega regioonid. Kõikide statistikute puhul on võimalik arvutada globaalseid ja lokaalseid statistikuid. Globaalne statistik annab infot selle kohta, missugused seosed prevaleerivad kogu uuritava territooriumil, lokaalsed statistikud võimaldavad teada saada, kas vaatlusaluse regiooni mingi tunnuse väärtus on naaberregioonide vastava tunnuse väärtusega sarnane või sellest erinev. Enim kasutatakse Morani

¹ Teatud statistikute arvutamisel nõutakse, et kaalumaatriks oleks ridastandarditud, st et maatriksi iga rea summa võrdub ühega, teistel jällegi, et tegu oleks tingimata standardiseerimata sümmeetrilise binaarse kaalumaatriksiga.

² Saarvaldade puhul on naabriteks omavalitsused, millega on regulaarne laeva- või lennuühendus.

I-statistikut, tunnuse madalate ja kõrgete väärtuste klastrite leidmiseks Getisi ja Ordi *G*-statistikut.

Tabel 2. Ruumilise sõltuvuse leidmisel kasutatavad kaalumaatriksid

Maatriksi nimi	Külgnevusel / vahemaal baseeruv	Märkused
Bin1	Külgnevus	Arvestatakse vahetuid naabreid
Bin2	Külgnevus	Arvestatakse vahetuid naabreid ja nende vahetuid naabreid
Dist1	Vahemaa	Vahemaad mööda teid, naabrid kõik regioonid
Koord06	Vahemaa	Vahemaad linnulennult, naabrid kõik kuni 60 km kaugusel asuvad regioonid
Koord1	Vahemaa	Vahemaad linnulennult, naabrid kõik kuni 100 km kaugusel asuvad regioonid
Koord2	Vahemaa	Vahemaad linnulennult, naabrid kõik kuni 200 km kaugusel asuvad regioonid
Koord3	Vahemaa	Vahemaad linnulennult, naabrid kõik kuni 300 km kaugusel asuvad regioonid
Koord4	Vahemaa	Vahemaad linnulennult, naabrid kõik regioonid

Globaalne Morani *I*-statistik leitakse järgmiselt:

$$(1) \quad I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\left(\sum_i \sum_j w_{ij} \right) \cdot \sum_i (y_i - \bar{y})^2}, \quad E(I) = -\frac{1}{n-1}.$$

Kui $I > E(I)$, on tegemist positiivse ruumilise autokorrelatsiooniga, kui $I < E(I)$, on muutuja väärtused ruumis negatiivselt korreleeritud.

Globaalne Getisi ja Ordi *G*:

$$(2) \quad G = \frac{\sum_{i \neq j} w_{ij} y_i y_j}{\sum_{i \neq j} y_i y_j}, \quad E(G) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}}{N(N-1)}.$$

Kui $G > E(G)$, on positiivne autokorrelatsioon tingitud sellest, et lähestikku asuvad regioonid, kus muutuja on kõrge väärtusega; kui $G < E(G)$, on positiivne autokorrelatsioon tingitud muutuja madalate väärtuste koondumisest.

Lokaalne Getisi ja Ordi G arvutatakse järgmiselt:

$$(3) \quad G_i = \frac{\sum_{i \neq j} w_{ij} y_j}{\sum_{i \neq j} y_j}.$$

Seega on G_i suur, kui regiooni i ümbritsevad regioonid, kus muutuja y väärtus on keskmisest kõrgem.

Tabelis 3 on esitatud sissetulekute ruumilist sõltuvust iseloomustavade globaalsete Morani I -statistikud ning Getisi ja Ordi G -statistikud erinevate kaalumatriksite korral. Analüüsitavaks näitajaks on tööealise elaniku kohta kohaliku omavalitsuse eelarvesse laekunud üksikisiku tulumaks 2002. aastal.

Tabel 3. Üksikisiku tulumaksu laekumiste ruumiline korrelatsioon, 2002

Kaalu- matriks	Ridastandardi- seeritud	Binaarne	Morani I	Getisi ja Ordi G
Bin1	Ei	Jah	0,525***	0,021** (kõrged)
Bin2	Ei	Jah	0,470***	0,069*** (kõrged)
Koord06	Ei	Jah	0,304***	0,172 (madalad)
Koord1	Ei	Jah	0,206***	0,390 (madalad)
Koord2	Ei	Jah	0,046***	0,863 (kõrged)
Koord3	Ei	Jah	-0,003***	0,992* (kõrged)
Koord4	Jah	Ei	0,193***	
Dist1	Jah	Ei	0,246***	

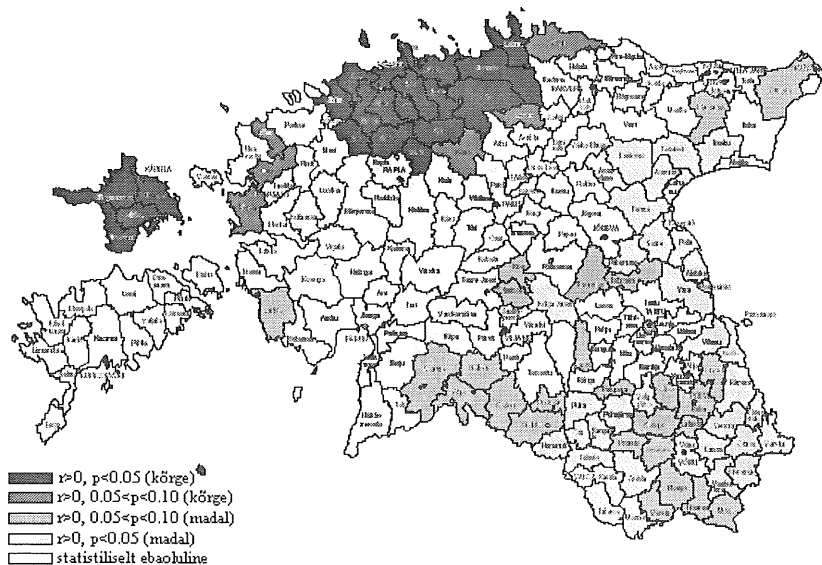
*** Ühepoolne olulisuse tõenäosus $p < 0,01$, ** $0,01 < p < 0,05$, * $0,05 < p < 0,10$.

Morani I puhul on selgesti näha tendents, et statistik on seda väiksem, mida kaugemaid piirkondi loetakse naabriteks / üksteist mõjutavateks. See näitab, et Eesti erinevates piirkondades on sissetulekud erinevad, kuid lähestikku asuvates regioonides on sissetulekud sarnased. Seda kinnitab ka ruumiline korrelogramm (vt lisa lk 78): sissetulekud on suhteliselt sarnased omavalitsustes, mis asuvad üksteisest kuni 125 km kaugusel. Võrreldes ruumilise korrelatsiooni tugevust, kui kaaludena kasutati linnulennult või mööda teid möödunud vahemaade pöördväärtusi (kaalumatriks Koord4 vs Dist1), osutus, et korrelatsioon on tugevam viimasel juhul.

Getisi ja Ordi globaalne teststatistik osutus olulisusnivool 0,05 statistiliselt oluliseks vaid siis, kui arvestati ainult vahetuid naabreid või neid ja nende vahetuid naabreid. On üllatav, et Getisi ja Ordi G -statistik osutab sellele, et positiivne autokorrelatsioon on tingitud suurte sissetulekute grupeerumisest.

Lokaalsete Getisi ja Ordi G -statistikute alusel tundub, et Eestis on koondunud eelkõige väiksemad sissetulekud (vt joonis 4 ja 5).

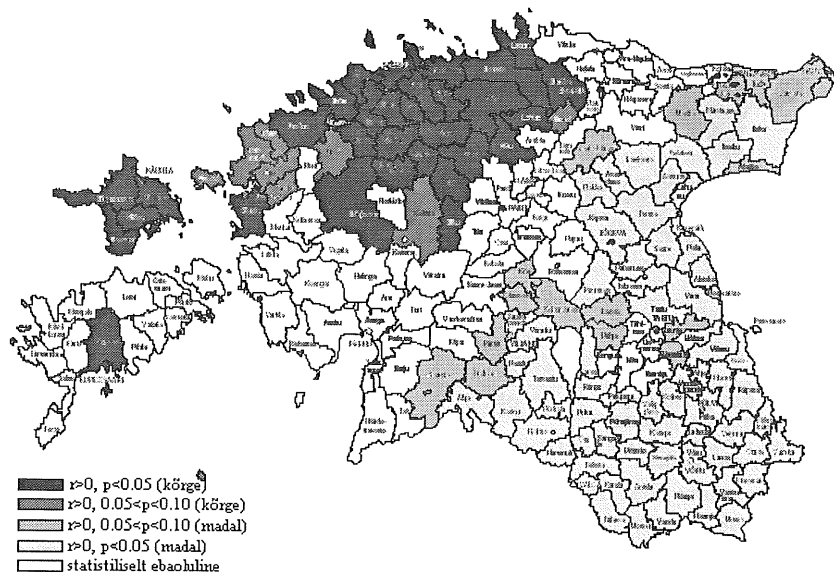
Joonis 4. Lokaalsed Getisi ja Ordi G -statistikud kaalumatriksi Bin1 korral (r — korrelatsioonikordaja, p — olulisuse t on aosus)



V orreldes jooniseid 4 ja 5, kus m olemal juhul on kasutatud k ulgnevusel baseeruvaid kaalumatrikseid, selgub, et tulemused erinevad m argatavalt s oltuvalt sellest, kas v otta arvesse vaid l ahimad v oi ka pisut kaugemad naabrid. Joonised n aitavad, kui tugevalt ollakse  umbrissetud suure v oi v aikese sissetulekuga. Kui arvestada vaid l ahimaid naabreid (joonis 4), v oib paljude omavalitsuste puhul j ada ekslik mulje, et  umberkaudsetes valdades ei ole sissetulekud nii v aikeseid. Joonist 5 vaadates on aga selge, et joonest Sillam ae – Kilingi-N omme allapoole j aavatel omavalitsustel tuleb midagi ette v otta, et nende elanike sissetulekud suureneksid. Sellesse piirkonda j aab ka Tartu linn ja m oned tema naabervallad, kus sissetulekud on oluliselt

suuremad kui teistes kõnealuse piirkonna omavalitsustes³. Ilmselt paraneb kogu Kagu-Eesti olukord, kui Tartu areneb — sarnaselt sellega, mis toimub Tallinna ümbruses. Tartu on Kagu-Eesti tõmbekeskus, kuid selleks, et ta suudaks kogu piirkonna kiiremini arenema tõmmata, tuleb ilmselt ka riiklikult sekkuda, näiteks teadusmahuka tootmise soodustamisega.

Joonis 5. Lokaalsed Getisi ja Ordi G -statistikud kaalumatriksi Bin2 korral (r — korrelatsioonikordaja, p — olulisuse tõenäosus)



³ Seda kinnitavad ka lokaalsed Morani I -statistikud: Tartu piirkonnas on tegemist negatiivse ruumilise autokorrelatsiooniga.

Kokkuvõte

Ruumilise korrelatsioonanalüüsi tulemusena leidis kinnitust hüpotees, et Eestis on kaks piirkonda, mille omavalitsustes on keskmised sissetulekud sarnased: suurte sissetulekutega Põhja-Eesti ning väikeste sissetulekutega Ida- ja Lõuna-Eesti. Põhja-Eesti arengut toetab Tallinna aktiivne majandustegevus. Üldiselt väga väikeste sissetulekutega omavalitsuste taustal eristub Kagu-Eestis Tartu ümbruskond, kus on potentsiaali tõmmata arengusse kaasa laiem piirkond. Selleks on siiski vaja ka läbimõeldud regionaalpoliitikat, mis soodustaks piirkonna ettevõtlust.

Regionaalsete sissetulekute erinevuste uurimiseks kasutati eelkõige andmeid üksikisiku tulumaksu laekumisest kohaliku omavalitsuse eelarvesse tööealise elaniku kohta. Töös toodi välja ka Eesti regionaalse SKP andmed NUTS 3 regioonide kaupa ja maakondade keskmised palgad. Järeldati, et eri andmed võivad anda regionaalsetest sissetulekute erinevustest küllaltki erineva pildi, seda nii sissetulekute suurusel kui ka regioonide järjestuses. Niisiis ei tohi regionaalsete erinevuste uurimisel piirduda vaid ühe näitaja analüüsiga.

Tänan Hannele Tammistat ja Andrus Treiberi andmete kogumise ja korrastamise eest. Dotsent Toomas Rausilt saadud omavalitsuste keskuste vahemaad (mööda teid) säästsid hulga autori aega ja vaeva.

Kirjandus

Kaldaru, H. (toim.). Eesti regionaalarengu sotsiaalmajanduslik käsitlus. 354 lk. Tartu: Tartu Ülikool, 2003

Le Gallo, J., Ertur, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980–1995. — Papers in Regional Science, Vol. 82, No. 2, pp. 175–201. 2003

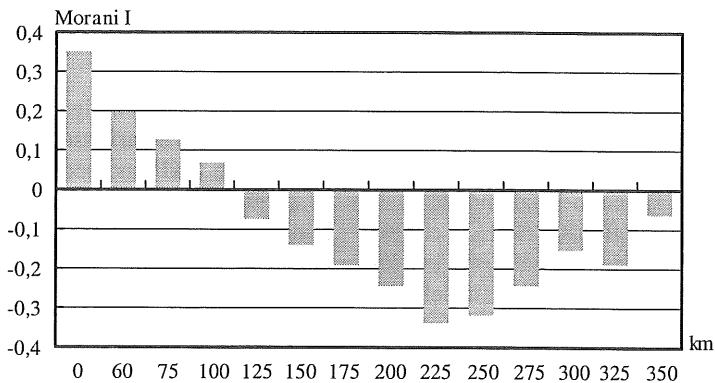
Pisati, M. Tools for spatial data analysis. — Stata Technical Bulletin Reprints, Vol. 10 (May 2000–May 2001), pp. 277–298. 2001

Raus, T. ja Trasberg, V. (). Regionaalsed tuluerisused. Kogumikus: Kaldaru, H. (toim.). Eesti regionaalarengu sotsiaalmajanduslik käsitlus. Lk 283–303. Tartu: Tartu Ülikool, 2003

Reiljan, J., Ulst, E., Trasberg, V., Olenko, K. ja Timpmann, K. Eesti kohalike omavalitsuste rahastamise probleemid Euroopa Liiduga ühinemisel. 334 lk. Tartu: Tartu Ülikool, 2002

Lisa

Ruumiline korrelogramm



EAKATE ELUKVALITEEDIST EESTIS

Ene-Margit Tiit, Kai Saks, Ene Käärrik, Mare Vähi
Tartu Ülikool

Mis on elukvaliteet ja kuidas seda mõõdetakse?

Elukvaliteedi mõõtmine ja hindamine on tänapäeva arenenud maade sotsiaaluuringutes olulisel kohal. Maailma terviseorganisatsioon (*WHO*) on elukvaliteeti määratlenud kui inimese subjektiivset hinnangut oma positsioonile elus tema väärtussüsteemi ja kultuurikeskkonna kontekstis. Hinnangud on seotud inimese eesmärkide, ootuste, elustandardite ja tajutud probleemidega (*World Health Organisation 1993*). Sama organisatsioon koostas ka elukvaliteedi mõõtmise küsimustiku *WHOQOL-100* ja selle lühendatud, 26 küsimusest variandi *WHOQOL-BREF*, mille kasutamise keskus Eestis on Tallinna Tehnikaülikool (*WHOQOL-BREF Estonian*).

Oluline roll elukvaliteedi analüüsimisel on arstiteaduslikel uuringutel, kus selgitatakse patsientide elukvaliteedi muutusi ravi tulemusena; siinjuures peetakse sageli silmas eeskätt eluliste funktsioonide taastumist.

Eesti eakate tervise- ja toimetuleku-uuring

Artikli aluseks on kaks uuringut eakate elukvaliteedi kohta. Aastal 2000 korraldas Eesti Geriaatria ja Gerontoloogia Assotsiatsioon (EGGA) Avatud Eesti Fondi toel Eesti eakate tervise- ja toimetuleku-uuringu (EETT), mis hõlmas kogu Eesti vähemalt 65-aastasi elanikke (Saks *et al* 2000). Valim koosnes 10 kihist, mille määrasid soo-vanuserühmad (65–69, 70–74, 75–79, 80–84 ja vähemalt 85), kusjuures igast kihist oli kavandatud 100-isikuline Eesti suhtes esindav valim. Küsitlesid perearstid, valiku aluseks oli perearsti loend, kusjuures juhuslikkuse tagas perearstide valik, lisaks aga ka igale perearstile eraldi disainitud juhuslikkusele tuginev valikueeskiri. Eeskirja oli vaja, et ei tekiks olukorda, kus perearstid küsitlevad neid sagedamini külastavaid patsiente. Vastamisprotsent oli 81 ja kontroll näitas, et saadud valim oli struktuurilt küllalt lähedane kavandatule. Kuigi uuringu otsene eesmärk ei olnud elukvaliteeti uurida (ei kasutatud ühtki spetsiaalselt elukvaliteedi uurimiseks koostatud küsimustikku), kasutati saadud infot siiski teatavate järelduste tegemiseks eakate elukvaliteedi kohta (Saks *et al* 2003).

Rahvusvaheline eakate hoolduse projekt *CareKeys*

Teine uuring korraldati rahvusvahelise projekti *CareKeys* (Hooldusvõtmed) raames 2003. aasta lõpus. Selle projekti üheks eesmärgiks on määrata eakate hooldusest sõltuv elukvaliteet ja leida teed, kuidas ühelt poolt hoolduse kaudu eakate elukvaliteeti parandada, teiselt poolt aga hooldust/teenindamist optimeerida, kahjustamata sealjuures nende elukvaliteeti. 2003. aasta lõpus katsetati pilootuuringu käigus Eestis, Rootsis ja Inglismaal niihästi kodu- kui ka asutushoolduse patsientide puhul mitut elukvaliteedi küsimustikku, sealhulgas ka *WHOQOL-BREF*-i. Viimati nimetatut on Eesti jaoks adapteeritud, ülejäänud tõlgiti (adekvaatsust kontrolliti tagasitõlke teel). Sedasama tehti ka Rootsis. Pilootuuringu tulemusena anti soovitusi uuringumeetodite valiku ja kasutamise kohta, selle kõrval saadi sisulist huvi pakkuvaid tulemusi erineva hooldusega eakate elukvaliteedi kohta Eestis.

Elukvaliteedi faktorid

Kõik elukvaliteedi uurijad on ühel meelel selles, et elukvaliteeti ei saa mõõta ühe näitajaga, et see on mitmemõõtmeline suurus. Koolkondadevahelised erinevused sõltuvad sellest, missuguseid mõõtmeid peetakse oluliseks, kas ja kuidas neid omavahel seostatakse ja missuguste meetoditega (testid, küsimustikud) neid mõõdetakse.

Paljud uurijad on loetlenud elukvaliteedi faktoreid, tunnistades küll nende omavahelist seost, kuid jätnud selle seose kirjeldamata. Küsimustikus *WHOQOL-BREF* eristatakse neli valdkonda (*WHOQOL-BREF 1996*, *WHOL-BREF Estonian*), kusjuures igähte mõõdab teatav hulk ankeetküsimusi ja valdkonna indeksiks on nende küsimustega määratud tunnuste keskmine. Esitatud valdkonnad on:

- füüsiline tervis (seisund),
- psühholoogiline seisund,
- sotsiaalsed suhted,
- elukeskkond.

Sama küsitluse ulatuslikumas versioonis on oluline ka inimese sõltuvuse-sõltumatusega seotud elukvaliteedi komponent.

Huvitava skeemi elukvaliteedi faktorite kohta esitas Ruut Veenhoven (Veenhoven 2000), kes rühmitas faktorid järgmiselt (tabel 1):

Tabel 1. Ruut Veenhoveni (RV) elukvaliteedi faktorid

<i>Välised võimalused</i> Keskonna elukõlblikkus (<i>liveability</i>)	<i>Sisemised võimalused</i> Inimese eluvõime (<i>life ability</i>)
<i>Välised tulemused</i> Kasulikkus ühiskonnale (<i>utility</i>)	<i>Sisemised tulemused</i> Rahulolu (<i>affiliation</i>)

Eesti eakate elukvaliteet (EETT põhjal)

Otsustati EETT andmeid kasutada eakate elukvaliteedi hindamiseks RV skeemi alusel. Selleks rühmitati lähteks olnud enam kui 200 mõõdetud tunnust tabeli lahtrite alusel nii, et igale lahtrile vastas 3–4 omavahel sisuliselt lähedaste tunnuste rühma, igäühes 15–20 tunnust, ja arvutati nende põhjal integreeritud faktorid kui vastava tunnushulga esimesed peakomponendid (tabel 2).

Tabel 2. EETT faktorid RV tabelis

<i>Välised võimalused</i> <ul style="list-style-type: none"> • Ühiskonna eakasõbralikkus • Elamistingimused: eluruumi avarus • Elamistingimused: eluruumi mugavused • Majanduslik seisund 	<i>Sisemised võimalused</i> <ul style="list-style-type: none"> • Tervis • Igapäevaeluga toimetulek • Haridus, oskused
<i>Välised tulemused</i> <ul style="list-style-type: none"> • Töötamine • Perekond, sugulased • Sotsiaalne võrgustik, suhtlemine • Harrastused, heategevus 	<i>Sisemised tulemused</i> <ul style="list-style-type: none"> • Üldise rahulolu tegur <p><i>Rahulolu eluga</i> (mõõdetud tunnus)</p>

Need faktorid kirjeldasid enamasti ligi 40% valitud tunnustehulga summaarsest hajuvusest. Mõningal juhul (nt elamistingimuste korral) ei taganud esimene peakomponent vajalikku kirjeldatuse taset, siis kasutati kahefaktorilist (kirjeldavat) faktoranalüüsi koos *varimaks*-pööramisega. Nii

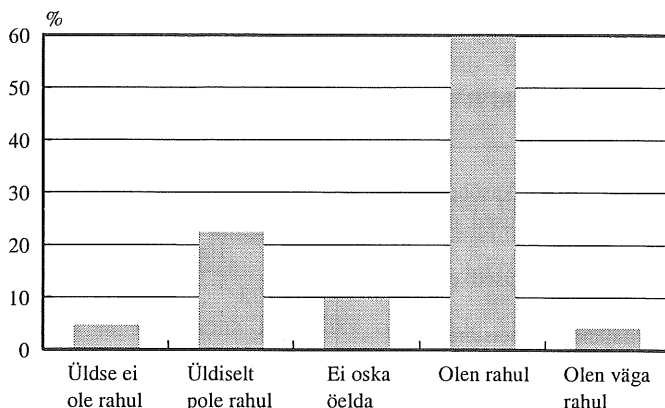
saadi RV skeemi kokku 12 faktorit (tabel 2), kuhu peale faktorite on märgitud ka üks vahetult mõõdetud tunnus — *rahulolu eluga*.

Leitud faktoreid kasutades veenduti, et elukvaliteedi mõõtmisel ei ole ainsaks võimaluseks kasutada universaalseid mõõdikuid (mille puhul on tihti raskuseks nende sobimatus kultuurikonteksti ja geograafilise eripäraga), vaid etteantud skeemist lähtudes saab elukvaliteedi faktoritele hinnanguid anda ka muul viisil ja isegi muul eesmärgil mõõdetud andmete alusel.

Mis mõjutab eaka elukvaliteeti?

Uuringu põhieesmärk oli määrata elukvaliteedi faktorite omavahelised seosed ja selgitada, missugused asjaolud mõjutavad kõige enam eakate rahulolu eluga.

Joonis 1. Eakate üldine rahulolu eluga

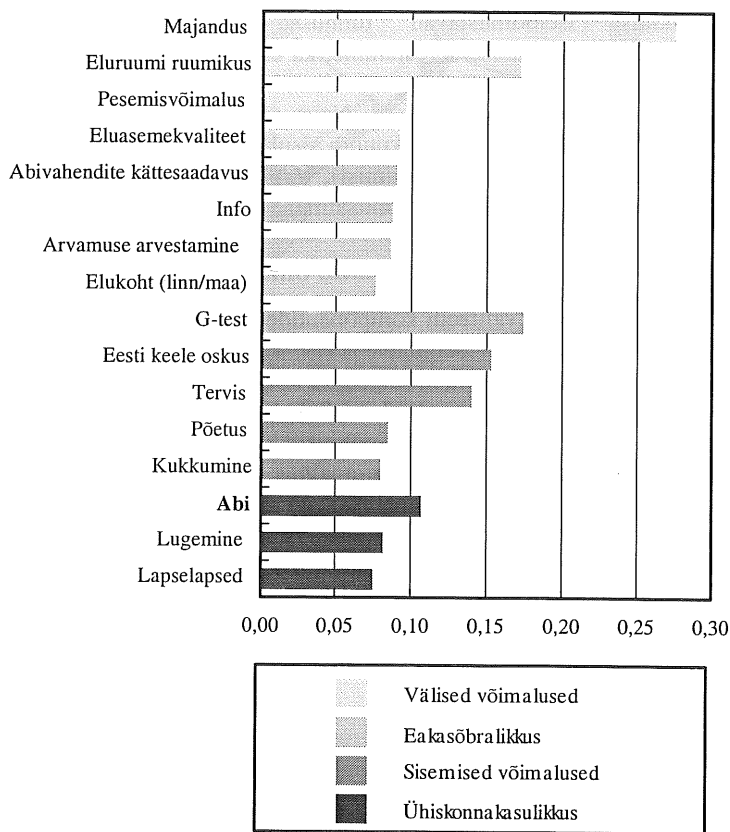


Kui võtta aluseks eakate enesehinnang (rahulolu eluga), saab küllaltki kõrge keskmise hinnangutaseme (60% eakate vastus: *olen rahul*, joonis 1), mis näitab aga Eesti eakate madalat nõudlikkuse taset, sest samas ilmnes, et sageli elati majanduslikult üsna tagasihoidlikes tingimustes, mugavusteta eluruumides jne (Saks *et al* 2003).

Eakate kõige suuremad probleemid olid tervis ja majanduslik toimetulek. Selgitamiseks eakate elukvaliteeti mõjutavaid asjaolusid tehti kõigepealt lihtne regressioonimudel, kust selgus, et eaka elukvaliteeti mõjutavad (statistiliselt

oluliselt olulisuse nivool 0,05) üsna paljud tegurid. Joonisel 2 on näidatud kõigi optimaalsesse mudelisse (kirjeldatus 0,42 determinatsioonikordaja mõttes) kuuluvate argumentide korrelatsioonid prognoositava tunnuse — eluga rahuloluga.

Joonis 2. Eaka rahulolu mõjutavad faktorid

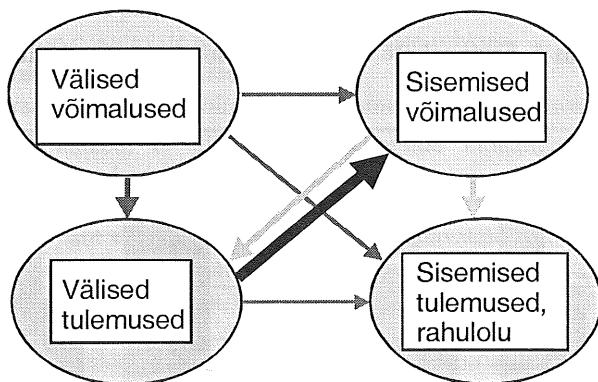


Kõige tugevamini mõjutavad eaka eluga rahulolu **välised võimalused**, eeskätt leibkonna majanduslik olukord, millele sekundeerib kolm eluasemega seotud näitajat: selle ruumikus, mugavused (pesemisvõimalus) ja omandivorm. Tähtsusetl järgmisel kohal on **sisemised võimalused** — depressiivsust iseloomustav GDS-test, eesti keele oskus, tervis, kuid ka eakatele iseloomulikke muret — igapäevaeluga toimetulekut iseloomustavad näitajad: põetusvajadus ja kukkumiste sagedus. Järgnevad ühiskonna eakasõbralikkust iseloomustavad tunnused — abivahendite ja info kättesaadavus, eaka arvamuse arvestamine, ka elukoha paiknemine maal või linnas. Kõige väiksemat otsust mõju avaldavad eaka eluga rahulolule **ühiskonnakasulikkusega** seotud tunnused. Neist on olulisim sõprade-tuttavate ringis vastastikune **abi** (see tunnus kuulub sisuliselt ka võimaluste hulka, st kirjeldab sotsiaalse võrgustiku toimimist), järgnevad sugulaste (täpsemalt: lastelaste) olemasolu ja harrastustest tähtsaimana lugemine.

Kuidas on elukvaliteedi komponendid omavahel seotud?

Eesmärgiks oli leida elukvaliteedi komponentide omavahelised sõltuvused ja mõjusuunad. Kõigepealt selgitati eri komponentidesse kuuluvad faktoritevahelised korrelatsioonid. Selgus, et kõigi komponendipaaride vahel oli olulisi korrelatsioone väärtusega kuni 0,4. Korrelatsioonid näitavad küll seose olemasolu, kuid mitte selle põhjuslikku suunda. Mõjude suundi võimaldab hinnata struktuurivõrrandite analüüs (mida teatava tinglikkusega ka põhjuslikkuse ehk kausaalanalüüsiks nimetatakse). Andmestikule rakendati struktuurivõrrandite analüüsi, lähtudes oletatavast seoste struktuurist, mida kujutavad heledamad nooled joonisel 3 (Tiit *et al* 2003).

Joonis 3. RV elukvaliteedi komponentide omavahelised seosed.
Hüpoteesid ja analüüsitulemused



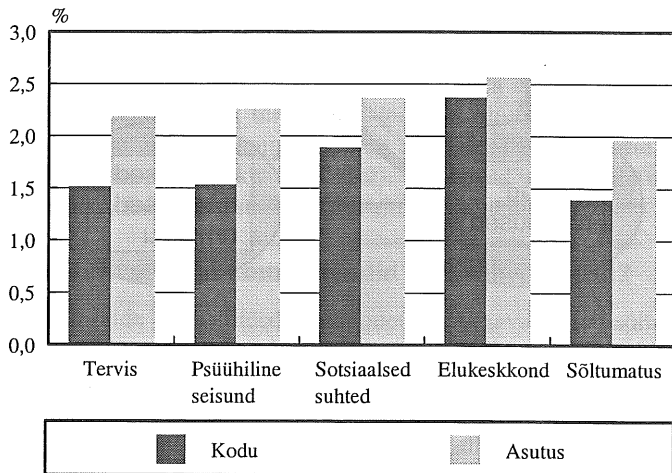
Kõige problemaatilisem komponent RV skeemis on (eriti eakate elukvaliteedi puhul) *välised tulemused*, mille mõjus on kahelnud mitmed uurijad ja mille toime rahulolule ka selles uuringus koostatud mudelis oli suhteliselt nõrk. Struktuurivõrrandite analüüsi tulemusena ilmneski, et *väliste tulemuste* ja *sisemiste võimaluste* vahelise mõju suund oli algselt valesti oletatud. Selgus, et eakate puhul mõjutavad *välised tulemused* — elu jooksul kogutud sotsiaalne kapital ja rajatud võrgustik, sh pere ja sugulased, kõrges eas isiku *sisemisi võimalusi*, eriti toimetulekuvõimet (vt tume nool joonisel 3). Seda võib tõlgendada nii, et *välised tulemused* ei mõjuta sisemist *rahulolu* mitte vahetult, vaid *sisemiste võimaluste* suurendamise kaudu. Selgub, et formaalsete meetoditega leitud tulemusel on käesoleval juhul tähenduslik sotsiaalne sisu.

Hooldusest sõltuv elukvaliteet

Teises uuringus oli uuritavate populatsioon sotsiaalabikliendid, s.o nii koduhoolduse- kui ka hooldekodude kliendid ja hooldusravipatsiendid. Seekord kasutati elukvaliteedi mõõtmiseks rahvusvaheliselt aktsepteeritavat *WHOQOL*-küsimustikku, mille põhjal arvutati mõnevõrra modifitseeritud elukvaliteedi näitajad, mille skaala muutus nullist (täiesti negatiivne) neljani (täiesti positiivne väärtus). Uurimistulemused näitasid mõneti üllatuslikult, et Eesti asutushooldusekliendid hindavad kõiki elukvaliteedi komponente

kõrgemalt kui koduhooldusekliendid, kusjuures neljal juhul viiest (erandiks on vaid elukeskkond) oli vahe statistiliselt oluline. Asutushoolduseklientide hinnangud olid üldiselt keskmisest tasemest (väärtus 2) kõrgemad, koduhoolduseklientidel aga keskmisest tasemest madalamad (joonis 4).

Joonis 4. Eesti eakate elukvaliteedi hinnangute võrdlus



Millest sõltub sotsiaalabiklientide elukvaliteet?

Kirjeldatud uuringus selgitati ka sotsiaalabiklientide rahulolu nende osutatud hooldusteenustega ja nendega seotud probleemidega. Selleks kasutati regressioonivõrrandeid prognoosimaks elukvaliteedi komponente rahulolu tunnuste järgi. Selgus, et **koduhoolduseklientide** suurimad kvaliteedihinnangu mõjutajad on järgmised (loetletud esinemissageduse järgi):

- teenuse vastavus vajadusele,
- hooldusele kulutatava aja piisavus,
- teenuse üldine kvaliteet,
- turvalisus kodus,
- turvalisus kodu ümbruses,
- teabe kättesaadavus teenuste kohta,
- kohtlemise delikaatsus ja lugupidavus.

Asutushoolduseklientide elukvaliteedi hinnanguid mõjutavad näitajad:

- võimalus osaleda üritustel väljaspool asutust,
- personali selged vastused kliendi/patsiendi küsimustele,
- vaikus, eriti personali tekitatud müra puudumine,
- asutuse pakutavate tegutsemisvõimaluste rohkus;
- personali usaldusväärsus,
- personali abi intiimtoimingutes (vannitoas, WC-s käimise puhul).

Taas võib kinnitada, et üldiselt olid klientide hinnangud nii asutuse personalile kui ka koduhooldajatele positiivsed, mis näitab leplikkust ja nõudlikkuse küllalt madalat taset. Üldine järeldus uuringust: Eestis on koduhoolduse maht ebapiisav, see ei taga hooldatavatele vajalikke teenuseid neile kvaliteetse elu tagamiseks. Nähtavasti parandaks ühe osa koduhooldusesaajate olukorda intensiivsem, kuid ka sihipärasem hooldus, teise osa probleeme aitaks aga lahendada mingi muu hoolduse tüübi kohaldamine, näiteks elama asumine kohandatud eluruumidesse või eakate majja, mõnel juhul ka grupieluruumidesse või hooldusasutusse.

Asutushoolduse puhul on aga nähtavasti reserviks abisaajate tegutsemisvõimaluste arendamine, eriti väljaspool asutust üritustest osavõtu võimaldamine. Nii asutus- kui ka koduhoolduse puhul olid hinnangud teenindajate isikuomaduste kohta (viisakus, tähelepanelikkus, sõbralikkus jm) valdavalt kõrged.

Kirjandus

Saks, K., Tiit, E.-M., Käärrik, E. Eesti eakate elanike toimetuleku- ja terviseuuring 2000

Saks, K., Tiit, E.-M., Soots, A., Urban, R. Eluga rahulolu mudel Eesti eakatel inimestel. Eesti Arst, nr 5, mai 2003, 345–347

Tiit, E.-M, Saks, K., Vähi, M.. *Measuring and modelling the quality of life of older Estonians. The 7th Tartu Conference on Multivariate Statistics. Abstracts. 2003*

Veenhoven, R. *The four qualities of life. Ordering concepts and measurements of good life. In: Journal of Happiness Studies, 1, 1–39. 2000*

WHOQOL-BREF. *Programme on Mental Health Organization, Geneva.*

WHOQOL_BRF. 1996

<http://www.popconcil.org/horizons/AIDSquest/instruments/WHOQOL-BREF.pdf>

WHOQOL-BREF Estonian version. Tallinn Technical University

VAESUSE MÕÕTMINE JA VAESUS EESTIS

Aivi Themas, Ene-Margit Tiit
Tartu Ülikool

Vaesuse tüübid ja vaesuspiirid

Urijad ja koolkonnad määratlevad vaesust erinevalt, kusjuures kõige olulisemad erisused määrab see, kuidas vaesust mõistetakse, st kas räägitakse

- 1) sissetuleku- või kulutuste vaesusest;
- 2) objektiivsest või subjektiivsest vaesusest;
- 3) isiku- või leibkonna vaesusest;
- 4) absoluutsest või suhtelisest vaesusest.

Igal juhul määratletakse statistiliste andmete põhjal vaesuspiir ja vaeseks loetakse neid subjekte (leibkondi, isikuid), kes asuvad mõõdetava näitaja (nt sissetuleku või kulutuste) poolest allpool vaesuspiiri.

Sissetuleku- (tulu-) või kulutuste (kulu-)vaesus. Üldjuhul saab leibkond/isik kulutada peamiselt neid ressursse, mida ta on sissetuleku näol saanud. Sellepärast ei erine tulu- ja kuluvaeste osatähtsus ühiskonnas eriti palju. Kulu- ja tuluvaeste populatsioonid lähenevad üksteisele seda enam, mida pikem on mõõtmisperiood: nt aasta jooksul saadud tulud ja aasta jooksul tehtud kulutused on üldiselt paremini kooskõlas kui kuu aja jooksul saadud tulud ja tehtud kulutused.

Üks **kulutuste põhjal hinnatava vaesuse näide** on niisuguste leibkondade vaeseks pidamine, kelle kulutustest hõlmavad kulutused toidule (kuhu on lisatud ka kulutused alkoholile) enam kui 50%. Eestis oli selle kriteeriumi järgi 2000. aastal vaeseid leibkondi 24,0% ja 2002. aastal 21,5%. Edaspidi käsitletakse artiklis siiski tulu-(sissetuleku-)vaesust, see on kooskõlas Eesti, kuid ka Euroopa statistikas valdava käsitlusega.

Objektiivse vaesuse hindamisel kasutatakse isiku/leibkonna registreeritud sissetulekut teatava kindlaksmääratud aja jooksul. Enamasti on selle aluseks leibkonna eelarve uuringute käigus vastaja täidetud sissetuleku päevikud. Eestis täidab iga küsitlev leibkond sellist päevikut kuu aega. **Subjektiivset vaesust** hinnatakse ankeetküsitluste käigus, näiteks küsitakse „Kuidas teie leibkond tuleb oma sissetulekuga välja?“. Vastusevariandid on (vt Leibkonna elujärg 2003):

- *Majanduslik olukord on väga halb ja raha ei jätku isegi hädavajaliku toidu jaoks.*
- *Tuleme küll ots-otsaga kokku, kuid raha jätkub ainult kõige hädavajalikuma jaoks.*
- *Tuleme üldiselt toime ja saame endale aeg-ajalt lubada ka muud peale hädavajaliku.*
- *Saame endale lubada kõike normaalseks, luksuseta eluks vajalikku.*
- *Võime piiranguteta tarbida.*

Ka siin tuleb määrata vaesuspiir, näiteks lugeda vaeseks kõiki neid leibkondi, kelle esindaja valib esimese vastusevariandi. Subjektiivse vaesuse hinnang kujuneb vastaja majandusliku seisundi võrdlemisel tema poolt normaalseks peetava standardiga (mis peegeldab küll ühiskondlikult aktsepteeritavat standardit, kuid erineb üldiselt subjektiivselt). Igasuguste järelduste tegemisel tuleb arvestada, et objektiivne ja subjektiivne vaesus ei ühti (joonis 3).

Üks vaesuse liike on veel **ilmajätuse vaesus**, mida iseloomustab teatavatest hüvedest majanduslikel põhjustel loobumine/ilmajäämine. Kui seda mõõdetakse ankeetküsitluste teel (näiteks küsides, kas leibkond saaks teha 1000-kroonise kulutuse või käia vähemalt kord kuus kinos, teatris või kontserdil), siis on seda vaesust õige käsitleda subjektiivse vaesusena. Samas saab ilmajätust mõõta ka leibkonna käsutuses oleva eluruumi kvaliteedi ja leibkonnale kuuluvate esemete (nt auto, värviteler, pesumasin või telefon) olemasolu kaudu. Ilmajätuse vaesus on oluline **sotsiaalse tõrjutuse indikaator**.

Tarbimiskaalud ja tarbimisühikud

Leibkonna jõukuse astme määramisel on sissetuleku taseme kõrval määrava tähtsusega leibkonna suurus, s.o liikmete arv. Tähtis on siinjuures ka see, kuidas jaotatakse leibkonna kulutused, aga vastavalt ka sissetulek leibkonnaliikmete vahel. Pole õige sissetulekut lihtsalt leibkonnaliikmete arvuga jagada (määrates nii lihtviisil sissetuleku leibkonnaliikme kohta). On ju hästi teada, et igal perel tuleb katta suur hulk elukeskkonna (sh eluaseme) kulutusi, kusjuures need kulutused ei ole enamasti võrdelised leibkonnaliikmete arvuga, vaid suhteliselt suuremad väiksel, eriti üheliikmelisel perel. Selle tõsiasja arvestamiseks kasutatakse *tarbimiskaale*, mis näitavad leibkonnaliikmete suhtelist osatähtsust tarbimises.

Tarbimiskaalud sõltuvad suurel määral ühiskonna jõukuse tasemest. Kui varasematel ajaloootappidel on tarbimiskaalude määramisel aluseks võetud leibkonnaliikmete individuaalsete kulutuste, sh eriti toidukulutuste maht, siis kaasaja jõukates ühiskondades hõlmavad toidukulutused aina väiksema osa leibkonna üldkulutustest. Ka Eestis väheneb toidukulutuste osatähtsus järjest.

Eesti rahvuslikud tarbimiskaalud. 1998.–1999. aastal hindas Tartu Ülikooli töörühm (A. Trumm, D. Kutsar, E. Käärik ja E.-M. Tiit) Statistikaameti leibkonnauuringute andmete põhjal leibkondade tarbimise jaotust (Kutsar, Trumm *et al* 1999). Selgus, et leibkonnaliikmete tarbimine oli küllaltki ühtlane ja kulutused elukeskkonnale olid üsna väiksed individuaalsete kulutustega võrreldes. Seda arvestades soovitati leibkondade sissetuleku järjestamisel ja vaesuspiiri määramisel kasutada tarbimiskaale 1:0,8:0,8. See tähendab, et leibkonna ülejäänud liikmete tarbimine (sõltumata nende vanusest) on 80% esimese leibkonnaliikme tarbimisest. Esimese leibkonnaliikme tarbimist nimetataksegi **tarbimisühikuks** ning siit järeldub, et 2-liikmelise leibkonna suurus on 1,8 tarbimisühikut (tü), 4-liikmeline leibkond aga sisaldab 3,4 tü. Eesti tarbimiskaalud on iseloomulikud vaesele ühiskonnale, kus suhteliselt suur osa tarbimisest kulutatakse isiku vajadusteks (toit, rõivad jm), aga leibkonna ühisvajadusteks (elukeskkond) kulutatakse suhteliselt vähe. Arvestades Eesti majanduse kiiret arengut, võib oletada, et 1996. ja 1997. aasta andmete põhjal empiirilisel arvatud tarbimiskaalud ei ole 2004. aastal enam kõige sobivad.

OECD soovitatud nn **klassikalised tarbimiskaalud** panustavad hoopiski rohkem elukeskkonnale ja eristavad täiskasvanud leibkonnaliikmete ja laste tarbimise suurust, määrates tarbimiskaalude suhte 1:0,7:0,5. See tähendab, et abielupaar on 1,7 tü, üksikema lapsega aga 1,5 tü, abielupaar kahe alaealise lapsega on 2,7 tü. Arvatavasti vastab praegu selline tarbimiskaalude skeem ka Eesti olukorrale päris hästi.

Veelgi väiksem on isikliku tarbimise osatähtsus nn **modifitseeritud OECD** tarbimiskaalude puhul, mis avalduvad suhetena 1:0,5:0,3. See tähendab, et abielupaar oleks 1,5, üksikema lapsega aga 1,3 ja abielupaar kahe lapsega oleks 2,1 tü. Sellise kaalude struktuuri korral alahinnatakse vaesemates ühiskondades individuaalset tarbimist, sh toidu-, rõiva-, hariduse-, ravi- jmt kulutusi, mistõttu selle süsteemi rakendamine Eestis ei oleks praeguses olukorras õige.

Absoluutne ja suhteline vaesus

Absoluutne vaesuspiir. Absoluutse vaesuspiiri määramine on riigi poliitiline otsus, kusjuures tavaliselt lähtutakse mingitele normatiividele vastavast tarbimise tasemest tarbimisühiku kohta. Absoluutsele vaesuspiirile on tarvis kehtestada ka vaesuspiiri ümberarvutamise reeglid inflatsiooni/tarbijahinnaindeksi muutumise põhjal.

Eestis ei ole ametlikult absoluutset vaesuspiiri kehtestatud. Aastail 1998–1999 hindas TÜ uurimisrühm leibkondade tarbimisandmetele tuginedes absoluutset vaesuspiiri, kasutades rahvuslikke tarbimiskaale. Et vaesuspiiri määramisel ei kasutatud sissetuleku jaotust/jaotusparameetreid, pole see suhteline, vaid **absoluutne vaesuspiir**, mida korrigeeritakse tarbijahinnaindeksi alusel (Leibkonna elujärg 2003).

Tabel 1. Absoluutne vaesuspiir Eestis

Aasta	Vaesuspiir, krooni
1997	1 250
1998	1 353
1999	1 398
2000	1 454
2001	1 538
2002	1 593

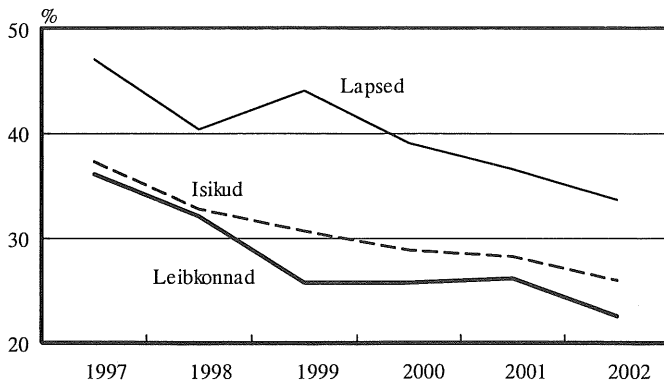
Eesti jaoks aastate kaupa arvutatud absoluutne vaesuspiir on esitatud tabelis 1. Siin on vaesuspiir leitud tarbimisühiku (esimese täiskasvanud leibkonnaliikme) kohta. Vaesuspiir suureneb/väheneb tarbijahinnaindeksi muutuste järgi.

Absoluutse vaesuspiiri kasutamisel väheneb vaeste leibkondade ja isikute osatähtsus siis, kui sissetuleku (sh eriti palga) tõus on keskmiselt suurem kui tarbijahinnaindeksi kasv, st kui suureneb keskmine reaalne sissetulek. Nii on see olnud Eestis vaadeldava kuue aasta jooksul, seda näitab vaeste osatähtsuse enam-vähem ühtlane kahanemine (joonis 1).

Suhteline vaesuspiir. Euroopas on üldjuhul levinud suhtelise vaesuspiiri kasutamine. Suhteline vaesuspiir sobib hästi riikide võrdlemiseks, sest see võtab arvesse riikide erinevat üldist jõukusetaset, see on universaalne mõõdupuu, mis mõõdab iga regiooni vaeseid selle regiooni majandusarengu taustal. Suhteline vaesuspiir muutub automaatselt koos sissetuleku muutumisega, seega pole vajadust kehtestada mingeid ümberarvutamise reegleid. Kõigil suhtelise vaesuse mõõdikutel on aga ka oma puudused, neist

olulisim on see, et üldiselt ei kahane suhteline vaesus keskmise palga suurenemise tulemusena.

Joonis 1. Allpool absoluutset vaesuspiiri elavate leibkondade, isikute ja laste osatähtsuse muutumine



Suhtelise vaesuspiiri määramine. Suhteline vaesuspiir määratakse tavaliselt tarbimisühikute sissetulekute jaotuse mingist jaotusparameetrist, kõige sagedamini *mediaanist* või *keskmisest* lähtudes. Nii on vaesuspiirina kasutatud 40%, 50% 60% või 70% mediaanist või ka 40%, 50% või 60% keskvaartusest. Mida madalam on vaesuspiir (st mida väiksem protsendinäit), seda vähem on vaeseid. Et sissetulekute jaotuse ebasümmeetrilisuse tõttu on keskmine tavaliselt suurem kui mediaan, siis ei ole mediaani ja keskmise baasil arvutatavad vaesuspiirid omavahel võrreldavad.

Sisuliselt mõõdab suhteline vaesus vaid tarbimisühikute sissetulekute jaotuse kuju ja väheneb siis, kui sissetulekute erisused vähenevad. Leibkondade suhteline vaesuspiir sõltub oluliselt kasutatavatest tarbimiskaaludest. Lihtne aritmeetika näitab, et suhteline vaesuspiir on kõige madalam tarbimiskaalude 1:1:1 korral ja suureneb ebaühtlasemate tarbimiskaalude korral. Sellest ei järeldu, et muutub vaeste leibkondade arv. Peamiselt muutub vaeste leibkondade koosseis, st missugused leibkonnad osutuvad (formaalse kriteeriumi järgi) vaeseks.

Kõik järgmised selles artiklis esitatud arutelud käsitlevad suhtelist tuluvaesust (kui pole muud märgitud).

Vaesus Eestis eri tarbimiskaalude kasutamisel

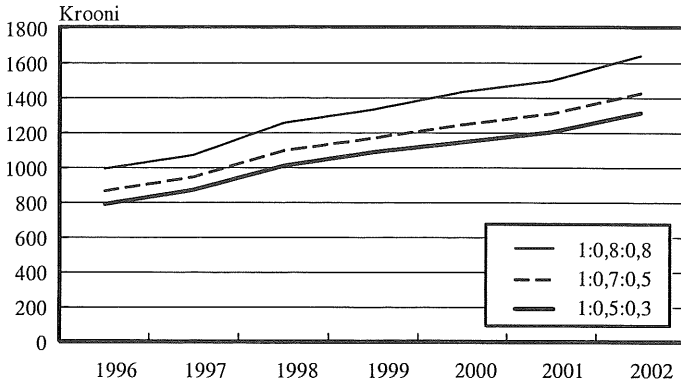
Tabelis 2 ja joonisel 2 on suhteline vaesuspiir määratud kui 60% tarbimisüksuste sissetulekute mediaanist. See ongi üks kõige sagedamini kasutatavaid suhtelise vaesuse määratlusi.

Tabel 2. Suhteline vaesuspiir eri tarbimiskaalude puhul ja THI

Aasta	Tarbimiskaalud, krooni			Tarbijahinnaindeksi (THI) kasv võrreldes eelmise aastaga, %
	1:0,8:0,8	1:0,7:0,5	1:0,5:0,3	
1996	791,30	866,20	995,10	
1997	874,24	946,94	1 074,04	11,2
1998	1 011,11	1 098,27	1 256,70	8,2
1999	1 089,46	1 170,00	1 334,31	3,3
2000	1 147,20	1 246,80	1 436,00	4,0
2001	1 206,33	1 310,72	1 500,00	5,8
2002	1 315,00	1 427,03	1 643,40	3,6

Selgub, et kõigi tarbimiskaalude puhul kasvab vaesuspiir aastatega enam-vähem ühtlaselt. Selle põhjuseks on nominaalsete sissetulekute üldine kasv, millest ühe osa hõlmab tarbijahinnaindeks (vt viimane veerg tabelis 2).

Joonis 2. Suhteline vaesuspiir



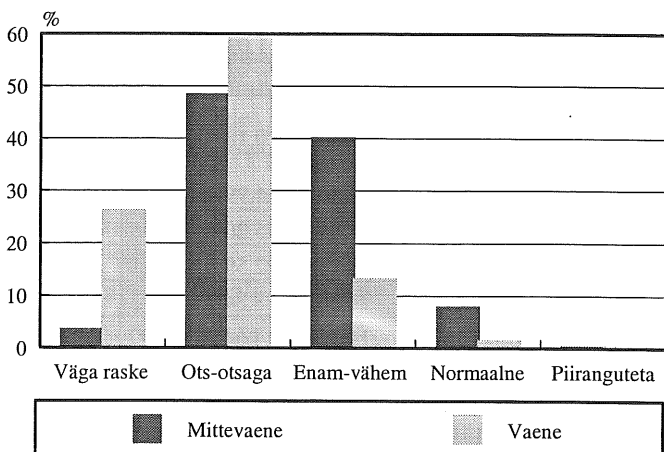
Korrigeerides arvatatud vaesuspiire hinnaindeksiga (st taandades 2002. aasta Eesti krooni ostujõu 1996. aasta tasemele), selgub, et reaalselt on suhteline vaesuspiir vaadeldava seitsme aasta jooksul suurenenud umbes 16–17%, mis vastab leibkonnaliikmete sissetulekute mediaani kasvule reaalhindades. Tabelist 3 ilmneb, et suhteliselt vaeste leibkondade osatähtsus sõltub kõige enam vaesuspiiri määratlusest, seejärel tarbimiskaaludest ja muutub aja jooksul kaunis vähe.

Tabel 3. Suhteline sissetulekuvaesus (leibkonniti) eri tarbimiskaalude ja vaesuspiiride korral, 2000 ja 2002 (protsenti)

Vaesuspiir	50% mediaanist		60% mediaanist		70% mediaanist	
	2000	2002	2000	2002	2000	2002
Tarbimiskaalud						
1:0,8:0,8	9,62	9,87	14,95	14,36	20,76	20,05
1:0,7:0,5	8,90	9,34	14,64	14,00	21,63	21,68
1:0,5:0,3	9,26	9,59	16,13	16,70	26,28	26,32

Joonisel 3 on kõrvutatud objektiivselt mõõdetud suhteline tuluvaesus subjektiivse vaesusega. Järeldub, et ennast väga vaeseks pidavaid ja ka otsotsaga kokkutulevaid leibkondi leidub niihästi objektiivselt vaeste (s.o vaesuspiirist väiksema sissetulekuga) kui ka mittevaeste (s.o vaesuspiirist suurema sissetulekuga) leibkondade hulgas.

Joonis 3. Subjektiivne toimetuleku hinnang suhteliselt vaeste ja mittevaeste leibkondade puhul
(tarbimiskaalud 1:0,7:0,5)



Leibkondade suhtelise vaesuse risk sõltuvalt tarbimiskaaludest

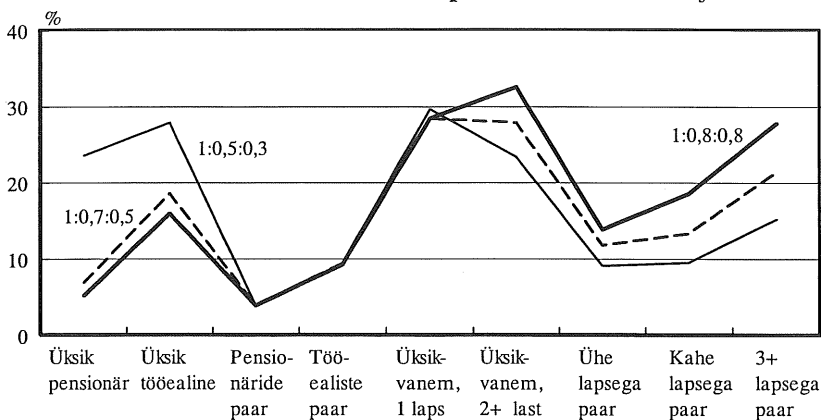
Leibkonna vaesusrisk, s.o tõenäosus sattuda allapoole vaesuspiiri, sõltub suurel määral leibkonna koosseisust (tabel 4 ja joonis 4).

Tabelist 4 ilmneb, et eri tarbimiskaalude kasutamise korral satuvad vaesusriski üsna erinevad leibkonnad (vt ka joonis 4).

Tabel 4. Vaeste osatähtsus eri tüüpi leibkondades, 2000 ja 2002

Tarbimiskaalud	1:0,8:0,8		1:0,7:0,5		1:0,5:0,3	
	2000	2002	2000	2002	2000	2002
Leibkonnad						
Üksik pensionär	5,12	5,23	9,15	6,93	22,90	23,58
Üksik tööealine	14,02	16,01	17,42	18,65	24,24	27,94
Pensionäride paar	2,24	3,94	2,24	3,94	2,41	3,94
Tööealiste paar	6,87	9,29	7,37	9,46	7,58	9,46
Ühe lapsega üksikvanem	25,91	28,45	22,28	28,45	22,28	29,68
Vähemalt kahe lapsega üksikvanem	48,05	32,58	38,65	27,93	30,88	23,42
Ühe lapsega paar	13,40	13,87	11,03	11,83	9,68	9,12
Kahe lapsega paar	21,58	18,60	17,79	13,37	14,76	9,53
Kolme või enama lapsega paar	34,13	27,80	20,18	21,45	14,20	15,23
Ala- ja täisealiste lastega paar	25,55	19,36	21,79	16,62	15,16	13,74
Kaks põlvkonda	14,69	14,81	15,20	14,96	14,45	15,27
Kolm põlvkonda	24,78	18,13	22,59	16,51	19,24	11,4
Muu	29,80	21,35	28,84	19,77	25,56	18,36
Kõik leibkonnad	14,95	14,36	14,64	14,00	16,13	16,70

Joonis 4. Vaeste osatähtsus eri tüüpi leibkondades, 2000 ja 2002



Tarbimiskaalude valikust sõltumata on kõige väiksema vaesusriskiga (st väikseima tõenäosusega sattuda vaesuspiirist allapoole) pensionäripaariid. Samas oleks ekslik arvata, et pensionäripaariid on jõukad — vastupidi, nende seas on väga vähe suure sissetulekuga leibkondi. Pensionäride sissetulekute jaotus on ühtlane, kuid pensioniga tagatud miinimumtase on küllaldane selleks, et kahe pensionäri peres ära hoida vaesust. Väga oluliselt sõltub aga tarbimiskaalude valikust üksikpensionäri, samuti üksiku tööealise vaesusrisk. Kui kasutada heaoluriigile omaseid tarbimiskaale, osutub viiendik üksikpensionäridest ja üle veerandi üksikutest tööealistest vaeseks.

Teine leibkonnatüüp, mille vaesusrisk tarbimiskaalude valikust oleneb, on lastega pered. Kui Eesti tarbimiskaalude korral on suurimas vaesusriskis mitme lapsega üksikvanema pered, kelle seast ligi kolmandik elas 2002. aastal vaesuses, ning peaaegu sama kõrge oli lasterikka pere vaesusrisk, siis heaoluriigile vastavate tarbimiskaalude kasutamisel väheneb lastega perede vaesusrisk märgatavalt, jäädes üldiselt allapoole kümnendikku ja olles vaid 15% isegi lasterikaste perede puhul.

Igasuguste kaalude puhul on aga kõrgeim vaesusrisk lapse ja lastega üksikvanema peres.

Missuguseid tarbimiskaale kasutada?

Esitatud arvutused kinnitavad seda, et võõritimõistmise vältimiseks tuleks kokku leppida ühe tarbimiskaalude komplekti kasutamises ja selle põhjal üheselt määratleda ka (absoluutse ja suhtelise vaesuse) vaesuspiir. Ilmselt on oma aja ära elanud kuus aastat tagasi absoluutse vaesuse defineerimisel tuletatud Eesti tarbimiskaalud, sest vahepeal on tarbimise struktuur muutunud (nende sobivusajaks pidasid autorid ka siis vaid viis aastat). Samas ei õigusta ennast tänase Eesti oludes heaoluriikide jaoks hästi sobiv tarbimiskaalude süsteem 1:0,5:0,3, sest see väärtustab väga vähe isiklikku tarbimist, mis meie oludes on arvestatava mõjuga leibkonna summaarsele tarbimisele. Suhtelise vaesuspiiri arvutamiseks on tänapäeva Eestis sobivaim võtta kasutusele tarbimiskaalude süsteem 1:0,7:0,5.

Täpsustamist vajab ka lapse vanusepiiri määratlus. Selles artiklis on lapseks loetud kuni 15-aastased (*incl*), alates 16. eluaastast on noore tarbimine võrdne täiskasvanu tarbimisega. Mõeldav on aga lapse vanusepiiri veelgi alandada, näiteks modifitseeritud *OECD* kaalude puhul on lapsed kuni 14-aastased leibkonnaliikmed. Suhtelise vaesuse piirina on mõeldav kasutada 60% mediaanist, mille järgi on vaeseid umbes 1/7 leibkondadest.

Eesti elanikkonna majandusliku olukorra muutumise jälgimiseks ei ole aga suhteline vaesuspiir küllalt tundlik vahend. Oleks tarvis arvutada ka absoluutne vaesuspiir, mis ühelt poolt seonduks seni kasutatuga, kuid võimaldaks arvestada muutunud kulutuste struktuuri. See aga vajaks põhjalikumat uuringut.

Autorid tänavad Mari Kreitzbergi asjalike soovitude ja paranduste eest.

Kirjandus

Leibkonna eelarve uuringute (HBS) andmed. Tallinn: Statistikaamet, 1996–2002

Leibkonna elujärg. 2002. *Household Living Niveau*. Tallinn: Statistikaamet, 2003

Poverty Reduction in Estonia. Ed. D. Kutsar, A. Trumm. Tartu, 1999

LEIBKONNA MAJANDUSLIKU OLUKORRA HINDAMISEST STRUKTUURIMUDELI NÄITEL

Aivi Themas
Tartu Ülikool

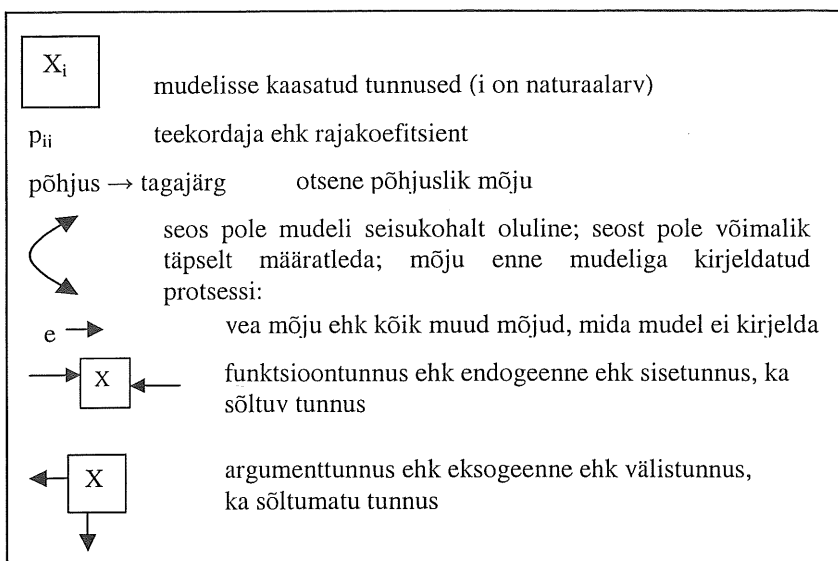
Struktuurivõrrandite mudelid

Struktuurivõrrandite mudelite analüüs on statistilise analüüsi meetod tunnustevahelisi seoseid kirjeldava mudeli hindamiseks. Tegemist on noore analüüsimeetodiga, mistõttu ei ole see meie uurijate hulgas eriti levinud. Struktuurivõrrandite mudel on levinud eelkõige sotsiaalteadustes ja meditsiinis, kuid kogub üha enam populaarsust ka muudes valdkondades.

Struktuurivõrrandite mudelite analüüs on võimas mitmese statistilise analüüsi tehnika, mis sisaldab erijuhtudena teisi tuntud analüüsimeetodeid, näiteks regressioonanalüüsi, faktoranalüüsi, kinnitavat faktoranalüüsi, teeanalüüsi jm. Seetõttu võikski pärast nimetatud meetodite rakendamist järgmise sammuna andmete analüüsimisel kasutada struktuurivõrrandite mudelite metoodikat.

Struktuurivõrrandite mudelite tehnika rakendamisel kasutavad uurijad hüpoteeside ja analüüsitulemuste illustreerimiseks diagramme. Kõige levinum on teediagrammi märgisüsteem, mis katab põhilised mudeli konstrueerimise ja hüpoteeside püstitamise vajadused.

Tabel 1. Teediagrammi märgisüsteem



Andmestik

Leibkonna majandusliku olukorra hindamiseks kasutatakse Statistikaameti leibkonna eelarve uuringu andmeid aastast 2000. Analüüsitakse lastega leibkondi. Lastega leibkonnad on need, kus on alla 18-aastasi liikmeid. Esialgne andmestik sisaldab 2343 leibkonda ja 49 tunnust. Tunnuste hulgas on nii pidevaid kui ka järjestustunnuseid. Andmete analüüsimisel on kasutatud statistikapaketti SAS.

Kasutatavatest tunnustest parema ülevaate saamiseks võib nad jagada gruppidesse:

- leibkonnapeaga seotud tunnused (nt vanus, sugu, haridus, aktiivsus jne);
- leibkonnaga seotud tunnused (nt liikmete arv, laste arv, töötavate ja töötute liikmete arv, kodune keel jm);

- leibkonna sissetulekuga seotud tunnused (nt kogu sissetulek, netotulu, palgast saadav sissetulek, tulu ühe inimese kohta);
- majandusliku olukorraga seotud tunnused (nt hinnang üldisele majanduslikule olukorrale ja selle muutusele ühe ja viie aasta jooksul, hinnang ostuvõimele);
- viimasesse gruppi jäid leibkonda üldiselt kirjeldavad tunnused (nt asula tüüp ja kodumasinat arv).

Analüüsi etapid

Analüüsi kaasatud tunnuste põhjal on eesmärgiks leida kompaktned struktuurivõrrandite mudel, mis kirjeldaks leibkonna majanduslikku olukorda. Reaalsete andmete põhjal mudeli leidmine jaotatakse kolme etappi:

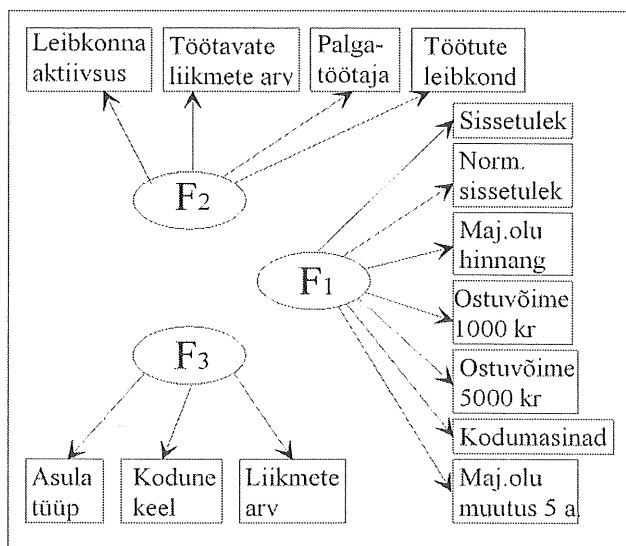
- 1) faktorite leidmiseks kasutatakse kirjeldavat faktoranalüüsi (mille eesmärgiks on saada kompaktned 3–5 faktoriga mudel);
- 2) faktoranalüüsi mudeli headust ja kooskõla kontrollitakse kinnitava faktoranalüüsiga (teise etapi eesmärk on esimeses etapis saadud mudeli sobivust hinnata);
- 3) faktoritevahelised seosed — leida struktuurimudel ja hinnata seda (kolmandas etapis pakuvad huvi faktoritevahelised seosed ja mudeli üldine sobivus).

Kirjeldav faktoranalüüs

Kirjeldava faktoranalüüsi eesmärk on olemasolevate tunnuste põhjal moodustada leibkonda kirjeldavad faktorid ning selekteerida dubleerivat ja omapärast infot kandvad tunnused. Selleks rakendatakse kirjeldava faktoranalüüsi meetodikat ja jäetakse samm-sammult välja omapärafaktoreid moodustavad tunnused ja samasse faktorisse koonduvad sarnase sisuinterpretatsiooniga tunnused.

Tulemuseks on kolme faktori ja 14 mõõdetud tunnusega mudel (joonis 1).

Joonis 1. Kirjeldava faktoranalüüsi mudel

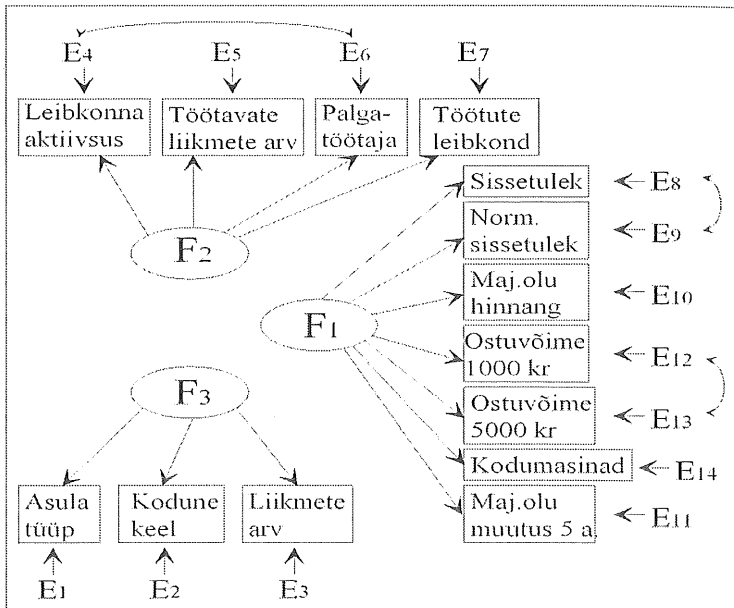


Faktor F3 joonisel 1 peegeldab leibkonna üldisi näitajaid — elukoht, kodune keel, liikmete arv. Faktor F2 kannab infot leibkonnaliikmete aktiivsuse kohta ning faktor F1 on tugevalt seotud leibkonna sissetuleku ja majandusliku olukorra näitajatega.

Kinnitav faktoranalüüs

Kinnitava faktoranalüüsi kasutamise eesmärk on kontrollida eelmises etapis saadud mudeli sobivust andmetega. Mudeli hindamise käigus kasutatakse Lagrange'i meetodi pakutud võimalusi mudelisse kovariatsioone lisada. Et mudeli interpreteerimise eesmärgil ei lubata eri faktoritesse kuuluvate tunnuste vahelisi kovariatsioone, faktorite omavahelisi kovariatsioone ega mõõdetud tunnuste seotust mitme faktoriga, saab mudeli parandamiseks lisada kolm kovariatsiooni tunnuste *sissetulek* ja *normaalse sissetuleku hinnang*, *ostuvõime 1000 krooni* ja *ostuvõime 5000 krooni* ning *leibkonnapea aktiivsus* ja *palgatöötaja* vahele.

Joonis 2. Kinnitava faktoranalüüsi mudel



Tabel 2. Kinnitava faktoranalüüsi tulemused

Sobivusindeks	Kinnitava FA mudel
Sobivusindeks (<i>Goodness of Fit Index, GFI</i>)	0,8926
Kohandatud sobivusindeks (<i>Adjusted GFI, AGFI</i>)	0,8476
Bentleri võrdlev sobivusindeks (<i>CFI</i>)	0,8610
Bentleri&Bonett' normeerimata indeks (<i>NNFI</i>)	0,8291

Kuigi ka pärast nimetatud kovariatsioonide mudelisse lisamist ei ületa ükski sobivusindeks (*GFI, AGFI, CFI, NNFI*) empiirilist kriteeriumi, milleks üldjuhul on 0,9, jääme saadud mudeli juurde. Näitajate madalaid väärtusi võib põhjendada sellega, et reaalselt on eri faktorite tunnused omavahel

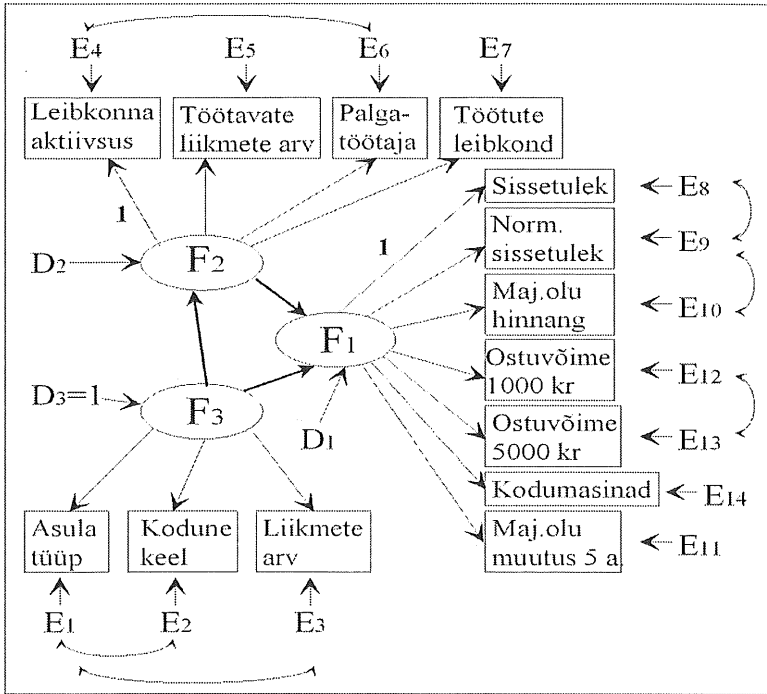
korreleeritud, kuid meie seda selles mudelis ei eelda. Oma osa on kindlasti ka faktoritevahelistel seostel, mida järgmise sammuna kohe hindama asume.

Struktuurimudeli hindamine

Struktuurimudeli hindamisel võetakse aluseks eelmises etapis täiendatud faktoranalüüsi mudel. Viimases etapis on põhieesmärk hinnata faktoritevahelisi seoseid. Selles mudelis on ainult kolm sisuliselt väga lihtsalt interpreteeritavat faktorit, mistõttu seosed faktorite vahel saab enne hindama asumist loogiliselt paika panna. Leibkonna elukoht ja liikmete arv mõjutavad leibkonnapea ja teiste liikmete aktiivsust ja sissetulekut, aktiivsete liikmete arv aga sissetulekute suurust ja hinnanguid majanduslikule olukorrale. Kokkuvõttes mõjutab faktor F3 faktorit F2 ja koos mõjutavad nad leibkonna majandusliku olukorra faktorit F1.

Kogu struktuurimudelit hindama asudes lisandub mudelisse veel kaks vajalikku korrelatsiooni, pärast seda muutuvad kõik seosed mudelis hinnatavateks. Hindamise seisukohalt on oluline siduda faktorid neile vastavate viiteindikaatoritega. Faktor F3 on välistunnus, mille tõttu on võimalik tema dispersioon üheks määrata, faktoritele F2 ja F1 aga määratakse viiteindikaatoriteks tunnused, millega nad kõige tugevamini seotud on. Mudeli hindamise käigus lisandus mudelisse kuues korrelatsioon tunnuste *normaalne sissetulek ja majandusliku olukorra hinnang* vahele.

Joonis 3. Leibkonna majandusliku olukorra hindamise struktuurimudel



Tabel 3. Struktuurimodeli hindamistulemused

Sobivusindeks	Struktuurimudel
Sobivusindeks (<i>GFI</i>)	0,9344
Kohandatud sobivusindeks (<i>AGFI</i>)	0,8987
Bentleri võrdlev sobivusindeks (<i>CFI</i>)	0,9277
Bentler & Bonnet' normeerimata indeks (<i>NNFI</i>)	0,9032

Pärast korrelatsioonide lisamist ja faktoritevaheliste seoste määramist on vaadeldud sobivusindeksid ületanud vajaliku empiirilise kriteeriumi 0,9. Struktuurimudeli korral pakuvad huvi just faktoritevahelised seosed. Siin on need järgmised:

$$F1 = 0,55(F2) - 0,27(F1) + 0,75$$

$$F2 = -0,22(F1) + 0,98$$

Leibkonna majandusliku olukorra ehk faktori F1 kirjeldatus on ligikaudu 45%.

Leibkonna aktiivsuse ehk faktori F2 kirjeldatus on 5%.

Kokkuvõte

Leibkonna majandusliku olukorra hindamiseks valiti esialgse 49 tunnuse seast välja kõige informatiivsemad, kasutades selleks kirjeldava faktoranalüüsi meetodit ja tunnuste sisulist tähendust. Lõpptulemusena hinnati leibkonna majanduslikku olukorda kirjeldav struktuurimudel 14 mõõdetud ja 3 latentse tunnusega. Saadud mudel on suhteliselt hea, kõik esitatud seosed mudelis on olulised ja hinnatud ning vaadeldud sobivusindeksid ületavad empiirilist kriteeriumi. Leibkonna aktiivsuse faktor ning taustafaktor kirjeldavad leibkonna majandusliku olukorra faktorist ligikaudu 45%.

Samas võib leiduda teisigi mudeleid, mis nende andmetega hästi sobivad. Niisiis pakub siin esitatud mudel vaid ühe võimaluse leibkonna majanduslikku olukorda mõjustavate faktorite hindamiseks.

Kirjandus

Bollen, Kenneth A. Structural Equations with Latent Variables, Wiley 1989.

Kline, Rex B. Principles and Practice of Structural Equation Modeling, The Guilford Press. New York, 1998.

Maruyama, Geoffrey M. Basics of Structural Equation Modeling, SAGE Publications, 1998.

Themas, Aivi. Struktuurimudeli koostamine leibkonna majandusliku olukorra hindamiseks. Bakalaureusetöö. Tartu, 2003.

LEIBKONNA ELUJÄRJE UURINGU TULEMUSTE TÄPSUSE HINDAMISEST

Ebu Tamm
Statistikaamet

Tõenäosuslike valikuuringute meetodika eeldab üldkogumi nimekirja ehk valimi freimi olemasolu, millest võetakse uuringu valim. Kui valikuuringu eesmärk on koguda informatsiooni leibkondade kohta, tuleks valim võtta leibkondade registrist. Leibkondade registri puudumisel peab kasutama mingit kaudset teed. Leibkonna elujärje uuringu leibkondade valimi saamiseks tõmmatakse leibkonnaliikmete registrist (rahvastikuregistrist) süstemaatiline kihtvalim, mida käsitletakse isikute lihtsa juhusliku kihtvalimina. Leibkondade valimisse kaasatakse valimisse sattunud isikute leibkonnad. Olgu mingi kihi leibkonnaliikmete üldkogumi maht N ja valimi maht n . Isiku kaasamistõenäosus on sel juhul $\pi_{isik} = n/N$. Lihtsa juhusliku isikuvalimi kaudu saadud leibkondade valimis sõltub leibkonna k kaasamistõenäosus π_k leibkonnaliikmete arvust q_k , $k = 1, 2, \dots, L$, kus L on leibkondade üldkogumi maht:

$$\pi_k \approx q_k \pi_{isik} = q_k \frac{n}{N}$$

ja leibkonna kaasamistõenäosuse pöördväärtus ehk leibkonna kaal vastavalt

$$w_k = \frac{N}{q_k n}$$

Leibkondade üldkogumi mingi näitaja, näiteks kogusissetuleku Y Horvitz-Thompsoni hinnangfunktsioon on

$$\hat{Y}_1 = \sum_{k=1}^n \frac{y_k}{\pi_k} = \sum_{k=1}^n w_k \cdot y_k = \sum_{k=1}^n \frac{N}{q_k n} y_k, \quad (1)$$

kus y_k on k -ndal leibkonnal mõõdetud tunnus (näiteks leibkonna sissetulek).

Lihtsa juhusliku isikuvalimi kaudu saadud leibkondade valim on mittevõrdsete kaasamistõenäosustega valim, mille puhul hinnangfunktsiooni (1) dispersiooni leidmine, st tulemuste kvaliteedi hindamine on keeruline. Suure üldkogumi ja väikese valimisuhte n/N puhul võib teha lihtsustava

eelduse ja kasutada Y hindamisel tagasipanekuga mittevõrdsete tõenäosustega hinnangfunktsiooni

$$\hat{Y}_2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \frac{y_k}{p_k} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \frac{N}{q_k} y_k, \quad (2)$$

kus $p_k = q_k \frac{1}{N}$ on leibkonna tuleku tõenäosus ühel tõmbel. Teine võimalus

on käsitleda uuringu üldkogumina mitte leibkondi, vaid leibkonnaliikmeid. Leibkondade andmed tuleb sel juhul läbi jagada vastava leibkonna liikmete arvuga. Kui k -ndal leibkonnal on mõõdetud y_k , siis selle leibkonna iga liikme osa sellest on y_k/q_k . On ilmne, et leibkondade üldkogumi tunnuse y kogusumma võrdub leibkonnaliikmete üldkogumi tunnuse y/q kogusummaga:

$$Y = \sum_{i=1}^L y_k = \sum_{i=1}^N \frac{y_k}{q_k}, \quad (3)$$

kus L on leibkondade koguarv.

Leibkonnaliikmete üldkogumi tunnuse $Y = y/q$ kogusumma hinnangfunktsioon on

$$\hat{Y}_3 = \frac{N}{n} \sum_{k=1}^n \frac{y_k}{q_k}. \quad (4)$$

Hinnangfunktsioonid (1), (2) ja (4) on ekvivalentsed. Koordnaitajate leidmisel ei ole vahet, kas käsitleda valimit tagasipanekuta või tagasipanekuga leibkondade valimina või hoopis isikuvalimina. Erinevad on nende hinnangfunktsioonide dispersioonid.

Hinnangfunktsiooni (2) (tagasipanekuga leibkondade valim) dispersioon $V(\hat{Y}_2)$ ja viimase hinnangfunktsiooni $\hat{V}(\hat{Y}_2)$ on vastavalt järgmised [1]:

$$V(\hat{Y}_2) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^L \left(\frac{y_k}{p_k} - \sum_{k=1}^L y_k \right)^2 p_k, \quad (5)$$

$$\hat{V}(\hat{Y}_2) = \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{y_k}{p_k} - \frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n} \right)^2. \quad (6)$$

Hinnangfunktsiooni (4) (isikute lihtne juhuslik valim) puhul vastavalt

$$V(\hat{Y}_3) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{N^2}{n} \times \frac{1}{N-1} \sum_{k=1}^N \left(\frac{y_k}{q_k} - \frac{\sum_{k=1}^N y_k}{N} \right)^2 = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{N^2}{n} S_1^2, \quad (7)$$

kus

$$S_1^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{k=1}^N \left(\frac{y_k}{q_k} - \frac{\sum_{k=1}^N y_k}{N} \right)^2$$

ja

$$\hat{V}(\hat{Y}_3) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{N^2}{n} \times \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{y_k}{q_k} - \frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n} \right)^2 = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{N^2}{n} S_2^2, \quad (8)$$

$$S_2^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{y_k}{q_k} - \frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n} \right)^2$$

Hinnangfunktsioonide dispersioonide võrdlemine

Arvestades võrdust (3) ja asjaolu, et tagasipanekuga valimi puhul on iga isiku tõmbe tõenäosus $1/N$ ja leibkonna tõmbe tõenäosus $p_k = q_k/N$, saame valemist (5)

$$\begin{aligned}
 V(\hat{Y}_2) &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^L \left(\frac{y_k}{p_k} - \sum_{k=1}^L y_k \right)^2 p_k = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^L \left(\frac{y_k}{q_k/N} - \sum_{k=1}^L y_k \right)^2 \frac{q_k}{N} = \\
 &= \frac{1}{nN} \sum_{k=1}^N \left(N \frac{y_k}{q_k} - \sum_{k=1}^N \frac{y_k}{q_k} \right)^2 = \frac{N}{n} \sum_{k=1}^N \left(\frac{y_k}{q_k} - \frac{\sum_{k=1}^N y_k}{N} \right)^2 = \frac{N(N-1)}{n} S_1^2.
 \end{aligned} \tag{9}$$

Dispersiooni (9) hinnangfunktsioon teiseneb kujule

$$\begin{aligned}
 \hat{V}(\hat{Y}_2) &= \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{y_k}{p_k} - \frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n} \right)^2 = \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{N}{q_k} y_k - \frac{\sum_{k=1}^n N y_k}{n} \right)^2 = \\
 &= \frac{1}{n} \times \frac{N^2}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{y_k}{q_k} - \frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n} \right)^2 = \frac{N^2}{n} S_2^2.
 \end{aligned} \tag{10}$$

Võrdustest (7) ja (9) saame

$$\frac{V(\hat{Y}_3)}{V(\hat{Y}_2)} = \frac{N-n}{N-1} < 1.$$

Seega on hinnangfunktsiooni (4) dispersioon väiksem kui hinnangfunktsioonil (2): $V(\hat{Y}_3) < V(\hat{Y}_2)$. Võrdustest (8) ja (10) saame seose ka vastavate hinnangfunktsioonide vahel:

$$\frac{\hat{V}(\hat{Y}_3)}{\hat{V}(\hat{Y}_2)} = \frac{N-n}{N} < 1, \text{ mis tähendab, et ka } \hat{V}(\hat{Y}_3) < \hat{V}(\hat{Y}_2).$$

Tagasipanekuga valimi dispersiooni universaalsus

Valemi (6) saab teisendada järgmisele kujule [2]:

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{Y}_2) &= \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{y_k}{p_k} - \frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n} \right)^2 = \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{N}{q_k} y_k - \frac{\sum_{k=1}^n \frac{N}{q_k} y_k}{n} \right)^2 = (11) \\ &= \frac{n}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{N}{q_k n} y_k - \frac{\sum_{k=1}^n \frac{N}{q_k n} y_k}{n} \right)^2 = n \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(w_k y_k - \frac{\sum_{k=1}^n w_k y_k}{n} \right)^2 = n S_3^2, \end{aligned}$$

kus $S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n \left(w_k y_k - \frac{\sum w_k y_k}{n} \right)^2$ on leibkondade valimi n

laiendatud andmete valimdispersioon. Sõnadega, kui suhe $\frac{N-n}{N-1}$ on küllalt

lähedane arvule 1, aga see juhtub siis, kui suhe $\frac{N}{n}$ on suur, võib mistahes

valikuuringu puhul üldkogumi kogusumma hinnangu dispersiooni hinnangut arvutada valemi (11) järgi, mis aga ei ole midagi muud, kui valimi mahu kordne laiendatud andmete valimdispersioon. Kui valimi iga elemendi laiendustegur (kaal) on teada, ei pea enam millelegi muule tähelepanu pöörama ega pea ka kasutama spetsiaalset valikuuringute jaoks mõeldud tarkvara. Valimdispersiooni arvutamist võimaldavad kõik andmebaasisüsteemid, Excelis saab seda teha funktsiooniga VAR. Peale selle ei pea valikuuringut korraldavatel statistikutel olema põhjalikke teadmisi valikuuringute teooriast.

Palgastatistika kasutab valikuuringut vähem kui 50 töötajaga ettevõtete, asutuste ja institutsioonide küsitlemisel. Enne valimi võtmist stratifitseeritakse selliste üksuste üldkogum ka tegevusala järgi 30 kihti. Järgnevas tabelis on toodud palgastatistika 2003. aasta III kvartali brutopalga kogusumma variatsioonikordajad arvatatuna 1) täpsete disainijärgsete valemite järgi ja 2) valemi (11) järgi.

	Tegelik variatsiooni- kordaja	Variatsiooni- kordaja, tagasipane- kuga valim
Tegevusalade keskmine	1,9	1,9
Põllumajandus ja jahindus	8,8	9,2
Metsamajandus	11,9	12,2
Kalapüük	8,2	8,5
Mäetööstus	1,1	2,9
Töötlev tööstus	2,9	3,1
Elektrienergia-, gaasi- ja veevarustus	2,9	3,0
Ehitus	8,0	8,3
Hulgi- ja jaekaubandus...	7,4	7,6
Hotellid ja restoranid	10,8	11,1
Veondus, laondus ja side	4,9	5,1
Finantsvahendus	18,6	18,9
Kinnisvara, rentimine ja äritegevus	7,3	7,6
Avalik haldus ja riigikaitse; kohustuslik sotsiaalkindlustus	0,0	0,0
Haridus	4,2	4,3
Tervishoid ja sotsiaalhoolekanne	2,0	2,0
Muu ühiskonna-, sotsiaal- ja isikuteenindus	5,9	6,1

Kirjandus

- Leibkonna eelarve uuring 2002. Metoodika ülevaade. *Household Budget Survey 2002. Methodological Report*. Tallinn: Statistikaamet, 2003.
- Särndal, C.-E., Swensson, B., Wretman, J. *Model Assisted Survey Sampling*. Springer-Verlag. New York, 1992.

KROONIKA

Kaitstud bakalaureusetööd

1. **Merike Hindrikson.** *Kordusmõõtmised.* Juhendaja M. Vähi.
2. **Inna Jermolajeva.** *Statistikaterminite sõnastik.* Juhendaja E.-M. Tiit.
3. **Karin Joala.** *Finantsturu mudelid ja delta-hedging.* Juhendaja K. Pärna.
4. **Mart Kals.** *Struktuurivõrrandite mudelid kooliõpetajate läbipõlemise analüüsil.* Juhendaja K. Fischer.
5. **Triin Kriisa.** *Puuduvate andmete käsitusmeetodid.* Juhendaja M. Vähi.
6. **Kirill Linnik.** *Indeksid ja hindade statistika. Indeksite analüüsi elemendid.* Juhendaja T. Nahtman.
7. **Keit Musting.** *Regressioonhinnangu nihe.* Juhendaja I. Traat.
8. **Rait Ress.** *Erinevaid prioriteetsusi ja funktsionaalsusastmeid omavate serveritega järjekorrasüsteemid.* Juhendaja K. Pärna.
9. **Olesja Zaporoštšenko.** *Heteroskedastiline regressioonimudel ja White'i test.* Juhendaja A.-M. Parring.
10. **Merilyn Zuts.** *Korduvmõõtmiste regressioonimudel.* Juhendaja A.-M. Parring.
11. **Aivi Themas.** *Struktuurimudeli koostamine leibkonna majandusliku olukorra hindamiseks.* Juhendaja E.-M. Tiit.
12. **Anet Tomberg.** *Parameetiline ja mitteparameetiline diskriminant-analüüs perekond Euphrasia andmetel.* Juhendaja S. Koskel.
13. **Kristel Tuisk.** *Lehmade tiinestumist mõjutavad tegurid.* Juhendaja T. Kaart.
14. **Triin Umbleja.** *Mitmetasandilised mudelid.* Juhendaja K. Fischer.
15. **Mirjam Vallas.** *Valla rahvastik praegu ja tulevikus (Haanja-Misso-Rõuge-Vastseliina vald).* Juhendaja M. Vähi.

Kaitstud magistritööd

Tartu Ülikooli matemaatilise statistika instituudis kaitsti 2003. aastal 10 magistritööd: kuuele kaitsjale omistati teadusmagistri kraad MSc matemaatilise statistika erialal, kolmele kutsemagistri kraad finants- ja kindlustusmatemaatika alal ja ühele rakendusstatistika erialal.

1. Natalja Jurevitš. *Rakendusstatistika algkursus*. Üldpõhimõtted. Õppevahend

Teaduskraad *magister scientiarum* matemaatilise statistika erialal

Juhendaja: dots Anne-Mai Parring

Oponent: prof Ene-Margit Tiit

Töö koosneb kahest osast: üldpõhimõtted (siin käsitletakse printsiipe, mille põhjal on koostatud õppevahend, ja oma kogemust selle kursuse loomisel) ja rakendusstatistika õpik näidete ja diagrammidega.

Magistritöö põhiosa on rakendusstatistika kursuse õpik. Tutvustatakse statistika elemente ja antakse oskusi statistika praktiliseks kasutamiseks. Kursus on mõeldud gümnaasiumidele (nt valikainena) või IT-alast kutsekeskharidust andvatele õppeasutustele. Praktikatundides kasutavad õpilased *MS Office* tarkvara. See tarkvara on lahtine, st vajalikke protseduure võib alati ise koostada, kasutades programmeerimiskeelt *Visual Basic for Applications*. Ka autor on loonud mõned sellised protseduurid, mis hõlbustavad töös kirjeldatud meetodite kasutamist.

Kursus läbib selliseid teemasid nagu *kirjeldav ja illustreeriv statistika, regressioonanalüüsi alused, aegridade teooria*. Tööle on lisatud ka ülesanded ja kirjeldus, kuidas on võimalik analüüsida *MS Excelis*; on autori koostatud protseduuride kirjeldused.

2. Annika Krutto. *Stabiilsete jaotuste parameetrite hindamine*

Teaduskraad *magister scientiarum* matemaatilise statistika erialal

Juhendaja: prof Tõnu Kollo

Oponent: doktorant Meelis Käärik

Stabiilsed jaotused on lai tõenäosusjaotuste klass, millel on palju matemaatiliselt huvitavaid omadusi. Selle klassi eristas Paul Levy aastal 1920, kui ta tegeles sõltumatute sama jaotusega juhuslike suuruste summa uurimisega. Tegemist on neljaparameetriliste jaotustega, mille tuntud erijuhud on Gaussi ehk normaaljaotus ja Cauchy jaotus. Stabiilsete jaotuste kasutamist praktikas takistab analüütiliselt esitatava tihedusfunktsiooni või jaotusfunktsiooni puudumine üldjuhul. See raskendab jaotuste parameetrite määramist, mis on vajalik modelleerimisülesannetes. Stabiilsed jaotused on sobivateks mudeliteks mitmes eluvaldkonnas, eelkõige füüsikas ja majandusteaduses. Viimastel aastakümnetel on esitatud stabiilsetest jaotustest palju uurimusi, kuid head lahendust parameetrite hindamiseks ei ole veel leitud.

Magistritöö eesmärk on leida stabiilsete jaotuste parameetrite hindamise meetod üldistatud momentide meetodil. Meetodi kasutamist praktikas raskendab sobivate argumentide leidmine, sest eri argumentide korral on hinnangud erinevad. Seega peale teoreetiliste avaldiste otsitakse võimalusi meetodi praktiliseks kasutamiseks.

Kokkuvõtteks võib öelda, et püstitatud eesmärk täideti. Töös on esitatud parameetrite hindamise teoreetiline meetod ja selgitatud argumente, kuidas meetodit on võimalik ka praktikas rakendada.

3. Kristi Lehto. *Retrospektiivsetele korduvmõõtmistele tuginevad laste ja noorukite kasvumudelid*

Teaduskraad *magister scientiarum* matemaatilise statistika erialal

Juhendaja: emeriitprof Ene-Margit Tiit

Oponent: dots Imbi Traat

Magistritöö kuulub andmeanalüüsi valdkonda ja käsitleb lähemalt korduvmõõtmiste analüüsi. Korduvmõõtmistega on tegu juhul, kui ühel indiviidil on andmestikus mitu kindla ajavahemiku tagant tehtud mõõtmist. Korduvmõõtmiste analüüsis on oluline roll erinevatel ajahetkedel sooritatud

mõõtmiste omavahelisel seosel. Töös on probleemiks korduvmõõtmistega andmestiku tagasivaatelisusest tulenev andmete kõikum kvaliteet. Sobiva matemaatilise meetodika korral on sellised andmed siiski kasutatavad niihästi kasvumodelite koostamiseks kui ka kasvuprotsessi seaduspärasuste jälgimiseks.

Antakse ülevaade uuritavast andmestikust ja korduvmõõtmiste analüüsisist süsteemi SAS MIXED protseduuriga. Erilist tähelepanu pööratakse korduvmõõtmisi arvestavaile kovariatsioonistruktuuridele.

Uuritakse 1- kuni 17-aastaste laste pikkuse ja kaalu kasvumudeleid. Sobitatakse eri kovariatsioonistruktuure ja valitakse iga mudeli korral sobivaim, leitakse parimad kasvumudelid. Vaadeldakse korduvmõõtmistevaheliste seoste tugevust ja kontrollitakse, kas laste kasvukiirus on aastati erinev.

4. Anne Selart. Asümmeetriline normaaljaotus tihedusfunktsioonide lähendamisel

Teaduskraad *magister scientiarum* matemaatilise statistika erialal

Juhendaja: prof Tõnu Kollo

Oponent: dots Anne-Mai Parring

Magistritöös arendatakse tihedusfunktsioonide lähendamise teooriat. Tihedusfunktsioone lähendada on statistikas vaja, kui järelduste tegemisel kasutatavate statistikute jaotus pole teada.

Töös antakse ülevaade ühe- ja mitmemõõtmelisest asümmeetrilisest normaaljaotusest. Esitatakse hii-ruut-meetod mitmemõõtmelise jaotuse parameetrite hindamiseks ja rakendatakse seda kahemõõtmelise asümmeetrilise normaaljaotuse parameetrite hindamisel.

Vaadeldakse kahe eridimensioonilise tihedusfunktsiooni vahelise seose leidmist. Esitatakse tundmatu tihedusfunktsiooni lähendid asümmeetrilise normaaljaotuse kaudu ja võrreldakse neid enamlevinud normaaljaotusel põhinevate lähenditega.

5. Artur Sepp. *Modeling Volatility Smiles via Jump-Diffusion Stochastic Volatility and Lévy Processes*

Teaduskraad *magister scientiarum* matemaatilise statistika erialal

Juhendajad: prof Kalev Pärna

prof Raul Kangro (Audentes Mainor Ülikool)

Töös vaadeldakse Euroopa-tüüpi optioone, mis annavad võimaluse realiseerida tulevikus mingit ostu-müügitehingut. Praktika näitab, et nendele optioonidele on omane nn *volatility smile* efekt, mis on vastuolus standardse Black-Scholes'i mudeli eeldusega, et aktivahinna protsessiks on konstantse volatiilsusega geomeetiline Browni liikumine. Seega on vaja uurida alternatiivseid protsesse aktivahinna modelleerimiseks.

Töös käsitletakse kolme tüüpi juhuslikke protsesse aktivahinna modelleerimiseks: 1) protsessid, mis sisaldavad juhuslikku volatiilsust ning juhusliku intensiivsusega hinnahüppeid; 2) protsessid, mis sisaldavad juhuslikku volatiilsust, hinnahüppeid ja lisaks ka volatiilsuse hüppeid; 3) *Lévy* protsessid (homogeense sõltumatu juurdekasvuga protsessid, mis lubavad 1. järku hüppeid).

Optiooni väärtus rahuldab nendel eeldustel mitmemõõtmelist mittelokaalset osatuletistega integraalvõrrandit, mis on varustatud algtingimusega. Selle võrrandi lahendamiseks rakendatakse *Fourier*'i teisendust ja leitakse analüütiline lahend *Fourier*'i ruumis. Optiooni hind arvutatakse *Fourier*'i pöördintegraali numbrilise arvutamise abil.

On välja töötatud kaks hindamisprobleemi lahendamise meetodit, millega üldistatakse varasemaid tulemusi selles valdkonnas. Detailselt käsitletakse *Fourier*'i integraalide numbrilist arvutamist. Hindamiseetod on realiseeritud C++ keeles ja on põhjalikult läbi uuritud. Arvutuste järgi on hindamiseetodid väga täpsed ja tõhusad. Saadud hindamisvalemeid on rakendatud *DAX*-optioonide (*DAX — The Deutscher Aktienindex*) andmestikul ja uuritud vaadeldavate protsesside võimet modelleerida *DAX*-optioonide volatiilsuse pindu. Tulemused näitavad, et hea kooskõla saamiseks peab aktivahinna protsessi mudel sisaldama nii juhuslikku volatiilsust kui ka hinnahüppeid.

6. Marek Tuul. *Parameeterfunktsioonide uusi kasutusvõimalusi biomeetrias*

Teaduskraad *magister scientiarum* matemaatilise statistika erialal

Juhendaja: dots Tõnu Möls

Oponent: lektor Märt Möls

Parameeterfunktsioonide oskuslik kasutamine lineaarses statistilises analüüsis avab uusi võimalusi biomeetrias. Käsitledes kovariatsioonanalüüsi mudeleid parameeterfunktsioonidena ja rakendades neile teatud lineaarseid operaatoreid, saab rohkem informatsiooni funktsioontunnuste kohta.

Magistritöös on esitatud diferentseerimis- ja Riemanni tüüpi integraaloperaatorite mõningaid kasutusvõimalusi. On käsitletud pideva tunnuse muutumiskiiruse ja -kiirenduse hindamist, aine koguse hindamist ebaühtlase jaotuse korral ruumis ja tunnuse perioodilise muutumise hindamist.

Töö lõpus on toodud meetodika ka üldisemal kujul. Väljatöötatud meetodeid on illustreeritud nii modelleeritud kui ka reaalsel andmetel põhinevate näidetega. Töö tulemused on rakendamisel Eesti Põllumajandusülikooli zoologia ja botaanika instituudi teadusuuringutes.

7. Kertu Fedotov. *Pensionikindlustuse mudelid Eesti andmetel*

Kutsemagistri kraad finants- ja kindlustusmatemaatika erialal

Juhendajad: prof Tõnu Kollo

prof Mart Sörg

Oponent: Hele-Liis Viirsalu

Magistrip projekti eesmärgiks on leida, kui suurt pensioni saab kindlustusselts annuiteedi ostjale maksta, arvestades algkapitali suurust ja suremustõenäosusi, mis on leitud Eesti andmetega kõige paremini sobivate suremust kirjeldavate mudelite abil.

Projektis tutvustatakse Eesti kolmesambalise pensionisüsteemi ülesehitust ja pensionikindlustuse olemust, antakse ülevaade pensionikindlustuses kasutatavatest mõistetest (intressimäär ja annuiteedid), tutvustatakse suremusseadusi, uuritakse suremust kõrges vanuses ning käsitletakse elukindlustuses kasutatavaid valemeid ja seoseid.

Näidatakse, kuidas kindlustusselts kasutab nimetatud põhimõtteid ja valemeid, et leida, kui suurt pensioni saab ta kindlustatule maksmata hakata, võttes arvesse algkapitali ja kindlustatu tulevast eluiga. Tulevase eluea prognoosimisel kasutatakse Statistikaameti andmeid ja Kannisto mudelit.

Töö tulemusena esitatakse eri tingimustega pensionikindluse mudelid, mida rakendatakse Eesti andmetele.

8. **Katrin Lokk.** *Kahe barjääriga riskiprotsessid*

Kutsemagister finants- ja kindlustusmatemaatika erialal

Juhendaja: prof Kalev Pärna

Oponent: prof Tõnu Kollo

Magistriprojekt on pühendatud finants- ja kindlustusmatemaatikas olulise juhusliku protsessi — riskiprotsessi — uurimisele. Klassikaliseks probleemiks riskiprotsesside uurimisel on laostumistõenäosuse uurimine, kus laostumise all mõistetakse riskiprotsessi väärtuse (näiteks kindlustuskompanii rikkuse) negatiivseks muutumist.

Töös on peale algkapitalist u madalama 0-nivoo uuritud ka teise (algkapitalist u kõrgema) nivoo v saavutamist. Osutub, et selline ülesanne pakub mitmesugustes olukordades ka reaalselt huvi. Kahe konkureeriva nivoo puhul on peamiseks hinnata tõenäosust, et üks kindel nivoo (näiteks ülemine nivoo v) saavutatakse enne kui teine (alumine) nivoo. Töös on küsimust uuritud kahel põhimõtteliselt erineval juhul: 1) riskiprotsessi suhteline turvalisa on positiivne ja 2) suhteline turvalisa on negatiivne. Esimesel juhul õnnestus saada suhteliselt lihtne vastus, mis taandab küsimuse tavalise laostumistõenäosuse leidmisele ehk ühe barjääriga ülesandele.

Tunduvalt keerukam on olukord negatiivse suhtelise turvalisa korral. Sel juhul on ülemise nivoo kitsendusteta saavutamise jaoks tuletatud täpne valem, mis sisaldab modifitseeritud Lundbergi kordajat. Ülemise nivoo esimesena saavutamise tõenäosuse jaoks on aga tuletatud nn taastumistüüpi integraalvõrrand (üks Volterra tüüpi integraalvõrrandite erijuht). Täpne lahend on saadud eksponentjaotusega nõuete korral. On uuritud ka laostumiste arvu jaotust lõpmata pika trajektoori korral.

9. Artur Sepp. *Analytical Pricing of Path-Dependent Options under Jump-Diffusion Processes: Application of Laplace Transform*

Kutsemagister finants- ja kindlustusmatemaatika erialal

Juhendajad: prof Kalev Pärna

prof Raul Kangro (Audentes Mainor Ülikool)

Töö on pühendanud alusvara hinna trajektoorist sõltuvate optioonide hindamisele. Peamise tähelepanu all on kahe barjääriga optioonid, mis võimaldavad tulevikus realiseerida mingit ostu-müügitehingut tingimusel, et aktivahind jääb ettemääratud hinnakoridori sisse või väljub sellest optiooni elu kestel. Seda tüüpi optioonid on muutunud likviidseteks, mistõttu on vaja välja töötada nende hindamise meetodid. On vaadeldud *lookback*-optioone, mille korral väljamakse sõltub alusvara hinnatrajektoori maksimumist või miinimumist.

Tõhusa ja realistliku hindamismudeli väljatöötamiseks eeldatakse, et aktiivahinna protsess koosneb regulaarsest difusioonist ja kaksik-eksponentjaotustega hüppeprotsessist. Optiooni väärtus rahuldab siis algtingimuse ja rajatingimustega mittelokaalset osatuletistega integraalvõrrandit. Selle võrrandi lahendamiseks rakendatakse *Laplace*'i teisendust ja leitakse analüütiline lahend *Laplace*'i ruumis. Optiooni hind arvutakse vastava lahendi numbrilise inversiooni abil. Asjakohased algoritmid on realiseeritud C++ keeles ja on hoolega testitud. Tulemuste järgi on lahendusmeetod tõhus ja täpne.

Töös antakse vastus mõnele optioonide hindamise aktuaalsele probleemile. Väljatöötatud meetodid on väga üldised ja neid saab rakendada ka teistsuguste barjäärioptioonide ning *lookback*-optioonide hindamiseks.

10. Ülle Kirsimägi. *Neerusiirdamine Eestis. Elulemusanalüüs*

Kutsemagistri kraad rakendusstatistika erialal

Juhendajad: lektor Ene Käärik

dots Krista Fischer

Oponent: emeritprof Ene-Margit Tiit

Projekt on seotud tänapäeva tipp tehnoloogial baseeruva kliinilise meditsiiniga, mis käsitleb elundite siirdamist ehk transplantatsiooni. Transplantatsioon on kroonilise neerupuudulikkuse lõppstaadiumis

tulemuslikem ja tunnustatuim ravimeetod, mis võimaldab patsiendil elada täisväärtuslikku elu. Aastatel 1968–2002 tehti Eestis 508 neerusiirdamist.

Antakse ülevaade Eestis tehtud neerusiirdamistest, hinnatakse patsiendi ja transplantaadi elulemust, käsitletakse transplantaadi elulemust eri neerusiirdamisperioodidel, uuritakse transplantaadi elulemust mõjutavaid riskitegureid.

Uuritud riskiteguritest osutusid transplantaadi kaotamise riski suurendavaks nii madal kui ka kõrge kehamassi indeks, eelnenud dialüüsravi kestus, transplantaadi hiline funktsioon ning äratõukeepisoodid nii varases kui hilises jälgimisperioodis. Riski vähendavaks ehk transplanteeritud neeru kaitsvaks osutus ravim *mükofenolaat mofetiil* raviskeemis.

Riskitegurite arvestamise tõttu saab kasutusele võtta profülaktilisi abinõusid nende vältimiseks. Paranevad ravitulemused.

Peale Tartus kaitstud kraadide lisandus Eestis ka üks biostatistika magister Belgias, Limburgi Ülikoolist:

11. Svetlana Bizjajeva. *Posterior Predictive Check for PK/PD models*

Juhendajad: prof M. Aerts (Limburgi Ülikool), E. Snoeck, P. Jacqmin

Tartu Ülikooli statistikaüliõpilaste auhinnad konkurssidel

- **Artur Sepp** — I auhind Teaduste Akadeemia üliõpilaste teadustööde 2003. aasta konkursil teadustöö "*Analytical Pricing of Path-Dependent Options under Jump-Diffusion Processes: Application of Laplace Transform*" eest.
- **Ülle Kirsimägi** — I preemia Haridus- ja Teadusministeeriumi üliõpilaste teadustööde 2003. aasta riiklikul konkursil arstiteaduste valdkonnas — "*Neerusiirdamine Eestis. Elulemusanalüüs*".
- **Anne Selart** — diplom Haridus- ja Teadusministeeriumi üliõpilaste teadustööde 2003. aasta riiklikul konkursil täppisteaduste valdkonnas — "*Asümmeetriline normaaljaotus tihedusfunktsioonide lähendamisel*".

