



SUOMEN TILASTOSEURAN VUOSIKIRJA 2019–2022

ÅRSBOK FÖR STATISTISKA SAMFUNDET
I FINLAND 2019–2022

THE YEARBOOK OF THE FINNISH
STATISTICAL SOCIETY 2019–2022

2023

Sisällys

Puheenjohtajan palsta	3
Iltapäiväseminaari 20.10.2022	
Aineistot, tilastotiede ja päätöksenteko	7
Syntyvyys on hankala mallinnettava	8
Nuorten pahoinvointi – kuka vastaa?	25
Huono metsäuutinen on paras metsäuutinen	35
Kommentti: Miksi ymmärryksemme on vajavaista?	44
Iltapäiväseminaari 3.12.2021	
Burden of disease and health related projections in Finland	
Tautitaakka ja terveyteen liittyvät ennusteet Suomessa	53
Opening of the seminar	53
Burden of disease in Finland	54
Socio-economic differences in burden of disease	54
Health impacts of air pollution	54
Obesity projections – introduction of the map application	55
How the risk factors of non-communicable diseases will develop by 2040?	56
The mobility of older adults: projections with intervention-based scenarios	56
Commentaries	57
Harhattomuusvaatimus johtaa harhaan – mitä tilalle?	
Vertaisarvioitu	60
Yliaktuaari Kyllikki Korpi – testamentti elää	73
Juristit ja numerot – tilastollisen lukutaidon merkityksestä oikeustieteissä	82
Kestävän kehityksen SDG-indikaattorit luovat perustaa uudelle globaalille tilastojärjestelmälle	92
Mitä on tilastotiede tekoälyn mielestä?	96
Leo Törnqvist -palkinto	101
GMAR- ja StMAR-mallin yleistäminen G-StMAR-malliksi	101
Väitöskirjapalkinto	108
Statistical inference for eye movement sequences using spatial and spatio-temporal point processes	108

Improving identification algorithms in causal inference	119
Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2019	127
Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2020	129
Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2021	131
Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2022	133
Gunnar Modeen -minnesmedaljen	136
Scandinavian Journal of Statistics	138
Myönnetyt palkinnot	139
Leo Törnqvist -palkinnot	139
Väitöskirjapalkinnot	141
Suomen Tilastoseuran julkaisuja	142
Tilastotieteellisiä tutkimuksia	143
Suomen Tilastoseuran vuosikirja	145
Muita julkaisuja	146

Puheenjohtajan palsta: Tehdään tästä numero

PEKKA PERE

TAMPEREEN YLIOPISTO

INFORMAATIOTEKNOLOGIAN JA VIESTINNÄN TIEDEKUNTA

Poikkeuksellinen. Myllertävä. Pitkä. Sellainen on ollut ajanjakso sitten viime vuosikirjan. Johtava lääkäri arvioi 24.1.2020, että todennäköisyys olisi yksi miljoonasta, että Ivalon terveyskeskukseen eristetyllä kiinalaisperheellä olisi koronavirus. Meni viisi päivää, ja kiinalaisturistilla todettiin koronavirus Lapin keskussairaalassa. COVID-19-pandemia tunkeutui Suomeen. Monilla työpaikoilla siirryttiin etätöihin, ja vanhoja tapoja ja käytäntöjä haudattiin tai muokattiin uuteen uskoon tartuntojen välttämiseksi. Tilastoseura toimi vastaavasti. Ajanjaksolle osui lisäksi tehtävävaihdoksia hallituksessa. Tilastoseura on silti saanut paljon aikaiseksi. Kiitän kaikkia hallituksessa ahertaneita ja erityisesti Pauliina Ilmosta puheenjohtajana toimimisesta.

Kaikki Tilastoseuran julkaisut vuosien varrelta (esim. vuosikirjat) digitoitiin vuoden 2019 aikana. Digitoituja julkaisuja voi lukea kuudessa vapaakappalekirjastossa sekä kahdessa muussa kirjastossa, jossa on vapaakappaletyöasema:

- Kansalliskirjasto
- Turun yliopiston kirjasto
- Jyväskylän yliopiston kirjasto
- Åbo Akademin kirjasto
- Oulun yliopiston kirjasto
- Itä-Suomen yliopiston kirjasto
- Eduskunnan kirjasto ja
- Kansallisen audiovisuaalisen instituutin kirjasto.

Kiitän Suomen tiedekustantajien liittoa avustuksesta, joka mahdollisti digitoinnin. Tekijänoikeussyistä digitoituja julkaisuja ei voi vielä lukea Tilastoseuran omilta sivuilta.

Tilastoseuran perustamisesta lähtien tärkeä toimintamuoto on ollut mahdollistaa tilastoalan asiantuntijoiden vapaamuotoinen yhteydenpito. Tilastoseuralalla on ollut tätä varten nimettynä erityinen tehtävä hallituksessa: klubimestari.

Tilastoseura elvytti perinteen ja valitsi vuoden 2019 hallitukseen klubimestarin, Lauri Viitasaaren. Tammikuun lopulla 2020 klubimestarimme järjesti seuran ensimmäiset afterit (afterwork-kokoontumisen).

Tilastoseura täytti kunnianarvoiset sata vuotta 2020. “Tilastomiehet” päättivät perustaa oman yhdistyksen Rautatiehallituksen tilastokonttorissa, Rautatien torin laidalla Helsingissä, 4.6.1920. Varsinainen perustava kokous oli 4.10.1920. Paikallaan on selvittää, että merkittävä osa “tilastomiehistä” oli naisia. Tarkoitus oli juhlia hienoa historiaamme keväällä 2020:



COVID-19-epidemia esti yhteenkokoontumisen, ja arvioimme, että verkossa pidetty juhlaseminaari ei toisi jäsenistöä yhteen riittävän arvoisella ja sosiaalisella tavalla. Jouduimme perumaan juhlat. Juhlimme 100+-vuotista historiaamme 8.–9.6.2023 päivitettyllä ohjelmalla.

Epidemiasta seurasi epidemiologian ja tilastotieteen media-arvon räjähtäminen. Puheenjohtajamme Pauliina Ilmonen oli kysytty kommentaattori, ja hänen tutkimusryhmänsä tuotti tietoa, jolla oli huomioarvoa. Tilasto- ja lääketieteen johdolla tiede ylipäänsä sai lisäarvostusta.

Epidemian loppumisen odottelu teki tauon seuran perinteisesti suosittuihin iltapäiväseminaareihin:

- Artificial intelligence & Statistics – Friends or Foes? 13.5.2019 (Aalto-yliopisto, Espoo).
- Kurkistuksia tulevaisuuteen – miten tilastoja hyödynnetään ennustamisessa? 27.9.2019 (Kuntatalo, Helsinki).
- Tilastotieteen iltapäivä – tilastotieteilijä/data-analyytikko työelämässä. 20.11.2019 (Tampereen yliopisto, Tampere).
- Vaaligallupit ja tilastot. 14.4.2021 (webinaari).
- Tilastot ja tiedolla johtaminen: miten tehostaa tietojen hyödyntämistä kuntatason tiedolla johtamisessa? 15.11.2021 (webinaari yhteistyössä Helsingin kaupungin kanssa).

-
- Tautitaakka ja terveyteen liittyvät ennusteet Suomessa – menetelmiä ja tuloksia. 3.12.2021 (webinaari yhteistyössä Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen kanssa).
 - Tilastotieteen monet kasvot. 16.2.2022 (webinaari).
 - Aineistot, tilastotiede ja päätöksenteko. 20.10.2022 (Tieteiden talo, Helsinki).

Jatkoimme iltapäiväseminaareja lopulta webinaareina. Nyt olemme pitäneet jo ensimmäisen perinteisen iltapäiväseminaarin luentosalissa.

Tilastot luovat yhteiskunnan ja ohjaavat sitä. Tilastotieteilijöitä on kuvattu demokratian vankimmaksi tukipilariksi. Moni uutinen viime vuosilta maailmalta on kertonut tilastotoimen painostamisesta tai virallisten tilastojen manipuloinnista vallanpitäjien mielestä paremmiksi. Esimerkiksi Kreikan tilastokeskuksen entinen presidentti Andreas Georgiou asetettiin 2011 Kreikassa syytteeseen liioiteltujen alijäämätietojen luovuttamisesta Eurostatille. Hänet on jo tuomittu kahdeksi vuodeksi vankilaan, mutta oikeudenkäynnit jatkuvat. Lukuisat tilastotieteelliset yhdistykset ja toimijat – muun muassa *American Statistical Association*, *International Statistical Institute* ja *Committee of Presidents of Statistical Societies* – ovat vaatineet, että oikeudenkäynnit presidentti Georgiouta vastaan pitää lopettaa. Tilastoseura yhtyi vaatimukseen lokakuussa 2021 (lausunto kotisivullamme). On hätkähdyttävää, että tilastotoimea painostetaan demokratian kehossa, Kreikassa.

Joulukuussa 2021 valmistui seuran monivuotinen projekti Tilastotieteen sanasto. Projekti sai alkusysäyksen yliopistonlehtori Petri Koistisen muistotilaisuudessa 2013 mutta käynnistyi varsinaisesti, kun syksyllä 2017 pyysin professori emeritus Juha Alhoa sanastotyöhön. Pyysimme työryhmäämme professori emeritus Elja Arjaksen sekä professori Esa Läärän, ja kokoustimme ensimmäisen kerran 16.10.2017. Neljän vuoden työn jälkeen sanasto valmistui. Se sai erittäin positiivisen vastaanoton. Twitterissä sanastoa kuvattiin suurtyöksi ja kansallisesti tärkeäksi tiedeteoksi. Tieteessä tapahtuu -lehden 2/2022 arvioissa toivottiin, että sanaston termistö tulisi alalle uudeksi standardiksi. Sanastosta kerrottiin myös Aamulehdessä 11.1.2022, Yleisradion Aristoteleen kantapää -radio-ohjelmassa 30.3.2022, Tampereen yliopiston Unit-lehdessä 12.5.2022 ja Helsingin yliopiston Yliopisto-lehdessä 5/2022. Ohessa uudistimme Kielitoimiston sanakirjan määritelmän odotusarvolle.

Uusi työryhmä jatkaa jo sanastotyötä. Ryhmään kuuluvat lisäksi professori Juha Karvanen, professori Lasse Leskelä ja professori emeritus Esa Läärä. Uusilla suomennoksilla täydennetty verkkosanasto julkaistaan piakkoin seuran kotisivulla. Kiitän Suomen tiedekustantajien liittoa avustuksesta verkkosanaston tekemiseksi.

Kun epidemia näytti rauhoittumisen merkkejä, seurasi uusi maailmaa järkyttänyt tapahtuma. Venäjä hyökkäsi Ukrainaan 24.2.2022. Tuomitsimme hyökkäyksen jyrkästi lausunnollamme 31.3.2022 (kotisivullamme).

Paljon muutakin on tehty ja tapahtunut. Tilastoseura sai sosiaalihuollituksen yliaktuaarina toimineen Kyllikki Korven testamentista 2018 varoja sosiaalitalojen kehittämiseen. Tilastoseuran entisen puheenjohtajan mukaan Korpi oli ”sydänjuuriaan myöten tilastoihminen”. Tilastoseura ohjasi varat Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen tutkimusprofessori Tarja Heinon projektiin. Hän kehitti varoilla tietopohjan lastensuojelun käyttöön pyrkien täyttämään Korven toiveen

mahdollisimman hyvin nykyjärjestelmien puitteissa. Heino kuvaa projektin tarkemmin toisaalla tässä vuosikirjassa.

Tieteellisten seurain valtuuskunta valitsi seuramme huhtikuun 2020 jäsen seuraksi ja kertoi Tilastoseurasta jäsen sivuillaan. Yhteistyö Biostatistiikan seuran kanssa nuorten tilastotieteilijöiden kokoontumisten järjestämisessä on jatkunut.

Tilastollinen lukutaito on tarpeen modernissa yhteiskunnassa. Kattojärjestömme Kansainvälisen tilastoinstituutin ISI:n tilastojen luku- ja käyttöprojekti, ISLP (*International Statistical Literacy Project*) pyrkii edistämään tilastollista ymmärrystä kansainvälisesti. ISLP:tä on johdettu Suomesta käsin jo usean vuoden ajan. Projektissa Tilastoseura panostaa erityisesti nuoriin muun muassa nuorten tilastokilpailuilla.

Seura on yhtä aktiivinen kuin jäsenistönsä. Tulkaa vuosikokoukseen, mukaan hallitukseen ja tarjotkaa käsikirjoituksia vuosikirjassa julkaistavaksi. Nykyiset etätyövälineet helpottavat toimintaan osallistumista mistä päin Suomea tahansa. Käsikirjoitukset voivat olla teoreettisia tai soveltavia. Tämä vuosikirjamme on ensimmäinen, joka on kokonaan taitettu Tilastoseuran omalla Latex-tyylillä ja jossa julkaistaan vertaisarvioitu artikkeli.

Pidän otsikon periaatteesta. Tilastoseuralla ei ole tunnuslausetta, mutta otsikko sopisi sellaiseksi. Soisin tilastotieteilijöiden muutenkin pitävän enemmän mekkalaa itsestään. COVID-19-epidemia nosti profiliamme. Jopa tilastotieteen sanasto on osoittautunut aiheeksi, josta media voi innostua. Puhalletaan torveemme yhä kovemmin. On tärkeää, että nuoret hahmottavat, että tilastotiede on demokratian peruspilari, datatieteellä maustettuna liike-elämän trendi, empiirisen tutkimuksen keskeinen työkalu ja ylipäänsä kaikkein jännittävin tiede.

Iltapäiväseminaari 20.10.2022

Aineistot, tilastotiede ja päätöksenteko

Pohjoismaiset tietojärjestelmät tarjoavat tukevan perustan yhteiskunnalliselle päätöksenteolle. Suomessa väestörekisteri, terveydenhuollon tietokannat ja metsien systemaattiset inventoinnit ovat esimerkkejä. Kukin on alallaan huomattavan laadukas, jos niitä verrataan esimerkiksi anglosaksisten maiden tai Keski-Euroopan vastaaviin.

Tästä vahvasta tietopohjasta huolimatta on hämmentävää, että monista julkisen debatin kohteista ei tunnu löytyvän yksimielisyyttä, ei sen enempää niiden nykytilasta kuin muutostrendeistäkään.

Tilastoseuran iltapäiväseminaarissa 20.10.2022 tarkasteltiin tätä yleistä problematiikkaa esimerkkien valossa. Mikä selittää sitä, että emme ymmärrä syntyvyyden suuria vaihteluita? Miksi onnellisen kansamme nuorten väitetään olevan yhä pahoinvoivampia? Ovatko metsämme muuttumassa monokulttuurisiksi hiilidioksidipäästöjen lähteiksi? Voidaanko näihin ilmiöihin vaikuttaa? Kuinka uskottavaa on, että vaikutusyritykset oikeasti toimivat? Mikä on median rooli?

Yhteistä ongelmille on se, että niissä joudutaan pohtimaan vaikutussuhteita tilanteissa, joissa kokeellinen tiedonkeruu ei ole helppoa tai edes mielekästä. Yhteiskunnallisten päätösten todelliset vaikutukset ilmenevät vasta vuosien jälkeen. Toisaalta uutta dataa kertyy erilaisiin tietojärjestelmiin ennennäkemätöntä vauhtia, mutta se voi olla peräisin lähteistä, joiden edustavuutta on vaikea arvioida. Miten tilastotiede voi tässä tilanteessa tukea päätöksentekoa? Vastaaiko nykyinen tilastotieteen alan koulutus näihin tarpeisiin?

Tämä luku sisältää artikkeleita seminaarissa puhuneilta professoreilta Juha Alho, Mervi Eerola, Annika Kangas ja Juha Karvanen.

Syntyvyys on hankala mallinnettava

JUHA ALHO

HELSINGIN YLIOPISTO, ETLA

Tiivistelmä

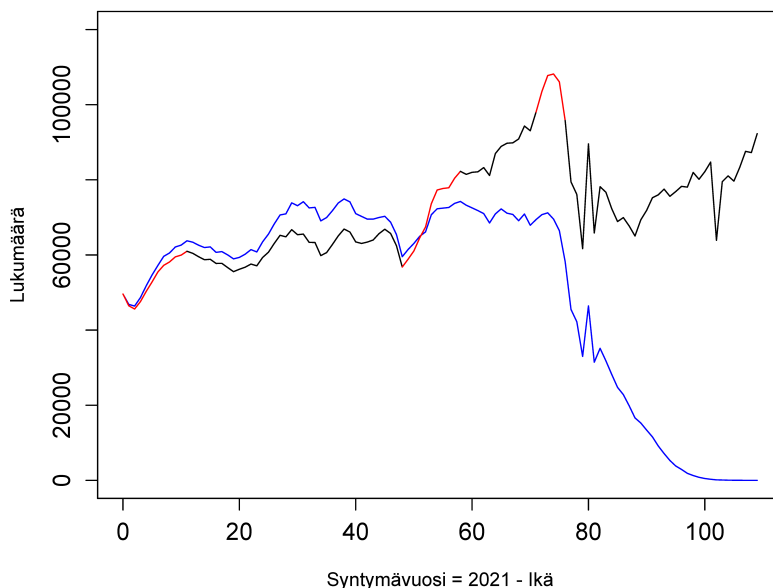
Suomen syntyvyys kääntyi vuoden 2010 tienoilla jyrkkään laskuun. Vuonna 2019 syntyi 45 613 lasta. Viimeisin tätä täpärästi alempi syntyneiden lukumäärä on nälkävuodelta 1868. Kokonaishedelmällisyys vuonna 2019 oli 1.35 lasta naista kohti, kun väestön uusiutuminen edellyttäisi noin 2.07 lasta naista kohti. Suomen väestötilastot ovat maailman huippuluokkaa. Tästä huolimatta ymmärryksemme väestön laskun syistä on puutteellista eikä muutoksia osata ennakoita. Kirjoituksessa pohditaan tilastotieteen näkökulmasta syitä sille miksi näin on. Viimeaikaista kehitystä peilataan vasten aiempia isoja syntyvyyden muutoksia Suomessa ja ulkomailla. Näitä ovat suurten ikäluokkien synty ja syntyvyyden romahdus 1970-luvulla. Käy ilmi, että maiden välillä on sekä merkittäviä yhtäläisyyksiä että merkittäviä eroja sekä syissä että ajoituksessa. Suomessa 2010-luvulla tapahtuneen syntyvyyden laskun taustalla näyttäisi olevan sekä talouden heikko kantokyky, julkisyhteisöjen ja kotitalouksien velkaantuminen että myös muutokset siinä, millaiseksi perheen rooli mielletään julkisessa keskustelussa. Lopuksi pohditaan matalan syntyvyyden merkitystä yhteiskunnallisten olojen näkökulmasta sekä tilastotieteen mahdollisuuksia edistää ilmiön parempaa ymmärtämistä.¹

Syntymät ja ikäjakauma

Kuvan 2.1.1 sininen käyrä esittää Suomen ikäjakaumaa vuoden 2021 lopussa. Toinen, enimmäkseen musta käyrä esittää syntymien lukumääriä vuosina 1912–2021 *käänteisessä aikajärjestyksessä*. Jos kukaan ei kuolisi ja muuttoliikettä ei olisi, niin käyrät olisivat samat. Käyriä vertailemalla näkee, miten edeltävien syntymien polku näkyy nykyisessä ikärakenteessa. – Vaikka väestön koon vaihtelut ovat sekä taloudellisesti että yleisemmin yhteiskunnallisesti kiinnostavia, tässä kirjoituksessa keskitytään ikärakenteeseen.

Syntymien käyrä alkaa oikealla vuodesta 1912 (joka vastaa ikää 109). Kansalaissota aiheutti piikin alas vuonna 1919. Syntymät vähenivät vuoteen 1933 eli talouslaman päättymiseen asti, minkä jälkeen alkoi nousu. Talvisota, välirauha ja jatkosota tuottivat käyrään alas-ylös-alas-piikit vuosina 1940–1942. Sodan jälkeen syntyivät niin sanotut suuret ikäluokat. Käyrässä vuosien 1945–1950 syntymät on merkitty punaisella ja niihin palataan tarkemmin alla luvussa 2.1.5. Suurten ikäluokkien jälkeen syntymät laskivat vaihtelevalla vauhdilla. Jyrkän laskun vuodet 1963–1973 on merkitty punaisella. Niihin palataan jäljempänä luvussa 2.1.6, sillä ne muodostavat sen periodin Suomen väestöhistoriassa, jota voi parhaiten verrata vuosien 2010–2021 romahdukseen, joka on huolenaiheena tätä kirjoitettaessa syksyllä 2022. Tätä periodia käsitellään tarkemmin luvussa 2.1.7.

¹Tutkimus on osa LIFECON-hanketta. Suomen Akatemian rahoituspäätos 345218. Kiitän Ronald Wimania ja Reijo Vannetta avusta lähteiden löytämisessä.



Kuva 2.1.1: Suomen ikäjakauma 2021 ja käänteiset syntymät 1912–2021.

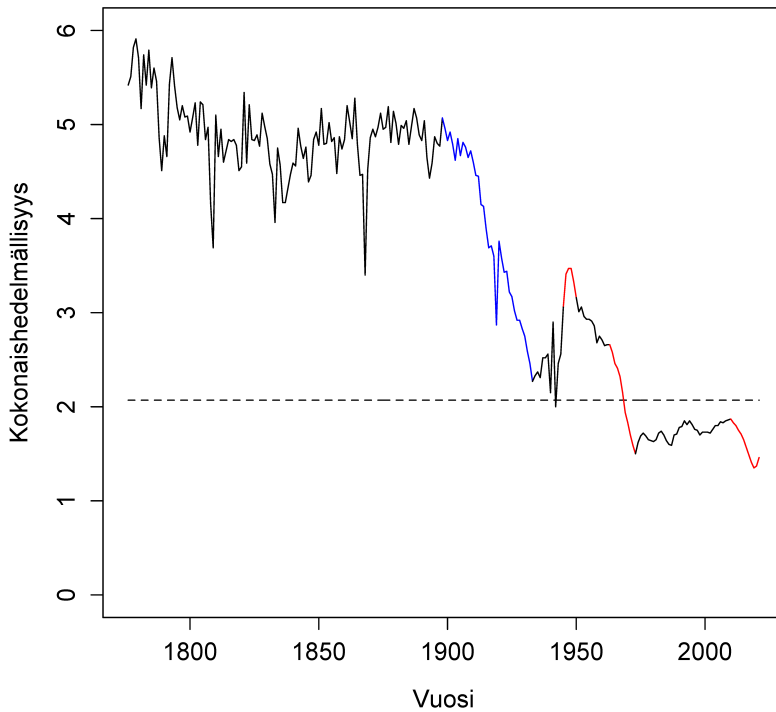
Kuva 2.1.1 kertoo paitsi syntyvyyden vaikutuksesta ikärakenteeseen, myös muuttoliikkeestä. Suomi muuttui 1970-luvulla muuttotappiomaasta muuttovoitomaaksi. Se, että sininen käyrä on alle 50-vuotiaiden ikäryhmässä korkeammalla kuin musta käyrä, johtuu nuoren väen muuttovoitosta. Seuraavassa muuttoliikettä ei tulla juuri käsittelemään, mutta on selvää, että muuttoliike voi vaikuttaa ikärakenteeseen merkittävällä tavalla. Esimerkiksi se, että ero mustan ja sinisen käyrän välillä on tavattoman suuri 50–70-vuotiaiden kohdalla johtuu kuolevuuden ohella Ruotsiin muutosta, joka on osaltaan madaltanut sinistä käyrää. – Eräät YK:n tekemät laskelmat (esim. Nations, 2000) on hieman harhaanjohtavasti tulkittu niin, ettei muuttoliikkeellä voisi olla tällaista merkitystä.

Tässä kirjoituksessa tarkastellaan niitä ongelmia, joita siniselle käyrä kuvaava yhteiskunta voi tulevaisuudessa kohdata mustan käyrän ja siihen mahdollisesti ilmaantuvien punaisten periodien takia. Seuraavassa kahdessa luvussa käsitellään kuitenkin ensin, taustaksi, syntyvyyden kuvaamisessa käytettäviä käsitteitä ja niiden tilastollisia piirteitä.

Kokonaishedelmällisyys on epästationaarinen prosessi

Hedelmällisyydellä viitataan syntymien intensiteettiin eri ikäryhmissä. Ikäryhmittäisten hedelmällisyyden lukujen summa on ns. *kokonaishedelmällisyys* (englanniksi *total fertility*), joka kertoo syntyvien lasten keskimäärän naista kohti (tästä tarkemmin luvussa 2.1.3).

Kuviossa 2.1.2 esitetään Suomen kokonaishedelmällisyys vuosilta 1776–2021. On kansainvälisesti aivan poikkeuksellista, että Suomesta on olemassa näin pitkä hedelmällisyyttä kuvaava aikasarja. Esimerkiksi Yhdysvalloista vastaavia tieto-



Kuva 2.1.2: Kokonaishedelmällisyys 1776–2021 ja uusiutumistaso (katkoviiva).

ja on vasta 1920-luvulta alkaen, ja nekin koskevat vain osaväestöä (ns. *birth registration area*, ks. Shryock et al., 1976). Yleisen käsityksen mukaan alun perin kirkonkirjoihin perustuvat aikasarjamme (ks. esim. Nieminen ja Markelin, 1974; Teräsvirta, 1987) ovat tilastollisessa mielessä laadukkaita. Tietyistä kuolevuuteen liittyvistä puutteistaan huolimatta ne näyttäisivät antavan luotettavan kuvan erityisesti hedelmällisyyden muutoksista (Pitkänen, 1977; Turpeinen, 1978).

Kuvasta 2.1.2 nähdään, että kokonaishedelmällisyys on aikasarjana *epästabiilinen*. Ei esimerkiksi ole olemassa mitään keskiarvoa, jonka ympärillä sarja enemmän tai vähemmän satunnaisesti heilahtelisi. Vakiintuneen väestötieteellisen ajattelutavan mukaan aikasarja voidaan jakaa kolmeen osaan. Keskelä, suunnilleen vuosina 1898–1933 (merkitty sinisellä) tapahtuu *siirtymä* (engl. *demographic transition*), jolloin sekä hedelmällisyys että kuolevuus laskevat aiemmalla korkealta tasolta pysyvästi matalammalle tasolle. Ennen siirtymää aikasarjassa nähdään suurta volatilitteettia eli *heiluntaa* ja poikkeavia havaintoja eli *oudokkeja*, niinkuin nykyisin sanotaan. Oudokit ovat monessa tapauksessa aiheutuneet sodista ja niihin liittyvistä epidemioista. Sääolosuhteet ovat vuosittain aiheuttaneet vaihtelua ravinnon laadussa ja määrässä, mikä on tuottanut heiluntaa. Traaginen esimerkki viime mainitusta on nälkävuoden 1868 kokonaishedelmällisyys 3.4, joka oli runsaan lapsen verran matalampi kuin edellisen ja seuraavan vuoden arvot.

Siirtymän aikana kokonaishedelmällisyys laski suunnilleen arvosta 5.0 alle arvon 2.5. Hedelmällisyys siis puolittui.

Siirtymän jälkeen hedelmällisyys oli korkeimmillaan 3.47 vuosina 1947–1948 ja matalimmillaan 1.35 vuonna 2019. Ennakkotiedot vuodelta 2022 näyttävät johtavan samaan matalaan arvoon.

Aikasarjatutkijalle sarjassa siis näkyy kolme periodia. Valitettavasti ne kaikki näyttävät erikseenkin tarkasteltuina epästationaarisilta: ennen siirtymää tämä aiheutui lähinnä oudokeista, siirtymän aikana oli trendinomainen lasku, ja siirtymän jälkeenkin on vaikea määrittää keskiarvoa, jonka ympärillä sarja satunnaisesti vaihtelisi.

Kun tarkastellaan siirtymän jälkeistä aikaa noin vuodesta 1930 eteenpäin, sarjan mallintajalla on houkutus lyhentää tarkastelujaksoa edelleen. Esimerkiksi vuonna 2010 olisi luultavasti tuntunut mielekkäältä rajata aineisto vuosiin 1970–2010. Käyttämällä R:n `auto.arima`-funktioita identifioiduksi olisi tullut ARIMA(0,1,0)-malli, ts. puhdas satunnaiskulku, joka sekin on epästationaarinen. Mallin pohjalta laskettu piste-ennuste vuodelle 2021 olisi ollut 1.87 ja 95 %:n ennusteväli [1.55, 2.19]. Vaikka toteutunut arvo 1.46 on ennustevälin ulkopuolella, analyysia voi jälkikäteenkin pitää realistisen tuntuksena, sillä olisihan alaraja 1.55 varoittanut päätöksentekijää matalan hedelmällisyyden mahdollisuudesta. Mallinnus on kuitenkin pulmallinen sen takia, että havaintojakson rajoitus on tehty sulkemalla tarkastelusta pois isoimmat siirtymän jälkeiset hedelmällisyyden muutokset. Tämä on johtanut epävarmuuden aliarviointiin.

Kokonaishedelmällisyys on kaikilla tarkastelluilla havaintoperiodeilla tilastotieteellisessä mielessä epästationaarinen. Väestötieteessä stationaarisuudella on toinen merkitys. Sillä viitataan ikäjakaumaan, joka syntyy asymptootisesti, mikäli kuolevuus ei muutu ajassa, syntymien määrä on yhtä suuri kuin kuoleiden määrä, ja väestö on suljettu muuttoliikkeelta. Mitkään näistä ehdoista eivät päde reaali maailmassa, joten väestön ikäjakaumakin on epästationaarinen – termin väestötieteellisessä merkityksessä.

Väestötieteen piirissä on vankka usko siihen, että kaikki väestöt käyvät läpi väestöllisen siirtymän. Siirtyminen on kuitenkin varsin monimuotoinen ilmiö. Kun se Suomessa alkoi vuoden 1890 jälkeen, niin Ranskassa se alkoi sata vuotta aiemmin. Maailmanlaajuisesti tarkasteltuna siirtymisprosessi on kestänyt jo runsaat 200 vuotta, kun monin paikoin Afrikassa se on vasta käynnistymässä. Kausaalianalyysin näkökulmasta tämä on pulmallista, sillä kun teknologiat siirtyvät edistyneimmistä maista laajemmalle, eri yhteisöjen taloudelliset polut eivät ole identtisiä. Yksinkertaisimmillaan väestöllisen siirtymisprosessin ajatellaan syntyvän siitä, että kun kuolevuus vähenee talouden tuottavuuden, koulutuksen ja hygieenisten olojen paranemisen takia, vanhemmat eivät tarvitse vanhuutensa turvaksi yhtä paljon jälkeläisiä kuin aiemmin ja syntyvyyttä rajoitetaan. Tämä sinänsä järkevältä kuulostava hypoteesi ei kuitenkaan näytä sopivan kovin hyvin kaikkiin maihin. Turpeinen, 1978 toteaa, että Suomessa hedelmällisyys on ajoittain noussut korkean kuolevuuden jälkeen. Kuvassa 2.1.2 tämän voi nähdä 1830-luvun alun ja vuoden 1868 jälkeisessä kehityksessä. Ranskassa 1800-luvun alussa alkanut hedelmällisyyden lasku tapahtui samanaikaisesti kuolevuuden laskun kanssa, joskin niin, että rikkaimmilla alueilla lasku tapahtui aiemmin kuin köyhemmillä (van de Walle, 1978).

Kuvasta 2.1.2 käy ilmi, että vuodesta 1969 hedelmällisyys on ollut *alle uusiu-
tumistason*, jolloin kokonaishedelmällisyys olisi ≈ 2.07 . (Tämmöinen kummallisel-
selta näyttävä luku tulee siitä, että yhtä tyttöä kohti syntyy Suomessa noin
1.04–1.05 poikaa, ja siitä, että osa tyttövauvoista ei elä hedelmällisyydensä

loppuun asti. Usein mediassa esiintyvä arvo 2.1 uusiutumistasolle tulee siitä, että aiemmin kuolevuus oli korkeampaa. Suunnilleen oikea arvo se siis on edelleen.) Jäljempänä luvussa 2.1.8 käy ilmi, että uusiutumistason alittava hedelmällisyys tekee ikäjakaumasta vanhan.

Periodi- ja kohorttihedelmällisyys

Kuvassa 2.1.3 käytetään ns. Lexis-kuviota näyttämään miten periodi- ja kohorttinäkökulma eroavat toisistaan. Tarkastellaan ensiksi vaaka-akselilta kalenterivuotta t . Lasketaan pystyakselin suunnassa kussakin iässä x olevasta neliöstä (kuvassa esimerkin vuoksi hedelmällisyyksiät ovat 15–49) naisten synnyttämien lasten lukumäärä ja jaetaan se x -ikäisen naisväestön keskikoolla. Näin saadaan iän x ikäryhmittäinen hedelmällisyys. Näiden hedelmällisyyksien summa on kalenterivuoden t kokonaishedelmällisyys.

Vaikka kokonaishedelmällisyys lasketaan tavallisimmin edellä kuvatulla tavalla periodikohtaisesti, aina on ymmärretty, ettei näin saatu tunnusluku kuvaa minkään naiskohortin hedelmällisyyttä. Kyse on *synteettisestä tunnusluvusta*, joka kuvaa keskimääräisessä mielessä vuoden t hedelmällisyyttä. Kun halutaan ymmärtää naisten, miesten tai perheiden päätöksentekoa, on tarpeen seurata syntymäkohortteja, esimerkiksi niitä naisia, jotka syntyvät vuonna t . Kuvassa (siniset viivat) he tulevat matalimpaan hedelmällisyyksikään 15 vuonna $t + 15$ ja heidän hedelmällisyytensä päättyy iässä 50 vuonna $t + 50$. Heidän syntymänsä ja elinvuotensa kertyvät sinisissä suunnikkaissa, joista lasketaan ikäryhmittäiset hedelmällisyyshluvut. Nämä summaamalla saadaan kohortin kokonaishedelmällisyys eli lopullinen lapsiluku naista kohti.

Perinteisissä väestötieteen oppikirjoissa (mm. Pressat, 1972), joista kirjoittajakin 1970-luvulla imi ensimmäiset väestötieteelliset vaikutteensa, kohorttitarkastelun edut olivat keskeinen osa viestiä. Olihan selvää, että esimerkiksi hedelmällisyyden ymmärtämiseksi tulisi ymmärtää, miksi perheet haluavat lapsia ja miten lasten ajoitus vaikuttaa muuhun elämään.

Tätä näkökulmaa korosti mm. Norman B. Ryder. Princetonissa vuonna 1951 väitellyt Ryder kirjoitti useita laajasti siteerattuja kirjoituksia, joissa yhtäältä syvennettiin esimerkiksi sitä, miten oma elämänpolku vaikuttaa ajatteluun ja aiemmista normeista poikkeamiseen (Ryder, 1965), ja sitä millainen yhteys kohortti- ja periodikohtaisilla tunnusluvuilla on keskenään (Ryder, 1964). Näillä töillä on ollut vahva vaikutus väestötieteelliseen ajatteluun.

Kenties tuorein esimerkki on Bongaarts ja Feeney, 1998, jossa ehdotetaan yksinkertaisen translaatio- eli yhdensuuntaissiirtohypoteesin pohjalta, että periodikohtaisia kokonaishedelmällisyyksiä kannattaisi “justeerata” ottamalla huomioon äitien ikien muutokset kalenterivuodesta toiseen. Yhdensuuntaissiirron nopeuden mittariksi on esitetty hedelmällisyyden keski-ikä (tai kuten alkuperäisessä kirjoituksessa, ns. pariteettispesifejä keski-ikä). Ehdotus on saanut paljon kannattajia, mutta aivan kaikki eivät ole tulleet ajatelleeksi, että justeerauksen perustana oleva yhdensuuntaissiirtohypoteesi ei esimerkiksi Suomessa ole viime vuosikymmeninä pätenyt. Vaikka hedelmällisyyden keski-ikä onkin taasisesti kasvanut, niin yhdensuuntaissiirtoa ei ole tapahtunut.

Jätän tässä pariteettiin liittyvät asiat sivuun, mutta jo peruskoulumatemaatiikalla voidaan osoittaa, että hedelmällisyyden keski-ikä nousu voi liittyä joko lopullisen lapsiluvun laskuun tai kasvuun. Yleistä yhteyttä lasten saannin “lykkäykseen” tai “aikaistamiseen” ei ole.

Ryder oli hyvin perillä siitä, että kohorttitarkasteluiden empiirinen läpivienti olisi vaikeaa, mutta ehkä häneltäkin jäi loppuun asti ajattelematta se, että kohortin hedelmällisyyspäätösten toteutumisen seuraaminen vie vähimmillään 20 vuotta, ja jos tarkkoja tuloksia halutaan, niin 30 vuotta. Kun kullakin hetkellä kiinnostavin osa kohorttikokemuksesta on arvailujen varassa, ei ole helppoa perustaa tilastollista mallinnusta vain osittain havaittuihin kokemuksiin. Esimerkiksi juuri nyt kiinnostaa se, miten iässä 25 olevat naiset tulevat käyttäytymään seuraavan 20 vuoden kuluessa.

Näiden vaikeuksien edessä kirjoittaja myöntää resignoituneensa asenteeseen, että empiirisessä mallinnuksessa ei ole viisasta ripustautua kovin jyrkällä tavalla ennako-olettamuksiin, vaikka ne näyttäisivät hyvinkin perustelluilta. Tästä seuraavaksi:

Anekdootti 1. Pascal K. Whelpton (1893–1964) oli eräs keskeisistä yhdysvaltalaisista väestöntutkijoista, joka ponnisteli parempien väestöaineistojen keräämisen puolesta. Hän lienee myös ensimmäisiä, joka aloitti lapsitoiveita koskevien väestöluotausten teon. Whelpton oli keskeinen toimija siinä, että American Institute of Public Opinion alkoi tutkia asiaa vuosina 1941 ja 1945. Vastaaajilta kysyttiin muun muassa: “Mikä on mielestänne ihanteellisen perheen koko – mies, vaimo ja montako lasta?” Vuonna 1941 keskimääräinen lasten lukumäärä oli 2.97 mutta vuoteen 1945 mennessä luku oli 3.30. Whelpton, 1947 ei kuitenkaan uskonut tuloksia: “... voihan olla, että suunta on kohti isompia perheitä. On kuitenkin luultavampaa, että muutaman vuoden päästä luotaukset tuotavat ennemmin vuoden 1941 kaltaisia tuloksia kuin vuoden 1945.” Whelpton perusteli uskomustaan mm. sillä, että sodan aikana naisten työhön osallistuminen kasvoi, kaupungistuminen eteni ja tieto ehkäisymenetelmien käytöstä lisääntyi. Luotaukset olivat tällä kertaa kuitenkin oikeassa, ja kokonaishedelmällisyys nousi häkellyttävän nopeasti raportin kirjoitusvuoden 1945 arvosta 2.4 sen julkaisuvuoden 1947 lukuun 3.2.

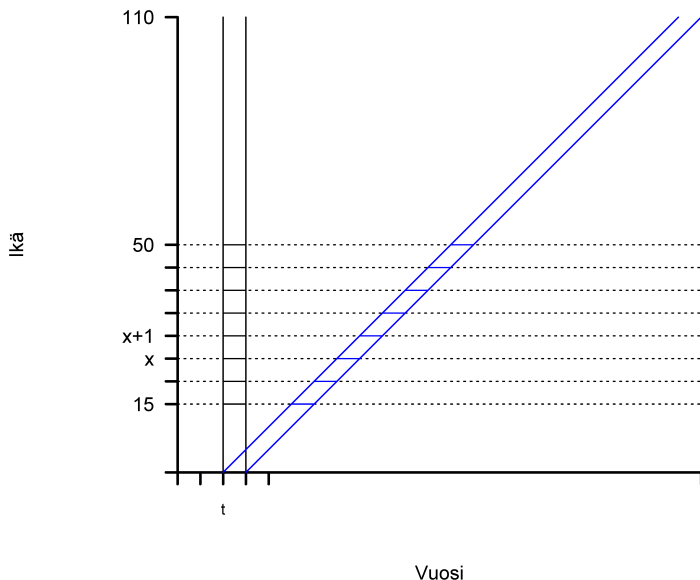
Kun tämä yllätys tapahtui, ajan parhaat amerikkalaiset väestötieteilijät tulkitisivat tapahtumat niin, että hedelmällisyysikäiset kohortit olisivat “aikaistaneet” lapsensaantiaan. Jälkikäteen tiedetään, että näin ei ollut: myös kohorttien lopullinen lapsiluku kohosi merkittävästi.

Vuosi, ikä ja yksilöiden piirteet hedelmällisyyden selittäjinä

Vaikka sen enempää kohorttitutkimusten teoreettisesta arvosta kuin niiden tekemisen vaikeudesta ei ole epäilystä, ajat ovat sikäli muuttuneet, että laskentakapasiteetin kasvun myötä tarjolle ovat tulleet yksilötason tietoja sisältävät otos- ja rekisteritietokannat. Suomessa edellytykset tällaiseen tutkimukseen ovat erityisen hyvät – ei vähiten siksi, että meillä on pitkään ollut loistava väestörekisteri! Ei ole epäilystä, etteikö tietomme hedelmällisyyteen vaikuttavista tekijöistä tarkennu näillä työkaluilla. Tässä mielessä Ryderin tutkimusohjelma on voimissaan.

Laskentakapasiteetin ja tallennuskapasiteetin kasvu ei kuitenkaan sellaiseenaan riitä. Havainnollistan tätä esimerkiksi, jossa on kuitenkin mukana tärkeimmät elementit, joita mallinnuksessa tavallisesti käytetään.

Yksinkertaistettu esimerkki. Olkoon Y_{ixt} vuonna t iässä x olevalle henkilölle i syntyvien lasten lukumäärä. Oletetaan, että sillä on Poisson-jakauma $Y_{ixt} \sim$



Kuva 2.1.3: Lexis-kuvio periodi- ja kohorttilähestymistavoista.

$Po(E_{ixt})$, missä odotusarvo on loglineaarista muotoa

$$\log(E_{ixt}) = g(t) + \beta_x + \gamma^T \mathbf{Z}_{ixt} + \epsilon_t. \quad (2.1.1)$$

Tässä $g(t)$ in *aikatrendi*, joka mallinnuksessa on lyhyillä havaintoväleillä vakio, vähän pitemmällä viivallinen ja yleisessä tapauksessa sileä. Parametrit β_x (missä edellisen kuvion mukaan olisi $x = 15, \dots, 49$) ovat *ikävaikutuksia*: hedelmällisyys vaihtelee voimakkaasti iän funktiona. Vektori γ sisältää *regressiokertoimet*, jotka kertovat, miten yksilön piirteet vaikuttavat hedelmällisyyteen. Viimeinen termi ϵ_t kuvaa satunnaista vaihtelua trendin ympärillä vuodesta seuraavaan. Tällainen termi on välttämätön, sillä Poisson-vaihtelu ei riitä lähimainkaan selittämään sitä vaihtelua, jota syntymien käyrässä tai kokonaishedelmällisyydessä ja syntymissä on havaittu (vrt. Pollard, 1973). Usein mallinnuksessa oletetaan, että vuosivaikutuksilla ϵ_t on normaalijakauma.²

Menemättä yksityiskohtiin on selvää, että jälkikäteenkään (ts. kun havainnot on jo tehty) aikatrendi ei yleensä riitä kuvaamaan vuotuisen vaihtelun heilahduksia. Tästä syystä termit ϵ_t on mallinnettava yleensä nekin epästationaarisella tai ainakin voimakkaasti autokorreloituneella prosessilla.

Yksilöaineistoja käytettäessä kiinnostus on yleensä selittäjissä \mathbf{Z}_{txi} , jotka voidaan liittää yksilöön. Tietojen saatavuus on aina merkittävä rajoitus, mutta seuraavassa on listattu yleisesti käytettyjä: koulutustaso, tulotaso, työtilanne, siviilisääty, aiempien lasten lukumäärä, aika edellisestä synnytyksestä, asu-

²Identifioituvuus edellyttää lisäehtoja, esim. $\sum_x \beta_x = 0$; ikävaikutuksia voidaan täydentää kohorttivaikutuksilla; selittäjät saatetaan keskistää; vaihtoehtona normaalijakaumalle voitaisiin olettaa, että suhteellisella vaihtelulla on gamma-jakauma jne. Kyseessä on ns. yleistetty lineaarinen sekamalli.

mismuoto, asuinpaikka, uskonnollinen suuntautuminen, tyytyväisyys omaan elämään, huoli ympäristön tilasta. Näiden lisäksi sosiaalisen, taloudellisen, fyysisen tai geografisen lähiympäristön muutoksia pyritään yleisesti käyttämään selittäjinä.

Suomalaisittain on syytä tuoda esille, että edesmennyt akateemikko Erik Allardt ymmärsi, ensimmäisten joukossa, 1970-luvun töissään laajentaa aiemmin käytettyjen demografisten ja taloudellisten selittäjien listaa kohti sekä fyysistä ympäristöä että yksilön tuntemuksia koskevia tunnuslukuja. Allardtin käsitteet *having*, *loving*, *being* ovat jääneet elämään tämän laajennetun käsitteistön tunnuksiksi (ks. esim. Uusitalo ja Simpura, 2020).

Edellä kuvatun tyyppisillä yksilötason tutkimuksiin on mielenkiintoa sekä akateemisesti että median kannalta. On kuitenkin hyvä pitää mielessä, että niissä kyetään lähinnä erittelemään sitä, miksi kohortin jotkin naiset saavat enemmän lapsia kuin toiset: onko varakkaiden naisten lapsiluku lopulta suurempi vai pienempi kuin vähävaraisten, kuinka koulutuksen hankkiminen vaikuttaa lastensaannin ajoitukseen ja lopulliseen lapsilukuun? Kyse on siis sen selvittämisestä, mitkä syyt tuottavat *eroja kohortin sisällä* koskien lopullisessa lapsiluvussa.

Vaikka lopullinen lapsiluku ja periodihedelmällisyys ovat (jo Ryderin kuvamalla tavalla) yhteydessä toisiinsa, yhteys on perin väljä ja jättää sijaa isoille vuosimuutoksille. Periodihedelmällisyys määrittää sitä, kuinka monta oppilasta aloittaa koulun oppivelvollisuuden alkaessa, kuinka monille tulisi olla paikka korkeakouluissa tai myöhemmin, kuinka monta henkilöä siirtyy työvoimasta eläkkeensaajiksi. Näiden kysymysten kannalta olennainen epävarmuudenlähde on siis *vuosittaisissa syntymissä* ja niiden sattumanvaraisessa vaihtelussa, joita yllä kuvaa ϵ_t . Vaihtelu ei redusoidu taustatekijöihin Z_{ixt} tai niiden muutoksiin. Kyse on *jaetuista asennemuutoksista*, joita ei yleensä ole osattu ennakoida – eikä aina jälkikäteenkään selittää.

Seuraavassa palataan kuvan 2.1.1 syntyvyyskäyrän kolmeen punaiseen osuuteen tästä näkökulmasta. Pohdin, millaiset tekijät ovat vaikuttaneet suuriin, makrotason muutoksiin. Tarkoituksena on tuoda esiin, minkä suuruusluokan tekijät ovat osaltaan tuottaneet nämä kolme syntyvyysaikasarjamme oudokkia.

Suuret ikäluokat 1945-1950

Melko yleinen käsitys on, että suuret ikäluokat olisivat syntyneet siksi, että sodan aikana olisi jäänyt syntymättä lapsia, jotka sitten olisi saatu heti sodan jälkeen. Sotavuosina 1940–1944 syntyi kuitenkin 372 644 lasta, kun vuosina 1935–1939 syntymiä oli vähemmän: 366 015. Syntymien lykkäämisestä ei siis ollut kysymys. Se, että Suomen väestö kasvoi sotavuosina, oli hyvin tiedossa (Lento, 1946). Sota toki vaikutti muuten keskeisellä tavalla.

Talvisodassa Suomi menetti (105 päivän aikana) noin 27 000 kaatunutta ja jatkosodassa vuosina 1940–1944 noin 63 000 lisää, pääasiassa 20–25 -vuotiaita hyväkuntoisia miehiä. Kuvasta 2.1.1 nähdään, että kaatuneiden yhteismäärä 90 000 vastasi suurin piirtein puoltatoista syntymä-vuosiluokkaa tai vajaata kolmea poikien syntymä-vuosiluokkaa. Tämän päälle tuli vielä noin 200 000 haavoittunutta. Sodan jälkeen vallitsi yleinen hätä koskien kansakunnan selviämistä. – Tätä kirjoitettaessa vuonna 2022 onkin hätkähdyttävää ajatella, että Suomen itsenäistymisestä oli sodan päättyessä kulunut vain runsaat 25 vuotta!

“Lapsi isänmaalle” tai oikeammin “Neljäs lapsi isänmaalle” oli julkisuudessa hyväksytty normi. Kodinperustamislainat, asutustilojen perustaminen rintamamiehille ja evakoille, lapsi- ja äitiysavustukset jne. olivat vilkkaan ja myönteis-

sen keskustelun kohteena. “Jos yhteiskunta kerran tunnustaa, että lasten kasvattaminen on kansalaisvelvollisuus, niin [...] aiheutuvien kustannusten täytyy mahdollisimman tasan jakaantua yhteiskunnan jäsenten kesken” (Maalaisliiton tuolloinen puheenjohtaja V.J. Sukselainen, 1946).

Pronatalistinen ilmapiiri näkyi konkreettisina toimenpiteinä. Esimerkiksi Väestöliitto perustettiin vuonna 1941 ja lapsilisiä alettiin maksaa 1948. Ja vielä suomalainen innovaatio *äitiyspakkaus*, josta tuli universaali etu kaikille äideille 1949!

Tuntuu selvältä, että kun koettu hätä kansakunnan selviämisestä, pronatalistinen julkinen keskustelu ja valtiovallan toimenpiteet kaikki vaikuttivat samaan suuntaan, niin ne ovat vaikuttaneet syntymien määrän kasvuun. Ilmiö oli kuitenkin myös kansainvälinen. Tästä alempana kaksi esimerkkiä, mutta ensin vielä:

Anekdootti 2. Talvisodan jälkeen laadittiin pika-asutuslaki evakkojen asuttamiseksi. Vuonna 1945 sitä täydennettiin maanhankintalailla, jonka toteutuksesta vastasi Maatalousministeriön asutusasiainosasto. Osaston päällikkönä toimi Veikko Vennamo, joka saatetaan vielä muistaa Suomen Maaseudun Puolueen pitkäaikaisena puheenjohtajana. Puolue hajosi sisäisiin ristiriitoihin 1995, ja sen perustalle syntyi nykyinen Perussuomalaiset. Tämä poliittinen liike on siis tavallaan toiminut suurten ikäluokkien kättilönä.

Esimerkki 1: Yhdysvaltojen Baby Boom. Wikipedia kertoo, että Yhdysvallat menetti toisessa maailmansodassa noin 407 000 kaatunutta. Jos lukua verataan vuotuisten syntymien määrään, joka 1940-luvulla oli noin 3 miljoonaa, nähdään, että suhteelliset tappiot olivat Suomeen verrattuna noin 1/10. Sodalla olikin Yhdysvalloissa myös – ehkä voi sanoa ennen muuta – taloudellinen luonne. Sotatieteellisuuden käynnistyminen Pearl Harborin hyökkäyksen jälkeen näkyi siinä, että 1941–1943 BKT kasvoi noin 17–18 % vuosittain, kun se ennen sotaa oli kasvanut noin 8 % vuosittain. Tästä huolimatta Yhdysvalloissa koettiin iso *Baby Boom*, joka alkoi heti sodan jälkeen, mutta jonka korkein arvo oli 3.6 vasta vuonna 1957. Kuten edellä kuvattiin, syntyvyyden kasvun alettua sitä pidettiin tilapäisenä ajoitusilmiönä. Kuitenkin, kun korkea syntyvyys oli kestänyt runsaat 10 vuotta, tulkinta muuttui ja syntyvyyden arveltiin pysyvän korkealla tasolla. Esimerkiksi vuonna 1958 julkaistussa ennusteessa ylin vaihtoehto kokonaishedelmällisyydelle vuonna 1978 oli 4.0 ja alin 2.6. Havaittu (*native white*) arvo oli kuitenkin vain 1.7.

Esimerkki 2: Ruotsi ja Eurooppa. Toinen maailmansota kosketti Ruotsia vain välillisesti: Wikipedian mukaan sodan aiheuttamia kuolemia olisi ollut 100. Tästä huolimatta myös Ruotsissa kokonaishedelmällisyys nousi jyrkästi vuoden 1934 arvosta 1.7 vuoden 1945 arvoon 2.6. Tämän jälkeen seurasi lasku, mutta vuonna 1964 oli *toinen piikki* 2.45. (ks. esim. Stanfors, 2006) Vuosina 1946 ja 1964 havaittiin vaihtelevan korkuiset piikit myös Belgiassa, Englannissa, Hollannissa, Italiassa, Ranskassa ja Saksassa. (I.n.e.d., 1976)

On varmaankin perusteltua pitää Suomen ja esimerkkien 1 ja 2 kokemuksia siinä määrin yhtenäisenä ilmiönä, että kaikkiin voidaan viitata “suurina ikäluokkina”. On kuitenkin selvää, että ilmiöissä on runsaasti maakohtaisia erityispiirteitä. Syntyvyyden tilastotieteellinen mallintaja joutuu myöntymään siihen, että yhteen maahan sopivat kausaalipäätelyt eivät välttämättä sovi sellaisenaan toiseen.

Romahdus 1973

Suuret ikäluokat tyrehtyivät 1950-luvun alkupuolella, kun korkeaa hedelmällisyyttä tukevat prosessit eivät enää tuntuneet mielekkäiltä. Talouskasvu oli kuitenkin Suomessa, niin kuin muuallakin teollistuneissa maissa, voimakasta 1960-luvulla: BKT/capita kasvoi 4.4 %/vuosi (Pohjola, 2017). Talouskasvun ajatellaan usein tukevan hedelmällisyyden kasvua, mutta voi käydä niinkin, että vaurastuminen luo uusia kulutusmahdollisuuksia ja tulos on päinvastainen. Joka tapauksessa Suomessa hedelmällisyys laski trendinomaisesti.

Keskeinen makrotason muutos, joka voidaan liittää 1960- ja 1970-lukujen syntyvyyteen, on talouden rakennemuutos. Maatalouden osuus BKT:sta laski 36 %:sta noin 10 %:iin vuosina 1960–1975. Ajalle oli tyypillistä maatalouden ylituotanto ja työttömyys. Teollisuus, kauppa ja palvelut tarjosivat paremman elannon kuin maatalous. Arviolta 300 000 maa- ja metsätaloustyöntekijää vaihtoi alaa. Piti muuttaa kaupunkeihin, mutta puuttui asuntoja. Syntyi asuntopula, jota korosti sekin, että vuoden 1950 tienoilla syntyneet hakeutuivat vuoden 1970 tienoilla työelämään ja opiskelemaan. Ruotsi oli aina tiedetty rikkaammaksi, mutta erot kielessä ja kulttuurissa olivat riittäneet estämään muuttoa. Nyt työntäviä voimia oli enemmän. Kun tarinat hyvistä kokemuksista (merkittävästi korkeammat palkat ja realistinen mahdollisuus hankkia uusi auto) levisivät (ks. esim. Wiman, 1975), syntyi purskeenomainen muuttoaalto. Maasta muutti vuosina 1969–1970 noin 107 000 henkilöä, kun maahan muutti vain 31 000. Menetyksensä oli siis syntymävuosiluokan suuruinen.

Toisin kuin suurten ikäluokkien syntyessä julkinen keskustelu ei 1960- ja 1970-luvuilla ollut erityisen perhekeskeinen. Mieluummin leimallista oli nuorisokulttuurin nousu sekä kapinointi vanhempia ja yhteiskunnan instituutioita vastaan. Ilmiö oli kansainvälinen. Englantilainen ja amerikkalainen pop-musiikki syrjäytti kaikkialla kotimaiset suosikit, ja opiskelijamellakoita nähtiin Berkeleystä Pariisiin, Berliinistä Tokioon – ja lopulta Vanhalla ylioppilastalolla Helsingissäkin. Kotomaamme silloisia tunnelmia on kuvattu musiikin, romaanin ja elokuvan keinoin:

Anekdootti 3. Hectorin vuonna 1973 julkaistussa Lumi teki enkelin eteiseen -laulussa “Toiset lähtee kuuhun ja toiset Ruotsiin, Toisilla vaan pienempi palkka on, Isä lähti viis vuotta sitten Ruotsiin, Äiti oli silloin jo onneton”. Heikki Turusen vuonna 1976 julkaisemassa Kivenpyörittäjän kylä -romaanissa keskuksenhenkilö Pekka saapuu Ruotsista takaisin kotikyläänsä Pohjois-Karjalaan oranssin värisellä Volvolla. Dialogi auttaa ymmärtämään sitäkin, miksi monet palasivat Ruotsin reissultaan muutaman vuoden kuluttua takaisin. (Markku Pölönen ohjasi kirjasta onnistuneen elokuvan 1995.) Mikko Niskasen elokuva Käpy selän alla vuodelta 1966 kuvaa hivelevästi sitä, miten nuorisokulttuuri siivilöityi Helsingin opiskelijaelämään ja luonnon helmaan Keski-Suomessa. Käsitellään siinä hedelmällisyyttäkin!

Kun Suomessa havaittiin syntyvyyden nopea lasku ja maastamuuton voimakas nousu, niin siihen reagoitiin tuohon aikaan muodissa olleen suunnitteluoptimismin hengessä. Valtioneuvoston kanslia perusti työryhmän selvittämään, miten tulisi reagoida. Väestöennusteiden laadinnan järjestäminen -niminen raportti (Väestöennusteryhmä, 1973) on nykysilmin häkellyttävää luettavaa. Keskeinen viesti oli, että “sivustakatsojan ennusteet” tulisi korvata “asiaanvaikuttajan ennusteilla”, joissa yhteiskunta asettaisi väestökehitykselle tavoitteita, joita yhteiskuntapoliittisin keinoin toteutettaisiin. Raportin pohjalta aloitettujen väestösuunnitteiden teosta luovuttiin vähin äänin, kun huomattiin projektin epärea-

listisuus.

Vastaava syntyvyyden lasku tapahtui 1970-luvulla muuallakin. Perinteisesti pronatalistisessa Ranskassa kansallinen väestöntutkimuslaitos laati 1976 valtionhallintoa varten varsin perusteellisen katsauksen syntyvyyden kehitykseen teollistuneissa maissa. Eräs keskeinen johtopäätös oli, että yritykset vaikuttaa syntyvyyden kehitykseen taloudellisin keinoin eivät yleensä ole olleet menestyksellisiä maissa, joissa niitä on kokeiltu. (I.n.e.d., 1976) Tämä johtopäätös näyttää edelleen huomionarvoiselta, joskin monet reunaehdot ovat toisenlaisia kuin tuohon aikaan.

Syntyvyyden lasku 2010-2021

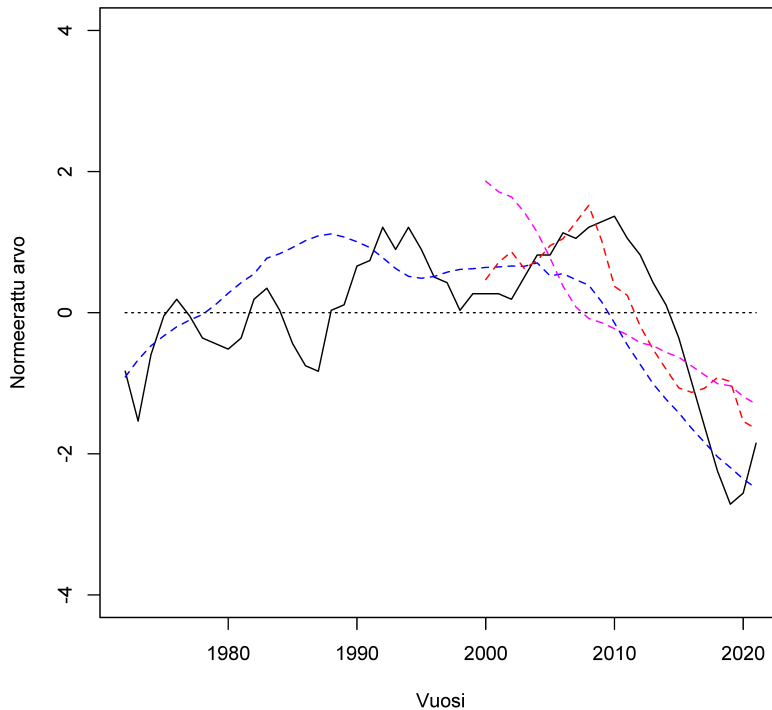
Edellä on käyty läpi syitä isoille syntyvyyden muutoksille. Näistä tarkasteluista voi vetää metodologisen ohjenuoran, että isoille makrotason muutoksille tulisi etsiä isoja makrotason syitä. Suurten ikäluokkien kohdalla sota oli keskeisin syytekijä ja 1970-luvun romahduksen kohdalla talouden rakennemuutos. Erilaisia välittäviä ja täydentäviä tekijöitä on kummassakin tapauksessa runsaasti, mitä kansainväliset vertailut korostavat. Sitten on vielä sellainenkin, äkkiseltään oudolta kuulostava kysymys: mistä tietää, että juuri nyt jokin merkittävä muutos on alkanut, päättynyt tai vielä meneillään?

Edellä on tästä kaksi esimerkkiä. Yhdysvalloissa ei uskottu koko suuriin ikäluokkiin ennen kuin niitä oli havaittu vuosikymmen. Silloin syntyvyyden nousu tulkittiin tason muutokseksi. Kunnes 1970-luvulla kävi selväksi, että kyseessä oli kuitenkin väistyvä ilmiö. Suomessa uskottiin hedelmällisyyden laskun mahdollisesti jatkuvan vuoden 1973 jälkeen (Tilastokeskus, 1974), vaikkei sitä pidetty kaikkein todennäköisimpänä vaihtoehtona. Perusteena viimemainitulle oli lähinnä se, että hedelmällisyys oli Suomessa tuohon aikaan Euroopan matalimpia eikä tälle näyttänyt olevan syytä. Hieman korkeampia tasoja pidettiin mahdollisina. Hedelmällisyyden lasku loppuikin uumoillulla tavalla, ja kokonaishedelmällisyyden taso nousi noin 0.3 lapsella pitkäksi aikaa. Nämä viimemainitut oletukset olivat oikean suuntaisia. (Sen sijaan muuttoliikeoletukset olivat aivan liian pessimistisiä ja ennusteet väestön koolle olivat karkeita aliarvioita.) Entä nyt?

Suomen taloudellisesta tilanteesta on vallinnut vuosikymmeniä *liioitellun optimistinen käsitys*. Merkkejä tilanteen huononemisesta oli havaittavissaa jo viitisentoista vuotta sitten (ks. esim. Riihelä Marja ja Vanne, 2011). Taustana on, että sen jälkeen kun vuoden 1970 paikkeilla suuret ikäluokat tulivat osaksi työvoimaa, Suomen huoltosuhde oli otollinen noin 40 vuotta, kunnes suuret ikäluokat eläköityivät noin vuosina 2005–2015. Edullinen huoltosuhde tarkoittaa sitä, että yhteiskunnan kulutusta kantava työväestö on iso osa koko väestöstä. Vaikka vuosina 1970–2010 oli lakkoja, devalvaatioita, lyhytaikaisia hallituksia, raaka-ainekriisejä jne., niin tilanne oli silti poikkeuksellisen hyvä. Oli totuttu siihen, että on varaa riidellä ja että on silti varaa luvata uusia etuuksia. Kun suuret ikäluokat siirtyivät eläkkeelle, niin tuottajista tuli kuluttajia. Rahaa ei enää ollutkaan. Oli vaikea luopua tehdyistä lupauksista ja vaikea luopua siitä, ettei uusia tehtäisi.

Ratkaisu on ollut *velanotto*. Aivan viime vuosina tätä on helpottanut se, että korot ovat olleet matalalla. Tämä on kuitenkin ollut suhdanneluonteinen asia, sillä kaikki ovat ymmärtäneet, että matalien korkojen aika on ollut historiallisesti poikkeuksellinen.

Kuvassa 2.1.4 on vertailtavuuden vuoksi esitetty aikasarjat normeerattuina siten, että kustakin on ensin vähennetty sarjan keskiarvo ja poikkeamat on jaet-



Kuva 2.1.4: Kokonaishedelmällisyys (musta) ja huoltosuhteen vastaluku (sini-
nen) 1972–2021, sekä julkisyhteisöjen bruttovelan vastaluku (punainen) ja koti-
taloituksen velkasuhteen vastaluku (violetti) 2000–2021. Kaikki mitat on ensin
normeerattu vähentämällä keskiarvo ja jakamalla hajonnalla.

tu sarjan keskihajonnalla. Syytekijöiksi ajatellut huoltosuhte ja velkasarjat on lisäksi esitetty vastalukuina, jolloin niiden muutokset näkyvät samansuuntaisina kuin hedelmällisyydenkin. Huoltosuhte on kuvassa määritelty niin, että huoltajat ovat 18–63 -vuotiaita, muut huollettavia. Julkisyhteisöjen bruttovelka on ns. *edp*- eli *excessive debt procedure* -velka suhteessa BKT:hen.³ Kotitalouksien pitämä velka on jaettu vuosituloilla, jolloin saadaan niiden velkasuhde.

Epästationaaristen sarjojen vertailussa on syytä olla tarkkana silloin kun uskottavaa kausaalisuhdetta ei ole. Tässä tapauksessa yhteys on kuitenkin kiistaton. Taloustieteissä on pitkään mallinnettu lasten hankkimista resurssien kulutuksen näkökulmasta (Schultz, 1981). Yhdessä muiden menojen kanssa, joihin on sitouduttu, nämä kulut voivat vaikuttaa lasten hankintaan, kun toisessa vaakakupissa ovat lasten tuottamat hyödyt. Nyky-Suomessa sitoumuksia on tehty paitsi eläkelupausten muodossa, mutta myös terveydenhuollon ja sosiaalihuollon palveluiden muodossa. Näihin jälkimmäisiin ei kuitenkaan ole samaan tapaan varauduttu kuin eläkkeisiin, osittaisella rahastoinnilla.

Edellä on korostettu sitä, että isoihin hedelmällisyyden muutoksiin ovat liit-

³Nettovelka on toinen juttu. Suomen kohdalla sen hahmottaminen on vaikeaa työeläkejärjestelmän osittaisen rahastoinnin takia.

tyneet tärkeällä tavalla julkisessa keskustelussa pinnalla olleet aiheet. Juuri nyt huoli luonnonvarojen ylikulutuksesta on yleisesti jaettu. *Maapallon ylikulutuspäivämäärä* (engl. *earth overshoot day*) oli viimeksi 28.07.22 ja Suomen osalta 31.03.22, eikä tietoisuus tästä ole ainakaan omiaan edistämään uusien kansalaisten tuottamista.

Tälle näennäisesti vastakkainen mutta vaikutuksiltaan samansuuntainen trendi on nuorten voimakas halu asua yksin erityisesti Suomessa (ks. esim. Glesstad Christiansen ja Keilman, 2013). *Yksinasuminen* on kiistatta luonnon kesävyyden kannalta ongelmallinen elämäntapa (ks. esim. O'Neill ja Chen, 2002). Yksinasujaremontoija havaitsee tämän itsekin, kun pyytää tarjouksia kylpyhuoneen tai keittiön kunnostamiseen tai vertailee sähkölaskuaan useamman hengen kotitalouksiin! Perhe-elämälle jää entistä vähemmän resursseja.

Kun Suomessa jatkosodan jälkeen yleisesti hyväksyttiin normi siitä, että lasten lukumäärää tulisi lisätä kansakunnan selviämisen turvaamiseksi, niin sotaa käymättömässä Ruotsissa oli varaa ajatella avarammin. Ruotsalaisen hyvinvointiyhteiskunnan keskeinen ideologi Alva Myrdal argumentoi, että enää ei tulisi ajatella, että *perhe on yhteiskuntaa varten*, vaan *yhteiskunta on perhettä varten* (Myrdal, 1944).

Kuten mm. yksinasumisen suosion kasvu osoittaa, perheen käsite on muuttumassa tavalla, joka ei ollut mukana Myrdalinkaan yhteiskuntapoliittisessa ajattelussa. Vaikka muitakin ajatusvirtoja toki on, väittäisin, että nyky-Suomessa ilmenee uusi ajatus, joka voidaan tiivistää ilmaisuun *perhe yksilöä varten*. Viitaukset perheen rooliin yhteiskunnan uusintamisessa saavat vastaansa raivokkaan vastarinnan, kuten entinen pääministeri Rinne joutui havaitsemaan. Uusintamisen sijaan monet jaksavat taittaa peistä siitä, pitäisikö kirkon siunata aiemmin sopimattomina pidettyjä perhetyyppejä vai ei. – Tämäkään ajattelu ei ole pelkästään kotosuomalaista. Tuoreena esimerkkinä harkitun lapsettomuuden nousu Ranskassa (ks. esim. Avitu, 2022).

Niinpä Suomessa nyt havaittu hedelmällisyyden lasku ei ole muutenkaan ai-noalaatuinen. Esimerkiksi Saksassa ja Välimeren maissa vastaava tason muutos tapahtui jo parikymmentä vuotta sitten. Norjassa puolestaan lasku näyttää alkaneen hieman myöhemmin kuin Suomessa. Missään näissä maissa syntyvyyden jyrkkää laskua ei osattu ennustaa, ei edes Norjassa, joka on edellä mainituista viimeisin.

Vakavasti kausaalikysymyksiin suhtautuva syntyvyyden mallintaja joutuu myös pohtimaan, onko kyse samasta ilmiöstä, kun ajankohta ja olosuhteet ovat erilaisia. Itse arvelen, että näin on. Muissakin isoissa muutoksissa (siirtymä, suuret ikäluokat, 1970-luku) tapahtumien kulku oli samaan tapaan monisyinen ja eriaikainen.

Ajankohtainen kysymys: Jatkuuko hedelmällisyyden lasku Suomessa? Jos ottaa pitkän ajan näkökulman, niin kuvan 2.1.2 perusteella vastaus voisi olla myöntävä. Samaan kuvaan liittyvän ARIMA-mallinnuksen perusteella tämä olisi myös mahdollista, joskaan ei todennäköisintä. Kun Tilastokeskus ennusti oikean suuntaisesti hedelmällisyyden kehityksen vuonna 1974, niin perustana oli se, että Suomi oli jo verrokkimaidensa alapuolella. Näin on nytkin. Kaikissa Suomea ennen hedelmällisyyden jyrkän laskun kokeneissa Keski-Euroopan maissa hedelmällisyyden lasku on pysähtynyt. Paras ennuste onkin mielestäni se, että kokonaishedelmällisyys pysyy suunnilleen nykyisellä tasollaan.⁴ Mielestäni Ti-

⁴Ennuste olisi optimaalinen, jos sarja olisi martingali. Tähän päätyi myös ARIMA-mallinnus luvussa 2.1.2.

lastokeskus toimii siis aivan oikein näin ennustaessaan. Edellä tarkastellut isot muutokset osoittavat kuitenkin myös sen, että hedelmällisyys voi jatkossa olla *paljon* matalampi tai korkeampi kuin nyt. Kokonaishedelmällisyyden ennusteen pienet justeraukset nykyarvosta (esim. ± 0.1) ovat historian valossa nappikaup-paa!

Syntyvyys aleni vuoden 2010 jälkeen kaikkialla maassa (Terämä, 2020). Hedelmällisyys vaihtelee kuitenkin alueellisesti. Korkeinta hedelmällisyys on eräissä Pohjois-Pohjanmaan kunnissa, joissa kokonaishedelmällisyys voi olla 3 tai yli. Matalinta kokonaishedelmällisyys on kaupunkikeskuksissa, esimerkiksi Helsingin kantakaupungin eräissä osissa (Alppi-Harju, Kallio) kokonaishedelmällisyys on ollut 0.6–0.7. – On syytä korostaa, että kokonaishedelmällisyys on ikävakioitu tunnusluku, joten nämä äärimmäiset arvot eivät johdu ikäjakaumasta, vaan alueen paikallisesta kulttuurista. – Kun edellä viitattiin mahdollisuuteen, että kokonaishedelmällisyys olisi ”paljon” nykyarvoa pienempi tai suurempi, niin nämä havaitut arvot antavat mielestäni osviittaa alueesta, jonka ulkopuolelle ei koko maan tasolla lähivuosikymmeninä tultaisi menemään.

Onko matala syntyvyydellä väliä?

Kulttuuristen erojen takia voi olla hankala hahmottaa matalan hedelmällisyyden kokonaisvaikutusta yhteiskuntaan. Perusasia on, että jos kokonaishedelmällisyys on alle uusiutumistason, niin väestö alkaa ajan oloon vähetä, jollei kompensoivaa maahanmuuttoa ole. Vaikutukset ovat myös hitaita ja vaikeasti hahmotettavia. Seuraava laskelma on suuntaa-antava.

Hedelmällisyyden keski-ikä on noin 30 vuotta. Jos kaikki syntymät tapahtuisivat tässä iässä, ja kokonaishedelmällisyys olisi 1.4, niin 30 vuoden kuluttua syntyvä kohortti olisi kooltaan noin 2/3 nykyisestä ja 60 vuoden kuluttua syntyvä 4/9 osaa nykyisestä. Samalla ikärakenne muuttuisi niin, että iässä 60–70 olevat kohortit olisivat miltei kaksi kertaa niin suuria kuin syntymäkohortit. Ver-rattuna kuvan 2.1.1 siniseen käyrään, ikäjakauma olisi *merkittävästi vanhempi*.

Vähenevä väestö on aina ikärakenteeltaan vanha väestö. Vanhassa väestössä myös erilaiset *organisaatiot ovat ikärakenteeltaan vanhoja*. Tämä tarkoittaa sitä, että työelämään tulevat nuoret kohtaavat organisaation, jossa *ylenemismahdollisuuksia on vain harvoille*, kun vertailukohtana pidetään esimerkiksi sitä Suomea, jonka suuret ikäluokat kohtasivat. Pitkään organisaatioissa olleet esihenkilöt määrittävät työtavat ja sen kuka etenee. Vasta kun joku heistä eläköityy, paikka saatetaan panna hakuun. Vaikka meillä on nuorien vetämiä *start-uppeja* ja yksilöiden urat ovat erilaisia, niin kuvitelma siitä, että tätä peruskuviota voisi olennaisella tavalla kiertää, on virheellinen: useimmissa työympäristöissä oppimista tapahtuu organisaation sisällä, käytännön kokemuksella on merkitystä työssä pärjäämisessä eikä johtajia voi olla enemmän kuin alaisia.

Väestön vähenemisen oloissa yhteiskunnan uusiutuminen hidastuu siis yllättävillä tavoilla. Haluammeko yhteiskunnan, jossa nuorilla ei ole näköaloja? Haluavatko nuoret tätä itse? Matalaa syntyvyyttä koskevassa julkisessa keskustelussa on unohdettu ikärakenteen dynamiikka pahemman kerran.

Johtopäätöksiä

Suomen väestörekisteri ja lukuisat muut yhteiskuntaa kuvaavat tietokantamme ovat maailman huippuluokkaa. Nämä järjestelmät on aikanaan luotu hallinnollisia tarkoituksia varten. Vastaavaa motiivia kerätä tietoa yleisestä asenteiden

muutoksesta ei ole ollut, emmekä olekaan yhtä hyvin perillä asenneilmaston kehityksestä. Muutokset perheen käsitteessä on esimerkki, joka edellä on tuotu esiin hedelmällisyyden kehitykseen vaikuttavana tekijänä (termit ϵ_t luvussa 2.1.4!). Sitä voi hyvin pitää *sosiaalisena faktana*, jolla voi olla vastaava vaikutus käyttäytymiseen kuin taloudellisilla tekijöilläkin (Durkheim, 1895). *European Social Survey* on askel oikeaan suuntaan, joskin vastaajakato ja valikoituminen ovat käytännön ongelmia. Vaihtoehtoja tarjoavat nykyisin internet-paneelit ja sosiaalinen media. Bourdieu (1979) on kehittänyt sekä lähestymistapoja asenteiden mittaamiseksi että käsitteitä niiden muutoksen ymmärtämiseksi. Kehittämällä sosiaalisten interaktioiden teoriaa Becker (1996) lähestyy samaa ”makujen” aihepiiriä analyyttisen taloustieteen näkökulmasta.⁵

Syntymien hankala mallinnettavuus tarkoittaa käytännössä sitäkin, että on perin vaikea ennakoida tulevaa kehitystä. Kuitenkin esimerkiksi juuri nyt matala syntyvyys, mahdollisesti jatkuessaan, tulee muuttamaan yhteiskuntaa keskeisellä ja osin vaikeasti hahmoteltavalla tavalla. Poliitikkasuosituksilta tulisi edellyttää ”resilienssiä”, ts. sitä, että niiden voi ennakoida toimivan järkevästi silloinkin, kun todennäköisimpinä pidetyt kehityskulut eivät toteudukaan.

Yhteiskuntatieteen metodologian näkökulmasta syntyvyyteen liittyy ongelma, joka tulee mallintajalle hakematta vastaan: miksi tuntuu oikealta ryhmitellä keskeisissä suhteissa samanlaisia ilmiöitä tietyn käsitteen alle, kun ne muista, niin ikään tärkeältä tuntuvista näkökulmista selvästi poikkeavat toisistaan? Esimerkiksi Schultz, 1981 korostaa voimakkaasti empiirisen testattavuuden vaatimusta, ja hänelle ϵ_t on pelkkä ”residuaali”. Syntyvyyden kohdalla termit ϵ_t ovat kuitenkin suuria ja ikärakenteen kannalta merkittäviä, vaikei niiden arvoja eri aikoina ja eri maissa osata vielä selittää.

Viitteet

Louise Avitu. ”Génération ”no kids””. *L’OBS* (3031 2022), s. 37–40.

Gary Becker. *Accounting for Tastes*. Harvard University Press, 1996.

John Bongaarts ja Griffith Feeney. ”On the quantum and tempo of fertility”. *Population and Development Review* (24 1998), s. 271–291.

Pierre Bourdieu. *La Distinction. Critique Social du Jugement*. Les Editions de Minuit, 1979.

Emile Durkheim. *Les règles de la Méthode Sociologique*. PUF, 1895.

Solveig Glestad Christiansen ja Nico Keilman. ”Probabilistic household forecasts based on register data - the case of Denmark and Finland”. *Demographic Research* (28 2013), s. 1263–1302.

Gerry E. ja Paul J. Placek Henderson, toim. *Predicting Fertility*. Lexington Books, 1981.

I.n.e.d. ”Natalité et politique démographique. Travaux et Documents Cahier” (76 1976).

Reino Lento. ”Väestötilanteemme sodan päätyttyä”. Teoksessa: *Väestöpolitiikkamme taustaa ja tehtäviä, Väestöliiton vuosikirja I*. Werner Söderström osakeyhtiö, 1946, s. 19–40.

⁵Perinteisten lapsitoivekyselyiden (vrt. Anekdootti 1) ennustearvo lopulliselle lapsiluvulle on vaihdellut, etenkin jos toiveet ovat muuttuneet kyselyn jälkeen tavalla, jota ei ole osattu ennakoida (Henderson, 1981).

Alva Myrdal. *Folk och Familj*. KF's bokförlag, 1944.

United Nations. "Replacement Migration: Is it A Solution to Declining and Ageing Populations?" Teoksessa: *ESA/P/WP.160*. Population Division, 2000.

Mauri Nieminen ja Pasi Markelin. "Suomen väestökirjanpito ja väkiluvun laskeminen". Teoksessa: *Muistio 27*. Tilastokeskus, 1974.

Brian C. O'Neill ja Belinda S. Chen. "Demographic determinants of household energy use in the United States". *Population and Development Review* (28 2002), s. 53–88.

Kari Pitkänen. "The reliability of the registration of births and deaths in Finland in the eighteenth and nineteenth centuries: some examples". *The Scandinavian Economic History Review* (25 1977), s. 138–159.

Matti Pohjola. "Suomen talouskasvu ja sen lähteet 1860–2015". *Kansantaloudellinen aikakauskirja* (113 2017), s. 266–292.

John H. Pollard. *Mathematical Models for the Growth of Human Populations*. Cambridge University Press, 1973.

Roland Pressat. *Demographic Analysis: Methods, Results, Applications*. Aldine-Atherton, 1972.

Vaittinen Risto Riihelä Marja ja Reijo Vanne. "Changing Patterns of Intergenerational Resource Allocation in Finland". *Finnish Centre for Pensions, Reports 2011* (1 2011).

Norman B Ryder. "The cohort as a concept in the study of social change". *American Sociological Review* (30 1965), s. 843–861.

Norman B Ryder. "The process of demographic translation". *Demography* (1 1964), s. 74–82.

T. Paul Schultz. *Economics of Population*. Addison-Wesley, 1981.

Henry Shryock, Siegel S, Jacob S ja Associates. *The Methods and Materials of Demography*. Toim. Edward G. Stockwell. Academic Press, 1976.

Maria Stanfors. "Barnafödande i Sverige under 1900-talet – ett historiskt tema med variationer". *Historisk Tidskrift (Sweden)* (126 2006), s. 237–255.

V.J. Sukselainen. "Jälleenrakennuskauden väestöpoliittiset tehtävät". Teoksessa: *Väestöpolitiikkamme taustaa ja tehtäviä, Väestöliiton vuosikirja I*. Werner Söderström osakeyhtiö, 1946, s. 7–18.

Emma Terämä. "Lapsiperheiden urbanisoituminen ja muut kaupungistumisen trendit". Teoksessa: *Kestävän väestönkehityksen Suomi, Väestöliiton väestöpoliittinen raportti*. Toim. Tiia Sorsa. Väestöliitto, 2020.

Timo Teräsvirta. "How we got the data". Teoksessa: *Proceedings of the Second International Conference in Statistics*. Toim. Tarmo Pukkila ja Simo Puntanen. Department of Mathematical Sciences/Statistics, 1987, s. 1–7.

Tilastokeskus. "Väestöennusteet 1973–2000". Teoksessa: *Tilastollisia tiedonantoja N:o 52*. Tilastokeskus, 1974.

Oiva Turpeinen. "Fertility and mortality in Finland since 1750". *Population Studies* (33 1978), s. 101–114.

Hannu Uusitalo ja Jussi Simpura. "Erik Allardt hyvinvoinnin tutkijana". *Yhteiskuntapolitiikka* (85 2020), s. 579–587.

Etienne van de Walle. "Alone in Europe: the French fertility decline until 1850". Teoksessa: *Historical Studies in Changing Fertility*. Toim. Charles Tilly. Princeton University Press, 1978, s. 257–288.

Pascal K. Whelpton. *Forecasts of the Population of the United States 1945–1975*. US Government Printing Office, 1947.

Ronald Wiman. "Työvoiman kansainvälisen muuttoliikkeen mekanismi. Tutkimus Suomen ja Ruotsin välisen muuttoliikkeen syistä". Teoksessa: *Tutkimuksia B9*. ETLA, 1975.

Väestöennusteryhmä. "Väestöennusteiden laadinnan järjestäminen". Teoksessa: *Valtioneuvoston kanslian julkaisuja*. Vol. 1973. Valtioneuvosto, 1973.

Nuorten pahoinvointi – kuka vastaa?

MERVI EEROLA

TURUN YLIOPISTO

MATEMATIIKAN JA TILASTOTIETEEN LAITOS

Tiivistelmä

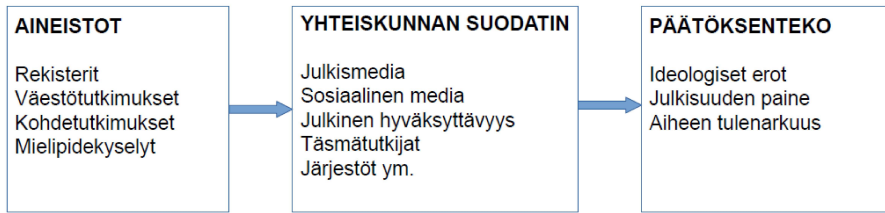
Kansainvälisissä mittauksissa suomalaiset ovat vuosi toisensa jälkeen sijoittuneet maailman onnellisimmaksi kansaksi. Tästä huolimatta nuorten pahoinvointi on tilastojen, nuorisotutkimusten ja julkismediassa esiintyvien uutisten mukaan lisääntynyt. Tässä esityksessä pohditaan aineistojen merkitystä ja tiedonkulkua yhteiskunnallisen päätöksenteon pohjaksi. Kaikkien suomalaisten hyvinvoinnin kehitystä, ja erityisesti nuorten hyvinvoinnin kehitystä verrattuna muihin ikäryhmiin, tarkastellaan eurooppalaisen vertailevan kyselytutkimuksen (*European Social Survey 2020*) avulla. Lopuksi kootaan joitakin julkisuudessa esitettyjä syitä ja seurauksia, jotka nuorten kehitykseen näinä aikoina vaikuttavat.

Johdanto

Viimeaikaisista tilastotiedoista tiedämme, että 18-vuotiaista joka viides on hakenut vuonna 2020 julkisen palvelun mielenterveys- tai päihdepalveluja (Terveysten ja hyvinvoinnin laitos, 2022). Mielenterveyden häiriöistä tuli suurin syy nuorten aikuisten pitkille sairauspoissaoloille: vuonna 2021 KELA:n korvaamaa psykoterapiaa sai 30 000 16-34-vuotiasta (Kansaneläkelaitos, 2022). Ahdistuneisuushäiriön perusteella maksettujen sairaspäivärahojen määrä 16-34 naisille lähes viisinkertaistunut vv. 2005-2021.

Julkinen keskustelu mielenterveydestä on erityisesti nuorten kohdalla muuttunut hyvin avoimeksi ja mielenterveyspalvelujen käyttö hyväksyttäväksi. (Lahti, 2022) Alan tutkijat ja mielenterveyden alalla työskentelevät eivät tunnista vakavien mielenterveyshäiriöiden lisääntyneen, mutta lievemmät mielialaan ja ahdistuneisuuteen liittyvät oireet ovat lisääntyneet huomattavasti. Tämä on asettanut yhteiskunnan palvelujärjestelmälle aivan uudenlaisia haasteita. Toisaalta THL:n tutkijat (Linnavirta ja Tervahauta, 2022) toteavat, että nuoren mielen normaaliin kehityskulkuun liittyy jo sinänsä tunnetilojen vaihtelua, ja että liika lääketieteellistäminen ja ulkoisen avun tarpeen korostaminen voi lisätä nuoren tunnetta elämänhallinnan puutteesta ja sinänsä normaalielämänvaiheiden pitämistä mielenterveyden häiriöinä.

Nuorten pahoinvointia käsitellään artikkelissa yhtenä esimerkkinä paljon keskustelua herättävästä ajankohtaisesta ongelmasta ja sitä koskevan tiedon suodattumisesta yhteiskunnan eri toimijoiden siivilöiden lävitse. Lisäksi pyritään tilastotieteilijän silmin tarkastelemaan ilmiötä edustavan aineiston näkökulmasta. Viitteet ovat pääsääntöisesti ns. toisen käden lähteitä, joko tutkijoiden haastatteluja tai mediassa esiintyneitä kommentteja.



Tilastotieteilijän tavoite:

- Objektiivisuus
- Edustavuus

Kuva 2.2.1: Tiedonkulku merkityksiä janoavassa jälkimodernissa tarinayhteiskunnassa.

Aineistot ja yhteiskunnallinen päätöksenteko

Nuorten pahoinvointia yhteiskunnallisena ilmiönä tarkasteltaessa on nähdäkseen hyödyllistä pyrkiä ymmärtämään sen kerroksellisuutta. Nuori yksilönä on osa perhettään, jäsen erilaisissa pienyhteisöissä kuten koulu-, opiskelu-, harrastus- tai työyhteisöt, ja ylipäätään yhteiskunnan jäsen. Yhteiskunnallinen päätöksenteko, joka sekkin on kerroksellista eri hallinnon tasoilla, vaikuttaa eri tavoin yhteiskunnan eri kerroksiin. Kun tarkastellaan aineistojen ja rekisterien informaation välittymistä päätöksentekoon, ei tänä päivänä voi unohtaa sitä yhä laajenevaa suodatusjärjestelmää (kuva 2.2.1), joka eri tavoin muokkaa ja välittää tätä tietoa.

Julkinen media otsikoi uutisia yhä kärjekkäämmin, ja painottaa enemmän negatiivisia kehityskulkuja kuin sitä, että ilmiöt kehittyvät suotuisasti tai edes käyttäytyvät vakaasti. Sosiaalinen media voi poimia sinänsä objektiivisesta ja väestöä edustavasta aineistosta vain osatuloja ja muokata niitä keskustelupalstoillaan arvaamattomasti. Julkinen hyväksyttävyyys asioille, jotka aikaisemmin olivat vaiettuja, syntyy julkisen keskustelun kautta, ja on usein edellytyksenä sille, että niitä koskeva lainsäädäntö voi ylipäätään päätyä päätöksentekoon asti. Täsmätutkijat, kuten puhtaasti nuorisoon keskittyvät tutkijat, poimivat erityisesti kohdejoukkoaan kuvaavia tietoja, mutta eivät välttämättä ole kiinnostuneita siitä, miten nuoria koskevat tiedot vertautuvat muuhun väestöön. Eri- laisten järjestöjen tehtävä on tietysti jo lähtökohtaisesti ajaa sitä, että niiden edustamien osaryhmien tilanne tulee päätöksentekijöiden tietoisuuteen. Tämä monimutkainen ja alati kasvava yhteiskunnan suodatin voi välittää aineistojen informaatiota päätöksentekoon tavalla, johon tilastotieteilijöillä ei juurikaan ole mahdollista vaikuttaa.

Yhteiskunnallisten ilmiöiden syy-seuraussuhteiden analyysistä

Pohdittaessa nuorten pahoinvointiin liittyviä syitä ja seurauksia mainitsen tiettyjä yleisiä periaatteita, joita kausaaliseen, syy-seuraussuhteita koskevaan päätelyyn liitetään.

1. Vertailu: kiinnostuksen kohteena olevan seurauksen tulee syytekijän vaikut-

taessa samoissa olosuhteissa olla erilainen kuin tilanteessa, jossa syytekijä ei näissä olosuhteissa vaikuta.

2. Ajallisuus: syytekijän tulee edeltää ajallisesti seurausta voidakseen aiheuttaa sen.
3. Aitous: kausaalisen tutkimusasetelman tulee kyetä erottamaan näennäisten (assosiatiivisten) ja epäsuorien kausaalisten tekijöiden vaikutus aidosta, suorasta kausaalivaikutuksesta.

Ovatko kaikki nämä sinänsä yleisesti tunnustetut periaatteet yhteiskunnallisten ilmiöiden vaikutussuhteiden arvioinnissa yhtä relevantteja kuin luonnontieteissä tai biolääketieteen lääkekokeissa?

Yhteiskunnalliseen päätöksentekoon liittyy usein sen vaikutusten ennakointia eri tasoilla: talouselämä ennakoi päätöksiä omien lainalaisuuksiensa mukaisesti, yksilöt ja kotitaloudet taas omien tavoitteittensa mukaisesti. Julkinen keskustelu ja sen vaikutus ennakointiin voi johtaa itse päätöksen tavoitteen kannalta myös negatiivisiin lopputuloksiin. Joka tapauksessa, jo ennakointi usein aiheuttaa vallitsevissa olosuhteissa muutoksia, vaikka itse päätös ei lopulta toteutuisikaan. Filosofisessa keskustelussa tunnetaan hyvin ihmistieteisiin ja käyttäytymiseen liittyvät finaaliset syyt. Niissä tavoite ja siihen liittyvä tavoitteenasettelu käynnistää toiminnan, joka viimein johtaa tavoitteeseen. Tällaisissa tapauksissa ei syyn ja seurauksen ajallinen suhde ole välttämättä yhtä suoraviivainen kuin luonnontieteissä.

Toisaalta yhteiskunnallisten päätösten kohdalla voi olla lähes mahdotonta, eikä välttämättä edes tavoiteltavaa, eristää aitoja tai "puhtaita" kausaalivaikutuksia, vaan pikemminkin ymmärtää erilaisten mahdollisten kehityskulkujen todennäköisyyksiä.

Jos pidämme kiinni vertailun olennaisesta merkityksestä nuorten pahoinvoinnin syy-seuraussuhteiden pohdinnassa, voidaan kysyä, onko nuoruus sellainen riskitekijä, joka *tietyissä olosuhteissa* lisää pahoinvointia? Tällöin vertailukohtana on ajallisesti tilanne, jossa mahdolliset syytekijät eivät ole olleet vaikuttamassa. Toisaalta, vertaamalla nuoria eri ikäisiin samojen olosuhteiden vallitessa voidaan kysyä, onko nuoruus *sinänsä* riskitekijä. Tämä voi myös kertoa jotain siitä reagoivatko nuoret eri tavoin kuin vanhemmat näihin yhteisiin syytekijöihin.

Suomalaisten hyvinvointi eurooppalaisittain

Seuraavassa olen tarkastellut nuorten (15-29 vuotiaiden) hyvinvoinnin kehitystä vuosina 2002-2020. Tähän ajanjaksoon sisältyy monien mahdollisten syytekijöiden ilmaantuminen (sosiaalinen media, koulu-uudistukset jne.). Vertaan toisaalta myös nuorten hyvinvoinnin kehitystä työikäisten (30-60 vuotiaiden) ja ikään-tyneiden (yli 60-vuotiaiden) hyvinvoinnin kehitykseen vuosina 2002-2020. Osa näistä noin 20 vuoden aikana tapahtuneista muutoksista yhteiskunnassa koskee kaikkia ikäryhmiä, osa vain nuoria. Joillakin kaikkia ikäryhmiä koskevista muutoksista voi kuitenkin olla erilainen sisältö ja merkitys kehittyvälle nuorelle.

Aineistona käytän yhteiseurooppalaista kyselytutkimusta European Social Survey (*European Social Survey* 2020). Se on tieteellisistä lähtökohdista toteutettava vertaileva kyselytutkimus, joka kartoittaa eurooppalaisten kansalaisten muuttuvissa olosuhteissa ilmeneviä asenteiden, uskomusten ja käyttäytymisen välisiä suhteita. Tilastotieteellisesti ESS:n aineisto on korkealaatuista; otanta

Taulukko 2.2.1: European Social Survey: Vastausprosentin kehitys vuosina 2002-2020 sekä vastanneiden suhteellinen osuus verrattuna väestöön ikäryhmittäin aloitusvuonna 2002 ja lopetusvuonna 2020.

Vuosi	%	Ikäryhmä	ESS (%)	Väestö (%)	ESS (%)	Väestö (%)
		 2002 2002 2020 2020
2002	72.2					
2004	70.7	15-29v	0.25	0.19	0.16	0.17
2006	64.4	30-60v	0.52	0.61	0.45	0.54
2008	68.4	yli 60v	0.23	0.20	0.39	0.29
2010	59.5					
2012	67.3					
2014	62.7					
2016	57.7					
2018	51.8					

perustuu tunnettuun todennäköisyysmekanismiin ja katoa korjaava efektiivinen otoskoko on noin 1500, joka mahdollistaa maiden välisen vertailun. Tutkittavien ilmiöiden käsitteellistäminen ja operationalisointi kysymyksiksi tapahtuu kansainvälisten tutkimusryhmien yhteistyönä. ESS kierrokset (rounds) on toteutettu kahden vuoden välein alkaen vuodesta 2002. Suomi on ollut mukana jokaisella kierroksella ja ESS aineistot ja aikasarjat ovat kaikkien tutkijoiden vapaasti käytettävissä.

Koska seurantajakso on lähes 20 vuoden mittainen, on tilastotieteilijän näkökulmasta tärkeää arvioida kyselyaineiston edustavuutta eli vastauskadon merkitystä. Eurooppalaisittain suomalaiset ovat aikaisemmin vastanneet varsin kuuliaisesti ESS:n kyselyyn, mutta viime vuosina vastauskato on selvästi lisääntynyt; suurimpana pandemian jälkeinen mittauskerta 2020 (Taulukko 2.2.1). Koska on mahdollista, että juuri pahoinvoivat nuoret eivät vastaa kyselyyn, verrataan taulukossa alkuvuonna 2002 ja päätösvuonna 2020 eri ikäryhmien vastausprosentteja kyseisten vuosien väestöosuuksiin (Tilastokeskus, väestötilat). Nuorten osuus vastaa melko tarkkaan väestöosuutta vuonna 2020 ja aloitusvuonna 2002 nuoret ovat olleet jopa hieman yliedustettuina. Suurin vastauskato on työikäisten ryhmässä, kun taas ikääntyneet ovat molemmilla kerroilla olleet yliedustettuina kyselyssä.

Tarkastellaan aluksi ESS:n 6. kierroksen tuloksia vuonna 2012, jolloin kansalaisten hyvinvointi (wellbeing) oli erityisenä tutkimuskohteena (www.esswellbeingmatters.org). Hyvinvointikäsitettä lähestyttiin kymmenien kysymysten avulla, joista pääkomponenttianalyysillä muodostettiin kuusi pääkomponenttia. Nämä tulkittiin hyvinvoinnin eri ulottuvuuksiksi. Vain osa kymmenistä hyvinvointikysymyksistä on toistettu kaikilla ESS kierroksilla, ja näiden kysymysten muuttujanimet on merkitty suluissa eri ulottuvuuksien kohdalle.

	Evaluative wellbeing	Emotional wellbeing	Functioning	Community wellbeing	Supportive relationships	Vitality
Denmark	0.68	0.36	0.32	0.10	0.30	0.05
Norway	0.53	0.39	0.19	0.23	0.25	0.02
Switzerland	0.52	0.16	0.21	0.14	0.23	0.17
Iceland	0.51	0.28	0.19	0.42	0.19	0.05
Finland	0.51	0.22	0.16	-0.03	0.10	-0.06
Netherlands	0.46	0.20	0.16	0.04	0.16	-0.04
Sweden	0.41	0.24	0.13	0.15	0.22	0.00
Israel	0.31	0.04	0.17	0.03	0.07	0.11
Germany	0.31	0.18	0.18	0.08	0.24	0.10
Belgium	0.26	0.04	0.07	-0.02	0.01	-0.06
United Kingdom	0.23	0.11	0.07	-0.02	0.05	-0.07
Spain	0.16	-0.04	-0.02	0.06	0.07	-0.14
Poland	0.11	0.00	0.10	-0.08	0.09	0.02
Slovenia	0.08	0.27	0.10	-0.01	0.08	0.06
Cyprus	0.07	-0.05	0.07	-0.14	0.16	0.12
Ireland	0.03	0.23	0.12	0.19	0.00	0.09
France	-0.01	-0.01	0.04	-0.06	0.09	0.07
Italy	-0.06	-0.16	-0.01	-0.06	-0.14	-0.06
Slovakia	-0.12	0.03	-0.14	-0.01	-0.15	0.03
Czech Republic	-0.14	-0.01	-0.17	-0.14	-0.24	-0.03
Estonia	-0.17	-0.06	-0.01	-0.08	-0.09	0.06
Kosovo	-0.21	-0.17	0.14	0.16	-0.06	0.07
Portugal	-0.31	-0.07	-0.09	0.01	-0.10	0.15
Lithuania	-0.36	-0.28	-0.17	-0.12	-0.12	-0.12
Albania	-0.38	-0.37	0.01	-0.14	-0.10	-0.05
Russian Federation	-0.40	-0.23	-0.83	-0.45	-0.33	-0.04
Hungary	-0.49	-0.30	-0.14	0.21	-0.16	-0.18
Ukraine	-0.55	-0.23	-0.18	-0.04	-0.25	-0.04
Bulgaria	-0.88	-0.24	-0.17	-0.08	0.06	0.03

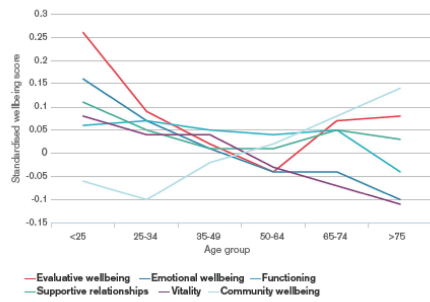
Kuva 2.2.2: ESS6: Kuuden hyvinvointiulottuvuuden keskimääräiset standardoidut pistemäärät maittain vuonna 2012. (Lähde: www.esswellbeing.org)

- | | |
|-----------------------------|------------------------------------------------------------------------------------|
| 1. Evaluative | Yksilön oma arvio tyytyväisyydestä ja onnellisuudesta (happy) |
| 2. Emotional | Tunne päivittäisestä elämänilosta, ahdistuneisuuden ja masennuksen puuttuminen |
| 3. Functioning | Autonomian tunne, merkityksellisyys, kyky toimia, osallistuminen (sclmeet, sclact) |
| 4. Supportive relationships | Sosiaalinen tukiverkosto, luottamukselliset suhteet (inprdsc,sclmeet) |
| 5. Vitality | Uni, energisyys, kyky vastata elämän haasteisiin (health) |
| 6. Community wellbeing | Lähiyhteisön tuki, luottamus yhteisöön (sclmeet) |

Heatmap-kuvassa (Kuva 2.2.2) esitetään vuonna 2012 mukana olleiden eurooppalaisten maiden keskimääräiset standardoidut pistemäärät kunkin kuuden hyvinvoinnin ulottuvuuden osalta. Itsearvioidun hyvinvoinnin (evaluative wellbeing) suhteen järjestetystä taulukosta nähdään, että suomalaiset sijoittuvat lähes kaikkien kuuden ulottuvuuden suhteen samaan kärkijoukkoon kuin muut Pohjoismaat sekä Sveitsi ja Alankomaat. Keskimääräistä vähemmän suomalaiset kokivat vain lähiyhteisön hyvinvointia (community wellbeing) ja energisyyttä, kykyä vastata elämän haasteisiin (vitality).

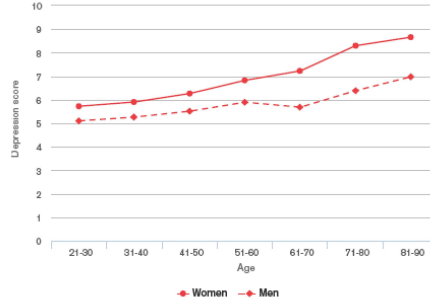
Ikäryhmittäin kuuden hyvinvoinnin ulottuvuuden eroja vuonna 2012 tarkasteltaessa ei voida todeta eurooppalaisilla nuorilla esiintyvän muita ikäryhmiä enemmän pahoinvointia, pikemminkin päinvastoin (kuva 2.2.3a). Niin ikään masennusoireet pikemmin lisääntyivät iän myötä (kuva 2.2.3b).

Average score on different dimensions of wellbeing by age group



Data source: ESS Round 6 (2012/13). Post-stratification and population weights applied.

Age differences in depressive symptoms among women and men



Data source: ESS Round 3 (2005/07) and Round 6 (2012/13). Design weights applied.

Kuva 2.2.3: a. Kuuden hyvinvointiulottuvuuden keskimääräiset standardoidut pistemäärät ikäryhmittäin. Positiiviset poikkeamat nolasta kuvaavat korkeampaa itsearvioitua hyvinvointia kyseisellä ulottuvuudella ja negatiiviset matalampaa. b. Keskimääräinen itsearvioitu masennusoireiden pistemäärä (lyhennetty CES-D scale) ikäryhmittäin. (Lähde: European Social Survey, ESS6, 2012)

Nuorten hyvinvoinnin kehitys verrattuna muihin ikäryhmiin vuosina 2002 – 2020

Seuraavassa tarkastellaan suomalaisia koskevassa aineistossa neljän hyvinvointikysymyksen aikasarjoja vuosina 2002-2020 edellä mainituissa nuorten, työikäisten ja ikääntyneiden ryhmissä. Kysymykset liittyvät onnellisuuteen, koettuun terveydentilaan ja sosiaaliseen syrjäytymiseen kyselyn ajankohtana. Suluissa on merkitty muuttujien luokitukset.

Happy How happy are you? (0, . . . ,10)

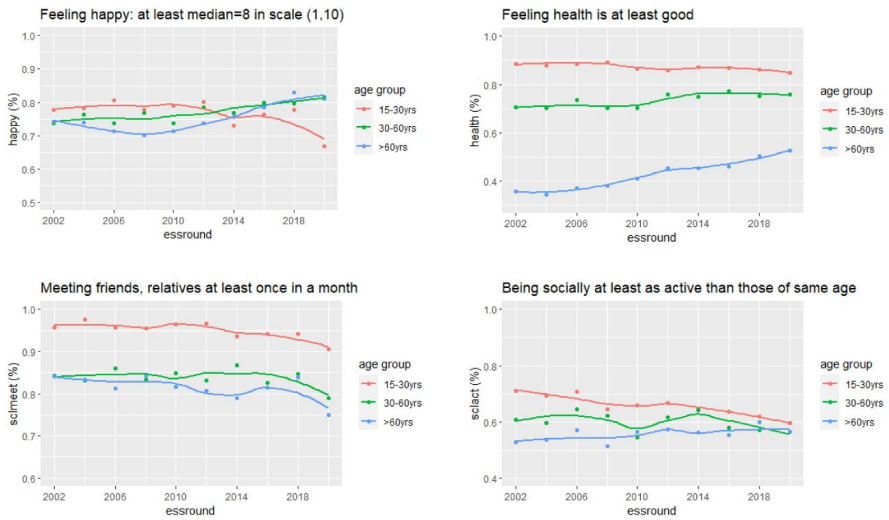
Health Subjective general health? (very good, good, satisfactory, bad, very bad)

Scmeet How often socially meet with friends, relatives or colleagues? (never, less than monthly, monthly, more than monthly, weekly, more than weekly)

Sclect Take part in social activities compared to others of same age? (much less, less, equally, more, much more)

Vastausjakaumat ovat hyvin vinoja kuten yleensäkin psykologisia tai sosiaalisia ilmiöitä kuvaavien muuttujien jakaumat. Tulosten esittämiseen on valittu onnellisuuden, koetun terveyden ja sosiaalisen syrjäytymisen positiiviseksi tulokittavien arvojen jakauman häntä. Näin voidaan tarkastella kunkin ilmiön kohdalla *hyvinvoinnin laskua*, mikäli sellaista näyttäisi ilmenevän seurantajaksolla. Kuvissa on esitetty sekä suhteellisten osuuksien muutos pisteinä, että pisteiden perusteella lasketut tasoitettut käyrät, jotka kuvaavat paremmin ilmiön trendiä.

Suomalaisten *onnellisuus* on pysynyt kansainvälisten mittausten perusteella korkealla ja tasaisena. Kuvassa 2.2.4a havaitaan kuitenkin ikäryhmien välisen erojen muuttuneen siten, että nousut ja laskut ovat kompensoineet toisiaan väestötasolla. Vuosituhannen alussa 2002 nuorten vastaajien keskuudessa on ollut eniten niitä, jotka arvioivat onnellisuutensa vähintään luokkaan 8 asteikolla (0,10). Tämä arvo on myös kaikkien vuosien 2002-2020 mediaani, ja kaikissa ikäryhmissä keskiarvot ovat yli mediaaniarvon 8. Ikäryhmien välinen järjestys



Kuva 2.2.4: a. Suomalaisten itsearvioitu onnellisuus. b. Koettu terveydentila. c. Vapaa-ajan tapaamisten yleisyys. d. Itsearvioitu sosiaalinen aktiivisuus ikäsiinsä verrattuna ikäryhmittäin. Otsikossa mainittujen vastausten suhteellinen osuus kaikista vastauksista vuosina 2002-2020 (*European Social Survey* 2020).

on kuitenkin muuttunut kierrosvuoden 2012 jälkeen siten, että ikääntyneissä tähän ryhmään kuuluneiden osuus on alkuvuosien lievää laskua lukuun ottamatta tasaisesti kasvanut. Nuorten kohdalla erityinen lasku nähdään pandemia-ajan eristyksen jälkeen (haastattelut on tehty syksyllä 2021) vaikka kierroksella 2018 laskusta ei vielä ole viitteitä. Erot ikäryhmien välillä eivät kuitenkaan ole suuria.

Nuorten ikäryhmässä nähdään seurannan aikana pientä laskua niiden osuudessa, jotka kokevat *terveydentilansa* hyväksi tai erittäin hyväksi (kuva 2.2.4b), ja syynä ehkä ovat juuri mielenterveyden ongelmat. Selvin muutos on tapahtunut ikääntyneiden koetussa terveydentilassa seurantajaksolla: vuosituhannen alussa noin 35% arvioi terveydentilansa vähintäänkin hyväksi, vuoden 2020 mitauksessa jo yli 50%. Tässä joukossa nähdään suurten ikäluokkien 1945-1953 siirtyminen ikääntyneiden ryhmään: he ovat eläköityneet suhteellisen nuorena sekä hyötäneet parantuneesta terveydenhuollosta ja suomalaisen hyvinvointiyhteiskunnan kasvusta.

Kuvassa 2.2.4c nähdään pandemia-ajan vaikutus vuoden 2020 *vapaa-ajan tapaamisten* vähenemisenä, mutta nuorten ryhmässä nähdään jo pitempiaikainen aleneva kehitys niiden osuudessa, jotka tapaavat ystäviään, sukulaisiaan tai työ/opiskelukavereitaan vähintään kerran kuussa. Digitaalisten alustojen ja sosiaalisen median kasvu ajoittuu seurantajaksolle ja lienee vaikuttanut kaikkien ikäryhmien kohdalla tapaamisten harvenemiseen, joskin muutokset ovat varsin pieniä.

Niiden nuorten osuus, jotka arvioivat oman *sosiaalisen aktiivisuutensa* ikäsiinsä verrattuna olevan vähintään yhtä suurta tai suurempaa, on seurantajaksolla pienentynyt tasaisesti (kuva 2.2.4d). Vuosituhannen alussa näin arvioi yli 70% nuorista vastaajista, vuonna 2020 noin 60%. Toisin sanoen, 40% nuorista arvioi muilla ikäisillään olevan itseään enemmän sosiaalisia menoja. Ikääntyneistä itsensä vähintään yhtä aktiiviseksi kuin ikäisensä arvioijien osuus on sen sijaan lievästi jopa kasvanut seurantajaksolla.

On syytä muistaa, että karkea ikäryhmitys voi pitää sisällään suuriakin eroja: ne, jotka vastasivat, etteivät ylipäättään tapaa ystäviään tai sukulaisiaan lainkaan, kuuluivat kaikki ikääntyneiden ryhmään. Vanhusten yksinäisyys on siis sekin todellisuutta, vaikka kokonaisuutena ikääntyneiden hyvinvointi näyttääkin kohentuneen selvästi. Sama pätee tietysti myös nuorten ikäryhmään: osa nuorisista voi erinomaisesti, mutta kokonaisuutena nuorten itsearvioitu hyvinvointi on laskenut.

Erik Allardtin tunnettu hyvinvointitutkimus vuodelta 1972 (Having, Loving, Being) toistettiin vuonna 2022 viidenkymmenen vuoden kuluttua. Allardtin havainto vuonna 1972 oli, että nuoret olivat elämäänsä silloin kaikkein tyytyväisimpiä. Vuoden 2022 tutkimuksessa ikäryhmien järjestys oli kääntynyt toisinpäin: tyytyväisimpiä olivat yli 50-vuotiaat. Hannu Uusitalo (2022) arvioi haastattelussaan, että vuonna 1972 nuoret olivat vahvasti mukana yhteiskunnan kehityksessä ja tulevaisuus näytti valoisammalta kuin tänä päivänä.

Nämä kaksi poikkileikkaustutkimusta tukevat ESS:n hyvinvoinnin aikasarjojen tuloksia kuvissa 2.2.4a-d. Muutos ikäryhmien hyvinvoinnin erossa näyttää tapahtuneen vajaan kymmenen viime vuoden aikana. Muutokset eivät ole rohdusmaisia, mutta nuorten osalta voidaan puhua trendistä erityisesti onnellisuuden ja itsearvioitun sosiaalisen aktiivisuuden suhteen.

Mahdollisia syitä ja seurauksia nuorten pahoinvoinnille

Julkisuudessa esitetyt syyt nuorten pahoinvoinnin lisääntymiselle ovat, kuten usein yhteiskunnallisissa ilmiöissä, monitasoisia. Tarkastelen niitä seuraavassa kootusti mediakeskusteluun ja alan tutkijoiden haastatteluihin perustuen ilman kirjallisuusviittauksia alkuperäislähteisiin. Kiinnostunut lukija voi etsiä niihin viitteitä tarkemmin.

Koulutuspoliittiset päätökset. Psykologit, erityisesti emeritaprofessorit Liisa Keltikangas-Järvinen ja Lea Pulkkinen, ovat kritisoineet koulu-uudistusten ja kokeilujen olevan kehityspsykologisten teorioiden vastaisia. Rakenteellisen pysyvyyden (oma luokka, sama opettaja, oma pulpetti) on todettu olevan tärkeää erityisesti nuorempien lasten identiteetin kehitykselle. Kognitiivisten taitojen painottaminen sosiaalisen kasvamisen (”ihmiseksi kasvamisen”, Keltikangas-Järvinen) kustannuksella ei täytä enää koulun perinteistä kasvatustehtävää yhtä hyvin kuin aiemmin. Todistusvalinnan painottaminen korkeakouluvalinnoissa aiheuttaa lukiossa oikeiden valintojen tekemisen painetta liian varhain. Poliitikkojen tavoite saada 60% ikäluokasta korkeakoulutukseen luo vaihtoehdottomuutta ja voi vähentää nuoren omaa tavoitteenasettelua.

Työelämän tehostaminen ja jatkuvat muutokset. Työelämän tehostaminen ja jatkuvat muutokset sekä pätkätyöläisyys koskettavat muitakin ikäryhmiä, mutta nuoriin paine kohdistuu erilaisena heidän joutuessaan ensimmäistä kertaa arvioituttamaan kykyjään ja osaamistaan työmarkkinoilla.

Sosiaalinen media, älypuhelimet. Kaikki sosiaalisen median alustat ovat syntyneet seurantajakson aikana: Facebook (2004-), Instagram (2010-), TikTok (2017-). Niiden vaikutusta yhteiskuntaan ja kaikkiin ikäryhmiin voi tuskin yliarvioida, mutta nuorten kohdalla vaikutus on epäilemättä suurinta kaikilla elämänavalueilla. Tiedetään, että ns. FOMO-ilmiö (Fear of missing out) aiheuttaa nuorille ahdistuneisuutta, masentuneisuutta ja itsetunnon laskua nuoren verratessa jatkuvasti omaa elämäänsä muiden yleensä kaunisteltuun esitykseen mediassa. Nuorten omaa sosiaalista aktiivisuutta vertaava tulos (kuva 2.2.4d) lienee ainakin osittain tämän seurausta. Kaikissa ikäryhmissä lisääntynyt yksityistyminen

näkyi lievänä laskuna niiden osuudessa, jotka tapaavat usein ystäviään, sukulaisiaan tai työkavereitaan vapaa-ajallaan (kuva 2.2.4c). Eriytyisen haitallinen seuraus virtuaalialustoista on nettikiusaamisen kasvu, joka aiheuttaa julkista häpeää ja avuttomuutta sen kohteeksi joutuessa.

Median toistamat tarinat. Median keskittymistä negatiivisten uutisten ja suurten muutosten korostamiseen on paljon kritisoitu. Vakaa ja positiivinen kehitys ei ole uutisen arvoinen eikä sen raportointia 'klikata'. Toisaalta uupumistarinat työ- ja opiskelumaailmasta saattavat lisätä nuoren uhritumista ja ongelman ulkoistamista. Toisessa ääripäässä ovat selviytymistarinat, joissa murskaavista elämäntapahtumista, sairastumisista jne. yksilöt selviävät vahvoina. Tämä voi korostaa tunnetta, että loppujen lopuksi jokainen on yksin vastuussa omasta kohtalostaan.

Biologiset ja terveyskäyttäytymiseen liittyvät syyt. Prosessoidun ja yksipuolisen ravitsemuksen merkitystä mielialahäiriöille ymmärretään yhä paremmin. Nuorten keskuudessa viime vuosina yleistyneet suoliston tulehdussairaudet ja ylipäättään suoliston ja aivojen välisen yhteyden merkitys mielenterveydelle on parhaillaan kiivaan tutkimuksen kohteena. Bilehuumeiden käyttö on lisääntynyt ja niiden on todettu aiheuttavan yksilöllisesti muun muassa masennusoireita.

Kasvatus ilman rajoja. Lasten- ja nuorisopsykologit ovat nostaneet esiin rajattoman kasvatuksen vaikutuksen nuoren kyvyille kestää ja selvitä vastoinkäymisistä, jotka kuitenkin ovat väistämättömiä. Pettymyksiltä varjelu ei anna riittäviä eväitä kohdata niitä myöhemmin eikä kasvata lapsen ja nuoren sosiaalisia taitoja selvitä ristiriidoista. Toisaalta, ylimitoitettujen tavoitteiden asettaminen nuorelle, vaikkakin epäsuorasti, voi tarkoittaa, että niiden saavuttamiseksi 'preppaaminen' on aloitettava jo riittävän aikaisin. Tämä ulkoisten tavoitteiden toteuttaminen, ja kenties niissä epäonnistuminen, saattaa aiheuttaa nuorelle syvää arvottomuuden tunnetta. Toimittaja Annika Mutanen (2022) kysyy kolumnissaan: "Onko voinut käydä niin, että me hyvää tarkoittavat aikuiset olemme saaneet nuoret liiaksi sisäistämään omat toiveemme, huolestamme ja mittapuumme?"

Kuka siis vastaa? Ratkaisuehdotukseksi julkisuudessa esitetään yleensä mielenterveyspalvelujen ja terapeuttien lisäämistä nuorille. Nuorten lisääntynyt pahoinvointi vaikuttaa kuitenkin olevan useiden syiden summa ja luonteeltaan systeeminen ongelma, ei vain yksilöön liittyvä. Näin 60-70-lukujen nuorena muistuu mieleen laulu: "Ensin täällä tehdään sairaita ja sitten sairaala. Menee huonosti!" (Nyman ja Saaren vangit, 1969).

Viitteet

European Social Survey. 2020. URL: www.europeansocialsurvey.org.

Kansaneläkelaitos. *Kelan sairausvakuutus tilasto 2021*. Helsinki: Kansaneläkelaitos, 2022.

Pirkko Lahti. *Mielenterveysasioista puhuminen on avoimempaa ja julkisempaa kuin ennen – vähän liikaakin*. Ylen ykkösaamu. Viitattu 20.9.2022. 2022.

Outi Linnavirta ja Markku Tervahauta. "Terapian lisääminen ei yksin ratkaise nuorten pahoinvointia". *Helsingin Sanomat* Vieraskynä (2022), viitattu 10.8.2022.

Annika Mutanen. "Vähempi riittää". *Helsingin Sanomat* Kolumni (2022), viitattu 9.10.2022.

Tuula Nyman ja Saaren vangit. “Menee huonosti!” *Lautanen Guatemalan verta* (1969).

Terveyden ja hyvinvoinnin laitos. *Mielenterveysperusteinen tutkimus- ja hoitokäynti terveydenhuollossa 2020*. 21. Helsinki: Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2022.

Hannu Uusitalo. “Yli viisikymppiset ovat nyt tyytyväisimpiä elämäänsä – 1970-luvulla tässä asemassa olivat parikymppiset”. *Helsingin Sanomat* Terveys (2022), viitattu 9.10.2022.

Huono metsä uutinen on paras metsä uutinen

ANNIKA KANGAS
LUONNONVARAKESKUS

Tiivistelmä

Kaikilla suomalaisilla on metsistä mielipide. Tyypillisesti mielipide on sellainen, että ennen metsät olivat jotenkin paremmin: kenen satumetsä on hakattu, kenen lapsuuden kesäleiripaikka on muuttunut peruuttamattomasti. Metsät olivat ennen ikimetsää, jonka pehmeälle sammalmättäälle olisi mukava jäädä lepäämään. Menneistä ajoista kirjoitetaan nostalgiseen ja romantisoivaan sävyyn, eikä lapsena tai nuorena kerran opittuja totuuksia välttämättä tarkisteta.

Esimerkiksi kelpaa HS kuukausiliitteen juttu 27.10.2019, jossa annettiin ymmärtää, että ennen Suomen asuttamista 10 000 vuotta sitten puusto oli vanhaa kuusi-ikimetsää. Annettu mielikuva on selvästi virheellinen, koska kuusi levisi Suomeen ylipäätään noin 5000 vuotta sitten. Myöhemmin jutun otsikko muutettiin kuvaamaan aikaa 1000 vuotta sitten, vaikkakin itse teksti jäi entiselleen.

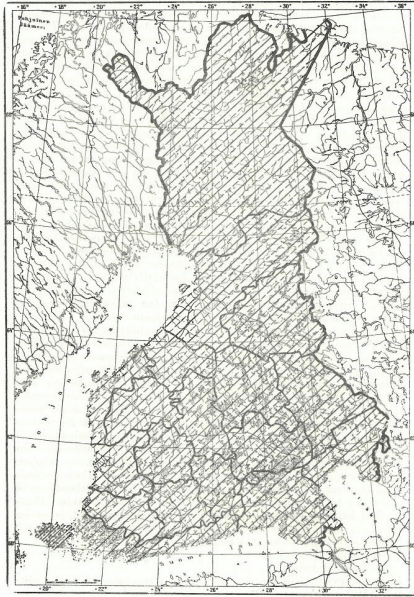
Vakka Suomessa on maailman parhaat metsävaratilastot, metsäkeskustelussa näkyvä kuva metsistä ja metsätaloudesta on yksipuolisen negatiivinen. Tässä julkaisussa käyn läpi metsäkeskustelun teemoja, ja peilaan niitä tilastoja vasten.

Suomessa on maailman paras metsävaratieto

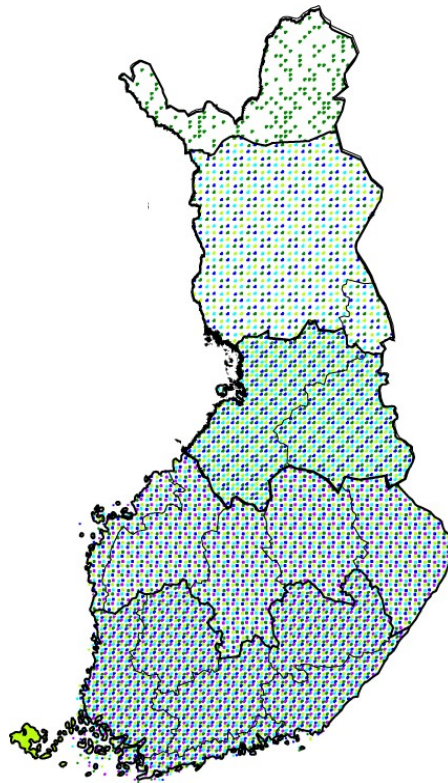
Suomessa on saatavissa yllin kyllin tietoa metsistä ja niiden kehityksestä. Itse asiassa Suomessa on maailman pisin aikasarja mittaustietoa metsistä. Valtakunnan metsien inventoinneissa kerätty systemaattisesti metsävaratietoa jo sata vuotta. Norja aloitti inventoinnit ensin, vuonna 1919, Suomi seurasi perässä 2021 ja Ruotsi vain paria vuotta myöhemmin, 1923 (Kangas et al., 2018). Suomi sai julkaistua koko maan mittaustulokset jo 1924, kun huhtikuun 29. päivä professorit Ilvessalo ja Heikinheimo pitivät esitelmänsä Suomen Metsätieteellisen Seuran vuosikokouksessa. Laajempi julkaisu, jossa olivat alueittain eriteltyt tiedot, julkaistiin vuonna 1927. Inventoinnin aloittamisen syynä oli – mikäpä muukaan – huoli metsäteollisuuden raaka-aineen riittävydestä.

Ensimmäinen Valtakunnan metsien inventointi (VMI) mitattiin linja-inventointina siten, että mittajaat kävelivät linjoja lounaasta koilliseen, ja tekivät mittauksia kulkiessaan (Ilvessalo, 1927). Linjojen väli oli 26 kilometriä, Uudellamaalla ja Ahvenanmaalla vähän tiheämpikin (Kuva 2.3.1a). Jokaisen kahden kilometrin viimeiset 50 metriä mitattiin 10 metriä leveänä koealana. Kesän 1923 lopussa linjaa oli kuljettu 14 976 kilometriä, jos mukaan luettiin myös ylitettävät vesistöt. Keskimäärin päivässä mittajaat kuljivat noin 8 kilometriä.

Tällä hetkellä on käynnissä jo 13:s koko maan kattava inventointi. Nykyisin linjat on päätetty niin sanotuiksi lohkoiksi, eli linjanpätkiksi, jolle sijoitetaan koealoja (Kuva 2.3.1b). Lohkojen koko ja muoto vaihtelee otanta-alueittain, joita on kaikkiaan 6. Enää ryhmät eivät kävele lohkojen välillä, eivätkä varsinkaan etene vesistöjen yli itse kyhätyillä lautoilla tai uimalla. Nykyään mittauksia tehdään joka vuosi koko maasta, jolloin tuloksia voidaan laskea vuosittain, ja mitta-



Yhtäjaksoiset viivat ovat I:n valtakunnan metsien arvioinnin varsinaiset linjat ja katkoviivat vuosina 1921–1924 suoritettujen II valtakunnan metsien arvioinnin linjat, joista osa, mahdollisesti koko maan otelämpöolosuhteissa, tulee myöskin nyt kaljettavaksi.



Kuva 2.3.1: a. Valtakunnan metsien ensimmäisen inventoinnin mittaussuorat. b. Nykyaikaisen Valtakunnan metsien inventoinnin koelämpöalueittain.

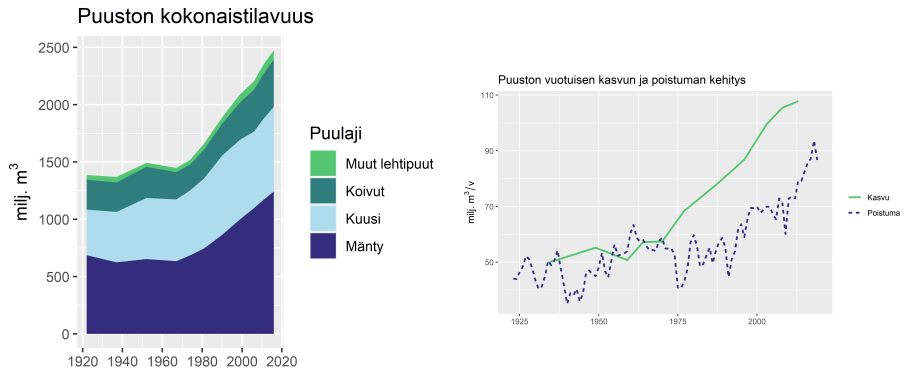
ryhmän mukana on monenlaista elektroniikkaa muun muassa koelämpöjen tarkkaan paikannukseen. Koelämpöä mitataan vuositasolla noin 12 000, joista nykyisin jo 80% mitataan toistuvasti. Nämä ns. pysyvät koelämpöt helpottavat syiden ja seurausten tunnistamista. Nykyisin VMI:tä tekee vuosittain 20-22 kahden hengen ryhmää, jotka ovat maastossa 4-5 kuukautta vuodessa. Tässä tehtävässä täytyy tosiaankin pitää metsissä liikkumisesta ja omasta rauhasta.

Mittaushistorian aikana puustot ovat kehittyneet hyvin suotuisasti siinä mielessä, että puuston kokonaistilavuus on kasvanut noin miljardilla kuutiolla (Korhonen et al. (2021), Kuva 2.3.2a), vaikka samaan aikaan puuta on hakattu ja poistunut luontaisesti jopa reilut 5 miljardia kuutiota (Luke Tilastotietokanta).

Vain negatiivinen uutinen on uutinen

Monet uskovat hakkuiden kasvaneen viime vuosina merkittävästi. UPM:n kansalaiskyselyssä (*UPM Kansalaiskysely* 2020) noin 5 % uskoi hakkuiden viisinkertaistuneen viime vuosina, ja 40% kaksinkertaistuneen (Kuva 2.3.3). Vuodesta 2016 huippuvuoteen 2021 hakkuupoistuma kasvoi virallisten tilastojen perusteella 8 % (Luke Tilastotietokanta). Vuodesta 1921, eli viimeisen sadan vuoden aikana, hakkuut ovat kasvaneet 142 %. Se tarkoittaa, että moni kuvittelee hakkuiden lisääntyneen viimeisen viiden vuoden aikana enemmän kuin ne ovat todellisuudessa lisääntyneet viimeisessä sadassa vuodessa.

Metsätilastot kertovat myös sen, montako hehtaaria metsää on hakattu vuo-



Kuva 2.3.2: a. Puuston kokonaistilavuuden kehitys Suomessa VMI tilastojen mukaan. Lähde: VMI. b. Puuston kasvu VMIn tilastojen mukaan sekä puuston hakkuu- ja luonnonpoistuma Lähde:VMI.

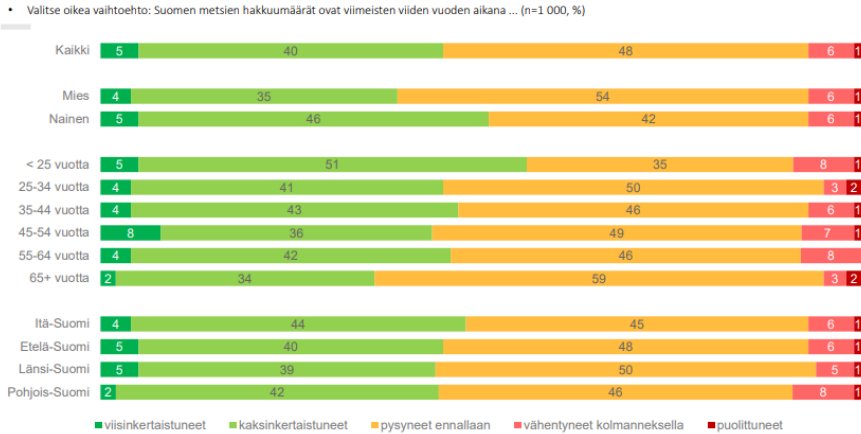
sittain. Vuosina 1970-2020 vuotuinen metsämaan uudistushakkuiden pinta-ala on keskimäärin pysynyt vakiona, noin 160 tuhannessa hehtaarissa. Vuosittain toki hakkuut ovat vaihdelleet runsaasti: huippuvuonna 1970 uudistushakkuita oli reilu 200 tuhatta hehtaaria, ja alimmillaan uudistushakkuiden pinta-ala oli 1991 vajaa 100 tuhatta hehtaaria. Kaikkiaan noina vuosina metsämaan pinta-alasta on uudistettu noin 40%.

Uudistushakkuiden pinta-alalla mitaten metsien käytön intensiteetti ei ole kasvanut 70-luvun jälkeen. Poistuma on silti tällä aikavälillä kasvanut 56%. Lisääntyvä poistuma yhdistettynä vakiona pysyvään uudistushakkuiden pinta-alaan voi tuntua uskomattomalta, mutta selitys on yksinkertainen. Uudistushakkuissa poistuva puuston määrä on kasvanut selvästi: kun uusimmassa valtakunnan metsien inventoinnissa uudistuskypsän metsän tilavuus oli keskimäärin 225 kuutiota hehtaarilla, vuonna 1970 se oli 98 kuutiota hehtaarilla (Luken tilastotietokanta). Nykymetsät ovat siis huomattavasti 70-luvun metsiä tiheämpiä.

Virheellisiä käsityksiä tuottaa esimerkiksi uutisointi: vain negatiivisilla uutisilla on uutisarvoa, positiivisilla uutisilla niitä ei ole. Siksi esimerkiksi HS uutisoi 12.1.2019, että ”Tilastokeskuksen torstaina julkistaman ennakkotiedon mukaan hiilinielut olivat vuonna 2018 peräti 43 prosenttia pienempiä kuin edellisvuonna. Syynä olivat etenkin ennätysuuret metsänhakkuut.” Vastaavanlainen uutinen oli myös HS 25.5.2022: ” Maankäyttö muuttui viime vuonna ensimmäistä kertaa Suomessa hiilinielusta päästölähteeksi. Syynä nielujen romahtamiseen olivat muun muassa korkealla tasolla toteutuneet metsänhakkuut. Runkopuuta hakattiin viime vuonna ennätysmäärä.”

Alkuun HS jopa uutisoi, että metsät ovat muuttuneet päästökseksi, mutta korjasi päästölähteen myöhemmin päivällä maankäytöksi. Sama virheellinen tieto oli esillä myös esimerkiksi Aamulehdessä. Virheellinen tieto meni kuitenkin sellaisenaan läpi kansainvälisessä mediassa. Esimerkiksi New York Times uutisoi 9.10.2022, että ”Forests in Finland and Estonia, for example, once seen as key assets for reducing carbon from the air, are now the source of so much logging that government scientists consider them carbon emitters.” Sen sijaan Metsälehdessä 27.2.2020 uutisoimaa hiilinielujen reilua kasvua ”Metsälehdessä arvioitiin, että hiilinielu kasvoi viime vuonna jopa kolmanneksella, koska teollisuuspuun hakkuut tasaantuivat huippuvuoden jälkeen” ei muissa medioissa noteerattu.

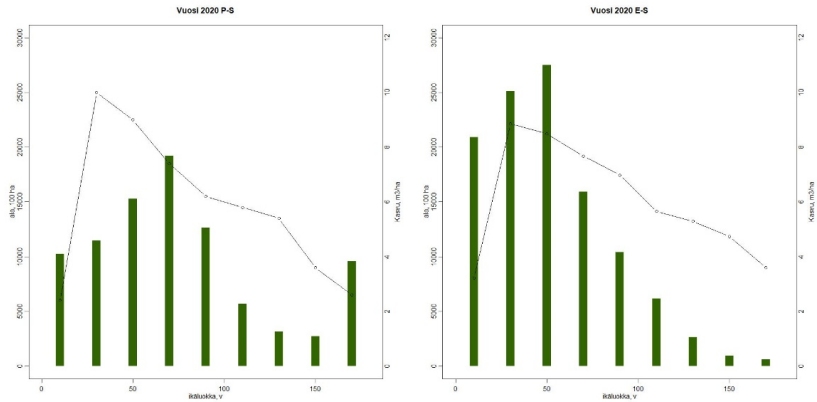
Suomalaiset arvioivat metsien hakkuumäärien pysyneen ennallaan tai kaksinkertaistuneen



Kuva 2.3.3: Kansalaisten käsitys hakkuiden muuttumisesta viimeisen viiden vuoden aikana. Lähde: UPM kansalaiskysely.

Vaikka hiilinielujen romahdukset muutaman vuoden välein saavat runsaasti julkisuutta, harva ymmärtää, että hiilinielu ei ole pysyvä. Ei edes silloin, jos metsiä ei hakata lainkaan (Roebroek et al., 2023). Suomen hiilinielut ovat olleet viime vuosikymmenillä merkittävät, koska sotien jälkeen metsiä uudistettiin merkittävässä määrin. Tuolloin hakkuupoistumat olivat jopa kasvua suuremmat, eli metsät olivat päästölähde (Kuva 2.3.2b). Nyt suuret metsäikäluokat ovat jo parhaat kasvuvuotensa ohittaneet, ja tulevina vuosina niiden kasvu iän myötä heikkenee: parhaimmillaan metsien kasvu on mittausten mukaan noin 30-50 vuotiaana, ja sen jälkeen kasvu on jokaisessa ikäluokassa vähäisempi (Kuva 2.3.4). Nuoria ikäluokkia on tulossa parhaaseen kasvuikään merkittävästi vähemmän kuin niitä tästä luokasta poistuu, varsinkin Pohjois-Suomessa. Ajan myötä kasvu siis hiipuu, ja vaikka puuta hakattaisiin nykyistä vähemmän, ennemmin tai myöhemmin Suomenkin metsät muuttuvat päästökseksi. Monissa maissa, kuten Kanadassa, ne jo ovat sitä (International Boreal Forest Research Association (IBFRA), 2021). Pitkällä aikavälillä puuston nettonielu on väistämättä nolla. Pysyviä hiilinieluja varten hiilidioksidi pitää varastoida pysyvästi esimerkiksi poltettaessa talteen otettuna kaasuna tai suonpohjaan upotettuna puutavaranä.

Jatkuva negatiivinen uutisvirta epäilemättä vaikuttaa ihmisten mielipiteisiin. Esimerkiksi Helsingin sanomat uutisoi 19.8.2022, että ”Kyselyn mukaan 53 prosenttia suomalaisista oli jokseenkin tai täysin samaa mieltä väitteestä, että metsien hakkuita pitää vähentää ilmastotavoitteiden saavuttamiseksi.” Valitettavasti hakkuiden vähentäminen korkeintaan lykkää joillakin vuosilla sitä hetkeä, jolloin metsät muuttuvat päästökseksi.



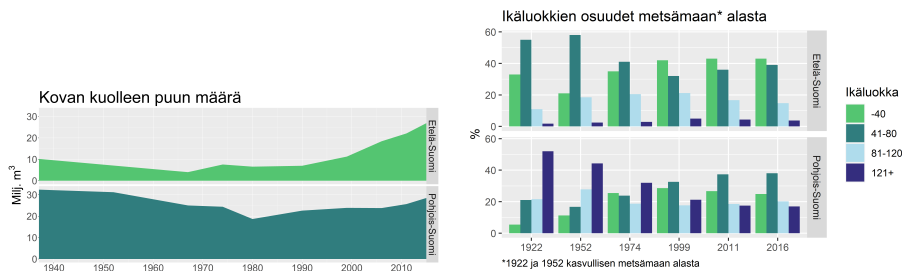
Kuva 2.3.4: Metsien ikäluokittainen pinta-ala (pylväät) sekä kasvu (viivat) Pohjois-Suomessa (vasen) ja Etelä-Suomessa (oikea). Lähde: VMI.

Lähes kaikki monimuotoisuusindikaattorit kehittyvät suotuisasti

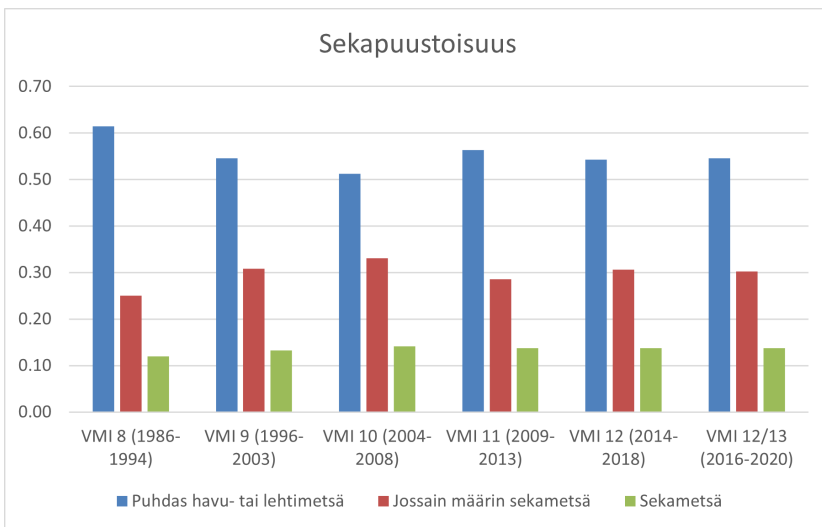
Suomen metsäluontotyypeistä 75% on arvioitu uhanalaisiksi ja 21% silmälläpidettäväksi. Näistä kaikkiaan 40 luontotyypistä 15 on lehtoja, ja lisäksi uhanalaiseen kuuluu muitakin pienialaisia ja erikoislaatuisia kohteita kuten paahdeympäristöjä, tulvametsiä ja dyynimetsiä (Kouki et al., 2018). Metsälajeja on 31,2% kaikista Suomen uhanalaisista lajeista, mikä on ymmärrettävää, koska metsät ovat Suomen tärkein elinympäristö (Hyvärinen et al., 2019). Erityisen tärkeitä elinympäristöjä ovat lehdot, joissa elää 45,3% metsien uhanalaisista. Myös muut pienialaiset elinympäristöt, kuten paloalueet, ovat uhanalaisille merkittäviä.

Metsätalous on muokannut monin tavoin lajien elinympäristöjä. Vanhojen metsien, lahoppuiden ja kookkaiden puiden vähäisyys on tunnistettu tärkeäksi metsälajiston uhanalaisuuden aiheuttajaksi. Julkisesta keskustelusta voisi kuitenkin kuvitella, että ne ovat edelleen hupenemassa. Esimerkiksi HS pääkirjoitus 15.7.2021 kertoo, että ”Uhanalaistumiseen ovat vaikuttaneet metsäelinympäristöjen muutokset. Yleisimpiä niistä ovat metsien uudistamis- ja hoitotoimet sekä vanhojen metsien, kookkaiden puiden ja lahoppuun väheneminen.” Tilastojen mukaan kookkaiden puiden määrä on kuitenkin nelinkertaistunut sadassa vuodessa (Henttonen et al., 2019). Kovan lahoppuun määrä on ollut Etelä-Suomessa alimmillaan 1960-luvulla, Pohjois-Suomessa 70- ja 80-lukujen vaihteessa (Kuva 2.3.5a). Viimeiset 40 vuotta lahoppuun määrä on siis ollut kasvussa. Toisaalta vanhojen metsien määrä on Pohjois-Suomessa merkittävästi vähentynyt (Kuva 2.3.5b), tosin viimeisten uutisten mukaan vanhojen metsien väheneminen on pysähtynyt.

Onkin ristiriitaista, että merkittävänä pidettyjen monimuotoisuuden indikaattorien pitkäaikainen positiivinen kehitys ei ole pystynyt kääntämään lajien kehitystä positiiviseen suuntaan (Korhonen et al., 2020). Ristiriitaa on selitetty esimerkiksi sillä, että parannukset ovat vielä aivan liian vähäisiä suhteessa siihen, mikä on ollut esimerkiksi lahoppuun määrä luonnonmetsissä (Etelä-Suomessa 110 ja Pohjois-Suomessa 50 kuutiota hehtaarilla, Helsingin Sanomat 27.6.2022, Mönkkönen ym. 2022). Luultavasti ymmärryksemme lajien vaatimuksista on vielä puutteellista, ja esimerkiksi kookkaiden puiden määrä ei kenties



Kuva 2.3.5: a. Kovan kuolleen puun kehitys VMIn mukaan. Lähde: VMI. b. Ikäluokkien pinta-alan khitys VMIn mukaan Lähde: VMI



Kuva 2.3.6: Metsien kehitys VMIn mukaan sekapuustoisuuden mukaan. Lähde: VMI.

olekaan ratkaisevaa, vaan esimerkiksi niiden ikä, puulaji tai sijainti voi olla paljon tärkeämpi.

Avohakkuita pidetään myös syypäänä yksipuolisiin metsiin. Esimerkiksi HS kirjoittaa pääkirjoituksessaan 14.3.2022: ”Keski-Euroopassa kirjanpainaaja on jo tuhonnut laajoja metsäalueita (HS 21.2.). Suomessa vasta pelätään pahinta. Metsiä on vuosikymmenet muutettu avohakkuiden kautta yksipuolisiksi talousmetsiksi, koska tuholaisuhka on pysynyt toistaiseksi hallinnassa kylmän ilmaston vuoksi.” Valtakunnan metsien inventoinnin tilastojen mukaan kuitenkin sellaiset metsät, joissa pääpuulajin osuus on vähintään 95 % ovat vähentyneet VMI8:n 61 prosentista uusimman VMI12/13 tuloksen mukaan noin 55 prosenttiin (Kuva 2.3.6). Sekametsien, joissa pääpuulajin osuus on enintään 75 % osuus on samalla lisääntynyt 12:sta 14 prosenttiin. Koivuvaltaisten metsien osuus oli alimmillaan 70-luvulla (ns. koivuvihan aika), noin 7%, ja on siitä noussut 10%:iin (Korhonen et al., 2021), ja koivun ja muiden lehtipuiden tilavuus on kasvanut selvästi. Toisaalta hirvituhojen takia kuusen osuus taimikoista on kasvamassa, ja se voi tulevaisuudessa olla uhka metsien monimuotoisuudelle.

Vaikka avohakkuun jälkeen lähes poikkeuksetta istutetaan yhden puulajin

metsä, taimista merkittävä osa on silti luontaisesti syntyneitä. Luontaisesti syntyneiden taimien hyväksikäyttöä sekapuustoisuuden turvaamiseksi suositellaan myös metsänhoidon ohjeissa (esim. Metsanhoidonsuositukset.fi). Suomessa myös istutetaan täällä luontaisesti kasvavia puulajeja. Useinkaan ole mahdollista jälkikäteen mahdollista tunnistaa, mitkä puut ovat luontaisesti syntyneitä, mitkä istutettuja, ellei puita ole istutettu vanhalle pellolle suoriin riveihin.

Tutkimuskin on täynnä draamaa

Myös tutkimuksista julkisuutta saavat eniten ne, joissa on eniten dramatiikkaa. Naturessa julkaistiin vuonna 2019 arvostetun EUn tutkimuslaitoksen JRC:n tutkijoiden tulos, jonka mukaan hakkuut ovat Euroopassa lisääntyneet lyhyessä ajassa valtavasti: vuosien 2010-2015 ja 2016-2018 välillä jopa 69% biomassana ja 43% pinta-alana (Ceccherini et al., 2020). Erityisen suureksi lisäys arvioitiin Suomessa ja Ruotsissa. Samaan aikaan virallisten tilastojen mukaan Ruotsissa hakkuut olivat tuolla aikavälillä suorastaan laskeneet. Myöhemmin useat tutkijat kirjoittivat vastineita, joissa todettiin, että käytetyn menetelmän kyky erottaa hakkuita oli parantunut, eivätkä hakkuut olleet lisääntyneet (Palahi et al., 2021; Breidenbach et al., 2022). Vahinko oli silti jo tapahtunut, ja esimerkiksi twitterissä uutista jaettiin Suomessakin ahkerasti. Todennäköisesti moni kuvittelee edelleen, että uutinen oli totta, koska vastineista pidettiin paljon vähäisempää melua. Harva osasi miettiä, että muutos ei ollut millään tavalla edes mahdollinen: jos Suomessa hakkuut olisivat lisääntyneet 50%, saman verran lisää olisi tarvittu sellutehtaita, sahoja, hakkuukoneita, tukkirekkoja ja koneenkuljettajia, eikä sellaisista ollut mitään havaintoja. Hakkuiden lisääntyminen olisi tietenkin näkynyt myös lisääntyneinä vientituloina.

Edelleen moni suomalainen myös uskoo, että haposateet olivat merkittävä uhka Suomen metsien terveydelle, ja että yhteiskunnan ripeä toiminta saasteiden vähentämiseksi oli merkittävä onnistuminen. Todellisuudessa mitään haposateiden aiheuttamaa metsäkuolemaa ei ollut olemassakaan, ei Suomessa eikä myöskään Keski-Euroopassa. Suomessa metsäkuolemia aiheutti tauti nimeltä männynversosurma, joka levisi kylmien ja kosteiden kesien jälkeen. Euroopassa-kin kuolemien taustalla olivat sääolot, eivätkä haposateet.

Uutisointi haposateista oli aikoinaan hyvin vahvaa, ja Suomen metsien loppumista pelättiin aidosti. Haposateiden vaurioittamia tai jopa tuhoamia metsiä oli pahimpien uutisten mukaan noin 40 000 hehtaaria (Jalkanen ja Kaitera, 1992). Lopulta alueelta löytyi versosurmaa noin 1800 hehtaarilta, ja uudistamista vaatinutta täydellistä tuhoa noin 24 hehtaarilta. Venäjän kaivosalueilla Montsegorskin alueella oli pienialaisia saastetuhoja, mutta haposateiden yhteyttä Suomessa tapahtuneisiin metsäkuolemiin ei havaittu (Tikkanen, 1995). Haposadekokuun verrattuna metsäkuolemien todellisen syyn ja laajuuden paljastuminen oli tylsää ja tavanomaista, eikä todellinen syy koskaan mennyt viestinä läpi, vaikka sitäkin on uutisoitu (esimerkiksi HS 22.12.2001).

Lopuksi

Metsävaroista ja niiden kehitymisestä leviää valtavasti virheellistä tietoa. Pelkkä tiedon lisääminen ei tilannetta paranna. Hitaasti tapahtuvat positiiviset muutokset jäävät aina uutiskynnyksen alle, ja siten ihmisten maailmankuva muodostuu suureksi osaksi negatiivisten uutisten perusteella. Ilmiö ei ole sidottu

metsäkeskusteluun, vaan vastaavat ilmiöt näkyvät myös muilla aloilla. Kirjassaan *Faktojen maailma* Rosling et al. (2018) kirjoittaa, että ihmiset kautta linja uskovat, että maailma on menossa huonompaan suuntaan, vaikka todisteet päinvastaisesta ovat kiistattomat. Lapsikuolleisuus vähenee, rokotuskattavuus kasvaa, koulutettujen tyttöjen osuus kasvaa ja äärimmäinen köyhyys vähenee, mutta silti yli puolet kyselyihin vastanneista kansalaisista kolmestakymmenestä eri maasta uskoo, että maailma on menossa huonompaan suuntaan.

Virheellisten käsitysten karsimiseksi metsävaroista ja niiden kehittymisestä pitää tiedottaa kaikille kansalaisille, ei pelkästään alan ammattilaisille. Metsävaroista pitää tiedottaa aiempaa useammin ja samoja aiheita pitää käsitellä toistuvasti. Myös kansalaisten tiedonlukutaitoa olisi parannettava kehittämällä tiedon julkaisemisen tapoja ja menetelmäosaamista. Esimerkiksi Rosling et al. (2018) ehdottavat, että ihmisiä pitää opettaa kuluttamaan uutisia ja havaitsemaan draama. Ihmisiä pitää myös opettaa siihen, että maailma muuttuu koko ajan, ja kaikkien pitää päivittää uskomuksiaan – niin metsistä kuin muustakin maailman menosta – koko elämänsä ajan. Ihmisten pitäisi myös oppia huomaamaan, että vaikka monia ikäviä asioita tapahtuu maailmassa koko ajan, monet asiat muuttuvat koko ajan parempaan suuntaan.

Viitteet

J. Breidenbach, D. Ellison, H. Petersson, K.T. Korhonen, H.M. Henttonen, J. Wallerman, J. Fridman, T. Gobakken, R. Astrup ja E. Næsset. “Harvested area did not increase abruptly—how advancements in satellite-based mapping led to erroneous conclusions”. *Annals of Forest Science* 79.2 (2022). URL: <https://doi.org/10.1186/s13595-022-01120-4>.

G. Ceccherini, G. Duveiller, G. Grassi, G. Lemoine, V. Avitabile, R. Pilli ja A. Cescatti. “Abrupt increase in harvested forest area over Europe after 2015”. *Nature* 583 (2020), s. 72–77.

H.M. Henttonen, P. Nöjd, S. Suvanto, J. Heikkinen ja H. Mäkinen. “Large trees have increased greatly in Finland during 1921–2013, but recent observations on old trees tell a different story”. *Ecological Indicators* 99 (2019), s. 118–129. URL: <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.12.015>.

E. Hyvärinen, A. Juslén, E. Kempainen, A. Uddström ja U.-M. Liukko, toim. *Suomen lajien uhanalaisuus – Punainen kirja 2019*. Helsinki: Ympäristöministeriö & Suomen ympäristökeskus, 2019, s. 704.

Y. Ilvessalo. “Suomen metsät. Tulokset vuosina 1921–1924 suoritetusta valtakunnan metsien arvioinnista”. *Commun. Inst. For. Fenn.* 11 (1927).

International Boreal Forest Research Association (IBFRA). *Sustainable boreal forest management – challenges and opportunities for climate change mitigation*. Report 11/2021. Insight Process conducted by a team appointed by the International Boreal Forest Research Association (IBFRA), 2021. URL: <https://www.iiasa.ac.at/web/home/resources/publications/insightreports/insight-11-2021.html>.

R. Jalkanen ja J. Kaitera. “Versosurma Itä-Lapissa”. Teoksessa: *Itä-Lapin metsävaurioprojektin väliraportti*. Toim. H. Kauhanen ja M. Varmola. Metsäntutkimuslaitoksen tiedonantoja 413. 1992, s. 215–226.

-
- A. Kangas, R. Astrup, J. Breidenbach, J. Fridman, T. Gobakken, K.T. Korhonen, M. Maltamo, M. Nilsson, T. Nord-Larsen, E. Næsset ja H. Olsson. “Remote sensing and forest inventories in Nordic countries – roadmap for the future”. *Scandinavian Journal of Forest Research* 33 (2018), s. 397–412.
- K.T. Korhonen, A. Ahola, J. Heikkinen, H.M. Henttonen, J.-P. Hotanen, A. Ihalainen, M. Melin, J. Pitkänen, M. Rätty, M. Sirviö ja M. Strandström. “Forests of Finland 2014–2018 and their development 1921–2018”. *Silva Fennica* 55.5 (2021), s. 49. URL: <https://doi.org/10.14214/sf.10662>.
- K.T. Korhonen, A. Ihalainen, S. Kuusela, P. Punttila, O. Salminen ja K. Syrjänen. “Metsien monimuotoisuudelle merkittävien rakennepiirteiden muutokset Suomessa vuosina 1980–2015”. *Metsätieteen aikakauskirja* 2020 (2020). URL: <https://doi.org/10.14214/ma.10198>.
- J. Kouki, K. Junninen, K. Mäkelä, M. Hokkanen, T. Aakala, V. Hallikainen, K.T. Korhonen, T. Kuuluvainen, M. Loiskekoski, O. Mattila, K. Matveinen, P. Punttila, I. Ruokanen, S. Valkonen ja R. Virkkala. “Metsät”. *Julk. Suomen luontotyyppeiden uhanalaisuus 2018. Luontotyyppeiden punainen kirja. Osa II. Suomen Ympäristökeskus ja Ympäristöministeriö. Helsinki Suomen Ympäristö* 5 (2018), s. 480–564.
- M. Palahi, R. Valbuena, C. Senf, N. Acil, T.A.M. Pugh, J. Sadler, R. Seidl, P. Potapov, B. Gardiner, L. Hetemäki, G. Chirici, S. Francini, T. Hlásny, B.J.M. Lerink, H. Olsson, J.R.G. Olabarria, D. Ascoli, A. Asikainen, J. Bauhus, G. Berndes, J. Donis, J. Fridman, M. Hanewinkel, H. Jactel, M. Lindner, M. Marchetti, R. Marušák, D. Sheil, M. Tomé, A. Trasobares, P.J. Verkerk, M. Korhonen ja G.J. Nabuurs. “Concerns about reported harvests in European forests”. *Nature* 592 (2021), E15–E17. DOI: [10.1038/s41586-021-03292-x](https://doi.org/10.1038/s41586-021-03292-x).
- C.T.J. Roebroek, G. Duveiller, S.I. Seneviratne, E.L. Davin ja A. Cescatti. “Releasing global forests from human management: How much more carbon could be stored?” *Science* 380.6643 (2023), s. 749–753.
- H. Rosling, O. Rosling ja A. Rosling Rönnlund. *Factfulness: Ten reasons we’re wrong about the world and why things are better than you think*. Sceptre, 2018.
- E. Tikkanen, toim. *Kuolan saastepäästöt Lapin metsien rasiitteena*. Gummerus Kirjapaino, 1995.
- UPM Kansalaiskysely. <https://www.upm.com/fi/ajankohtaista/uutiset/2020/10/upm-kansalaiskysely/>. Pohjoisranta BCW 10/2020. PowerPoint Presentation (upm.com). Viitattu 21.11.2022. 2020.

Kommentti: Miksi ymmärryksemme on vajavaista?

JUHA KARVANEN

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

MATEMATIIKAN JA TILASTOTIETEEN LAITOS

Tiivistelmä

Juha Alho, Mervi Eerola ja Annika Kangas kirjoittavat artikkeleissaan ilmiöistä, joiden syvälinen ymmärtäminen on vaikeaa laajoista aineistoista huolimatta. Tässä kommenttipuheenvuorossa pyrin esittämään tilastotieteellisiä näkökulmia, jotka ovat yhteisiä käsitellyille artikkeleille ja laajemminkin vaikeasti mallinnettaville ilmiöille. Pohdin myös vajavaisen ymmärryksen merkitystä päätöksenteolle. Lopuksi nostan esille yksittäisiin artikkeleihin liittyviä kysymyksiä.

Tietämisemme on näet vajavaista

1. Kor. 13:9

Tilastotieteen luonteesta

Edellä esitetyt Juha Alhon, Mervi Eerolan ja Annika Kankaan artikkelit ja niihin liittyvät esitelmät Suomen Tilastoseuran iltapäiväseminaarissa ”Aineistot, tilastotiede ja päätöksenteko” 20.10.2022 kertovat jotain olennaista tilastotieteen luonteesta. Käsiteltyjä aiheita, syntyvyyden mallintamista, nuorten pahoinvointia ja metsiemme tilaa, yhdistää tarkasteltavien ilmiöiden monimutkaisuus ja yhteiskunnallinen merkityksellisyys. Yksittäin tarkasteltuna nämä aiheet eivät ehkä ensimmäisenä päädy tilastotieteilijän työpöydälle. Kokoamalla aiheet samaan seminaariin Tilastoseura tuo esille tilastotieteen merkittävää roolia yhteiskunnallisen ymmärryksen lisääjänä. Tämä rooli ei ole uusi – ovathan tilastotieteen juuret todennäköisyyslaskennan ohella myös valtiollisissa väestötilastoissa. Tilastotieteilijä ei siis halua jättää väestötieteen, sosiologian tai metsätieteen kysymyksiä vain näiden alojen ammattilaisille, vaan uskoo siihen, että tilastotieteen yleiset periaatteet ja menetelmät ovat laajasti käyttökelpoisia eri alojen ongelmien ratkaisemisessa.

Ymmärryksemme vajavuus

Artikkelit käsittelevät aiheita, joista tietoa on saatavilla monipuolisesti ja pitkältä ajalta, mutta jotka silti ovat puutteellisesti ymmärrettyjä. Pyrin seuraavaksi esittämään ajatuksia siitä, miksi tiedon saatavuus ei yksinään riitä ymmärryksen syntymiseen. Tilastotieteen näkökulmasta jaottelen syyt ymmärryksemme vajavaisuudelle kolmeen luokkaan: tietämys ilmiöstä, sekoittavat tekijät ja aineistojen epätäydellisyys.

Tietämys ilmiöstä

Ensimmäinen askel ilmiön ymmärtämisessä on tarvittavien käsitteiden määrittely. Mitä syntyvyys, nuorten pahoinvointi ja metsiemme tila oikeastaan tarkoittavat? Näistä syntyvyys vaikuttaa ensikatsannolta yksiselitteisesti määritellyltä, koska Suomessa vuosittain syntyneiden lukumäärä pystytään kertomaan eksaktina kokonaislukuna. Alhon artikkelista kuitenkin ymmärrämme, että mallintamisessa kohteena on kohortti- tai yksilökohtainen syntyvyys tietyssä vuonna, joka on syntyneiden lukumäärää abstraktimpi käsite. Nuorten pahoinvointi ja metsiemme tila ovat lähtökohtaisesti monitahoisia käsitteitä, jotka vaativat tarkempia määrittelyjä. Jos käsitteet ovat epämääräisiä, ymmärrystäkään ei voi syntyä.

Ilmiön ymmärtäminen tarkoittaa siihen liittyvien syy-seuraussuhteiden ymmärtämistä. Tilastotiede tarjoaa työvälineitä tunnettujen tai oletettujen kausaalisuhteiden esittämiseen parametrittömästi ilman, että vaikutusten voimakkuuksia tarvitsee tuntea (Pearl, 1995). Graafisten mallien (Koller ja Friedman, 2009) avulla voidaan esimerkiksi esittää vaikutusketju $X \rightarrow Z \rightarrow Y$, joka kertoo, että muuttuja Z on välittäjä muuttujan X vaikutukselle muuttujaan Y . Tutkija voi esittää kausaalirakenteen jo ennen kuin hän tietää mitä dataa on saatavilla. Jos ilmiön luonteesta vallitsee syvä epätietoisuus, vaihtoehdotiset kausaalirakenteet, $X \leftarrow Z \leftarrow Y$ ja $X \leftarrow Z \rightarrow Y$, voivat myös tulla kyseeseen. On huomattava, että näitä kolmea kausaalirakennetta ei voi erottaa toisistaan muuttujien välisten ehdollisten riippumattomuuksien avulla. Jos sen sijaan tiedämme muuttujien ajallisen järjestyksen, voimme sulkea pois kaksi vaihtoehtoa kolmesta.

Eerola tuo esille sen, että yhteiskunnallisten ilmiöiden tapauksessa ajallisten suhteiden hahmottaminen ei aina ole suoraviivaista. Monet ilmiöt ovat matemaattisessa mielessä ennemminkin ajallisesti jatkuvia kuin pistemäisiä. Pohdittaessa nuorten pahoinvointia ja siihen vaikuttavia tekijöitä muodostavat esimerkiksi sosiaalisen median käyttö, sosiaalinen aktiivisuus ja pahoinvointi vyyhden, jossa kaikkien tekijöiden voi ajatella vaikuttavan toisiinsa. Tällöin syiden ja seurausten selvittäminen poikkileikkausaineistosta on vaikeaa ellei mahdotonta. Vaikka graafiset mallit ovatkin monella tapaa hyödyllisiä kausaalisuhteiden esittämisessä, ne eivät aina tarjoa luontevaa tapaa ajassa muuttuvien ilmiöiden hahmottamiseen (Arjas, 2014).

Sekoittavat tekijät

Kausaalivaikutuksen voimakkuuden estimointi edellyttää ilmiötä kuvaavan kausaalirakenteen lisäksi sopivien kokeellisten tai havainnoivien aineistojen käyttöä. Havainnoivien aineistojen tapauksessa kausaalipäättelyssä tulee ottaa huomioon sekoittavien tekijöiden vaikutus. Sekoittavalla tekijällä tarkoitetaan muuttujaa, joka vaikuttaa sekä syyhyn että seuraukseen. Lähes aina osa sekoittavista tekijöistä jää havaitsemattomiksi. Tämä voi johtua siitä, että kaikkia sekoittavia tekijöitä ei lainkaan tunneta tai siitä, että sekoittava tekijä kyllä tunnetaan mutta sitä ei pystytä mittaamaan.

Kausaalipäättelyn menetelmillä (Pearl, 1995; Shpitser ja Pearl, 2006; Tikka ja Karvanen, 2017; Tikka et al., 2021) voidaan selvittää, onko kiinnostuksen kohteena oleva kausaalivaikutus identifioituva eli ainakin periaatteessa estimoitavissa käytettävissä olevista aineistoista. Identifioitavuuden selvittäminen on mahdollista täysin symbolisesti ilman varsinaista numeerista dataa. Kausaalivaikutus voi olla identifioituva, vaikka osaa ilmiöön liittyvistä muuttujista ei

olisikaan havaittu.

Kausaalipäätelyn menetelmiä voi käyttää myös selvitetessä kausaalivaikutusten siirrettävyyttä eri populaatioiden välillä (Pearl ja Bareinboim, 2014). Tällä tavoin voidaan formaalisti tarkastella esimerkiksi sitä, millä oletuksilla Ruotsissa tehdyn kokeen tulokset ovat sovellettavissa Suomessa. Alhon mainitsemaa väestöllisen muuntumisen teoriaa voisi ehkä lähestyä kausaalivaikutusten siirrettävyyden näkökulmasta.

Haasteet eivät lopu silloinkaan, kun pystymme luettelemaan sekoittavat tekijät, ja niiden mittaaminen on periaatteessa mahdollista. Ajatellaan, että olemme tunnistanee etnisen taustan tekijäksi, joka voisi vaikuttaa syntyvyyteen tai nuoren pahoinvointiin. Tämän ymmärryksen operationalisointi muuttujaksi ei ole lainkaan yksinkertainen tehtävä (Ahola, 2011). Voimme esimerkiksi selvittää henkilön äidinkielen, kansalaisuuden, uskonnon, syntymämaan, vanhempien syntymämaat, asuinvuodet Suomessa ja suomen ja ruotsin kielen taidon, mutta moni etnisyyteen kytkeytyvä seikka saattaa silti jäädä tuntemattomaksi. Muuttujamäärittelyn haasteet on hyvä pitää mielessä tulkittaessa tutkimusraportteja, jotka kertovat, että etninen tausta, työhistoria, fyysinen aktiivisuus tai jokin muu moniulotteinen taustatekijä on otettu huomioon sekoittava tekijänä.

Aineistojen epätäydellisyys

Aineistot eivät juuri koskaan ole täydellisiä, vaan niihin liittyy valikoitumista, puuttuvaa tietoa tai mittausvirhettä. Valikoituminen tarkoittaa sitä, että käsillä oleva aineisto ei ole satunnaisotos kiinnostuksen kohteena olevasta populaatiosta. Tiedon puuttuminen voidaan jaotella suunniteltuun (esimerkkinä tapaus-verrokki-asetelmat) ja suunnittelemattomaan (esimerkkinä vastauskato) puuttuvuuteen. Valikoituminen voidaan ymmärtää puuttuvan tiedon erikoistapaukseksi. Mittausvirhe kytkeytyy paitsi tekniseen mittaustarkkuuteen myös edellä mainittuun käsitteiden operationalisointiin: mitatulla muuttujalla voi olla vain heikko yhteys käsitteeseen, jota se pyrkii kuvaamaan.

Menetelmiä valikoitumisen ja puuttuvan tiedon käsittelyyn kausaalipäätelyssä on kehitetty viimeisen kymmenen vuoden aikana (Bareinboim ja Tian, 2015; Nabi et al., 2020). Puuttuvan tiedon mekanismi voidaan esittää graafisessa mallissa muiden kausaalisuhteiden tapaan (Mohan et al., 2013; Karvanen, 2015) ja kausaalivaikutusten identifioituvuus saadaan jälleen selvitettyä symbolisesti ilman aineiston käyttöä.

Alhon, Eerolan ja Kankaan artikkeleissa esiintyy laadultaan erilaisia aineistoja. Väestörekisteriin perustuvat syntyvyystiedot ovat esimerkki aineistosta, joka on käyttötarkoitukseensa ainakin lähes täydellinen kokonaisuaineisto. Kankaan kuvaama metsävarojen inventointi on esimerkki huolellisesti toteutusta otanta-tutkimuksesta, jossa puuttuvan tiedon merkitys on vähäinen ja otosvaihtelua voidaan hallita koealojen lukumäärää, kokoa ja sijaintia muuttamalla. Eerolan käyttämä European Social Survey on esimerkki tutkimuksesta, joka muiden ihmisiä käsittelevien luotauksen tapaan kamppailee katoa vastaan.

Luotauksissa varsinainen ongelma ei ole alhainen vastausosuus sinänsä, vaan vastaajien mahdollinen valikoituminen tutkittavien tekijöiden suhteen. Otoksen edustavuutta voi tarkastella iän, sukupuolen ja muiden rekistereihin pohjautuvien taustatietojen suhteen, mutta puuttuvuuden satunnaisuutta, joka on tilastollisten menetelmien kannalta kriittinen oletus, ei yleensä ole mahdollista varmentaa. Tiedetään kuitenkin, että suomalaisessa terveystarkastustutkimuksessa ikävakioitu kuolleisuus viiden vuoden seurannassa voi olla yli kaksinkertaista

katoon jääneiden joukossa verrattuna osallistujiin (Karvanen et al., 2016).

Päätöksenteko ja ymmärryksen vajavuus

Ymmärryksen vajavuus johtaa huonosti perusteltuihin päätöksiin. Päätösvaihtoehtojen seurauksia ei ole pystytty selvittämään luotettavasti ja päätökset pohjautuvat arvailuihin, mielikuviin ja toiveajatteluun.

Eerola ja Kangas painottavat tiedotusvälineiden roolia mielikuvien luoja-
na. Eerola käyttää termiä ”yhteiskunnan suodatin” kuvaamaan prosessia, jonka kautta tutkimustieto siirtyy päätöksentekijöille. Tämä suodatin lisää kokonaisuuteen uuden kerroksen: paras olemassa oleva tietämys on itsessään vajavaista ja tämä vajavainen tietämys välittyy päätöksentekoon vain osittaisena ja mahdollisesti vääristyneenä.

Yhteiskunnallinen päätöksenteko itsessään on prosessi, jossa yksittäiset päätökset seuraavat toisiaan. Jokainen päätös voidaan nähdä interventiona, jonka avulla ilmiöstä on mahdollista oppia lisää. Asetelma on kvasikokeellinen eikä ole selvää, että päätöksiä ja niiden seurauksia tarkastelemalla päädytään parempiin päätöksiin, jos käsitys ilmiöstä on alun perin virheellinen. Jo puhtaasti teoreettisestikin on mielenkiintoista pohtia, millaisten ehtojen tulee olla voimassa, jotta päätöksenteko olisi itseään korjaavaa.

Kiinnostavia yksityiskohtia

Tässä osiossa nostan esiin yksittäisiin artikkeleihin liittyviä kysymyksiä. Esitän kommenttini ja kysymykseni tilastotieteilijänä, en sovellusalojen asiantuntijana. Jokaisen kysymyksen jälkeen kyseisen artikkelin kirjoittaja esittää vastauksensa.

Syntyvyys

Juha Alho esittää artikkelissaan useita oivaltavia havaintoja syntyvyyden mallintamisesta. Vaikka suomalaisten väestötilastojen avulla onkin mahdollista selvittää kokonaishedelmällisyys vuodesta 1776 alkaen, historiallisesta aikasarjasta tuntuu olevan vain vähän hyötyä tulevaisuuden syntyvyyden ennakoinnissa. Mainittakoon tässä, että Suomen väkilukua vuodesta 1647 alkaen on arvioitu hajanaisen kirkonkirjojen avulla Bayes-tilastotieteen keinoin (Voutilainen et al., 2020).

Alho kertoo väestöllisen siirtymän teoriasta, jonka mukaan syntyvyys laskee kaikissa maissa hyvinvoinnin lisääntyessä ja kuolevuuden vähetessä. Olisi mielenkiintoista selvittää, kuinka kausaali vaikutusten siirrettävyyteen kehitetyt menetelmät toimivat tarkasteltaessa syntyvyyden muutoksia eri maissa.

Kysymyksiä:

1. JK: Kuvassa 2 on esitetty kokonaishedelmällisyys 1776–2021 ja nykyinen uusiutumistaso. Korkean lapsikuolleisuuden takia historiallinen uusiutumistaso on kuitenkin ollut selvästi korkeampi kuin nykyinen 2.07. Kuinka helposti historiallista uusiutumistasoa voi estimoida ja kuinka hyvin se selittäisi syntyvyyttä?

JA: Suomessa on hyvät kuolevuustiedot 1750-luvulta asti, joiden perusteella kysymyksessä tarkoitettut nettouusiutumisluvut voidaan laskea. Ennen väestöllistä siirtymää yksittäisiin vuosiin liittyy samanlaista heilahtelua, kuin

Kuvan 2 kokonaishedelmällisyyskäyrään. Sen jälkeen kuolevuuden kehitys on ollut melko tasaisesti laskevaa, eritoten nuorilla naisilla. Kuvassa 2 voisi uusitumistason korvata loivasti laskevalla viivalla, joka alkaisi osapuilleen arvosta 2.2. Nähdään, ettei yleiskuva kehityksestä muuttuisi.

2. *JK: Miksi yksilökohtaiset tekijät selittävät vain eroja kohortin sisällä? (sivu 10) Eikö voisi ajatella, että väestötasoinen muutos syntyvytydessä rakentuu muutoksista yksilötasolla?*

JA: Asia on tosiaan monimutkaisempi kuin kirjoituksessani esitin. Jos ajattelee vaikkapa suurten ikäluokkien syntyä, niin sota on vaikuttanut hedelmällisyyden nousuun useita teitä. Esimerkiksi valtiiovallan toimenpiteet ovat vaikuttaneet sekä asenteisiin että perheiden taloudelliseen asemaan. Pronatalistiset asenteet ovat toisaalta osaltaan vaikuttaneet politiikkatoimenpiteisiin. On lisäksi selvää, että sota kohteli esimerkiksi Kannakselta paenneita hyvin eri tavalla, kuin muun maan väestöä, jonka ei tarvinnut muuttaa, ja jonka huolet liittyivät osin evakkojen asuttamiseen. Yhteisiä huolia oli kuitenkin verrattomasti enemmän, ja näiden perussyy oli sota. Yksilöaineistoissa tällaisten jaettujen taustatekijöiden vaikutusta ei oikein voi regressionaalysin keinoin selvittää. Kansainväliset yhteisötason vertailut näyttävät olevan ainoa käyttökelpoinen tapa, jolla sodan roolia voi yrittää valottaa. Ruotsin suuret ikäluokat osoittavat kuitenkin, ettei näinkään ole helppoa saada yksiselitteisiä tuloksia. Tässä joudutaan kaivamaan esiin mainitsemasi välittävät tai sekoittavat tekijät, joiden tuloksena myös ruotsalaisten asenteet koskien syntyvyyttä ovat voineet muuttua.

3. *Artikkelissa mainitaan, että lapsitoiveita on luodattu kyselyin. Onko samalla tavoin selvitetty, miksi on päädytty toteutuneeseen lapsilukuun? Vaikka ihmisillä onkin taipumus jälkikäteen rationalisoida valintojaan, voisi tällä tavoin saada tietoa tekijöistä, jotka ovat aiemmin vaikuttaneet syntyvyyden muutokseen.*

JA: Hyvä kysymys! Tätä asiaa koskevat tietoni saattavat olla vanhentuneita. Viitataan yhteen 1980-luvulla tehtyyn selvitykseen, jossa varsin järeän kaliperin väestötieteilijät pyrkivät selvittämään asiaa empiirisesti. Käytettävissä oli kyselyaineistoja, joissa lapsitoiveita oli kysytty samoilta henkilöiltä toistuvasti. Tosin toistojen välit olivat vain muutaman vuoden päässä toisistaan, jolloin kovin suuria yhteisötason muutoksia ei ollut ehtinyt tapahtua. Mainitsemasi jälkirationalisointi näkyy tuloksissa siten, että "vahinkoraskauksia" näyttää tapahtuneen, jotka ovat vaikuttaneet henkilökohtaiseen toivottuun lapsilukuun. Voidaan ajatella, että näitä olisi nykyisin vähemmän kuin 1980-luvulla. Mutta ei aina ollut tullut toivottujakaan! Joka tapauksessa jo noissa varhaisissa selvityksissä kävi ilmi, että kysymysten muotoilu on keskeistä: on eri asia kysyä omaa toivottua lapsilukua kuin kysyä yleisesti toivottavaa lapsilukua. – Noihin aikoihin tehtiin myös laaja kansainvälinen *World Fertility Survey*, mutta en ole nähnyt siihen kovin paljon viitattavan viime aikoina.

4. *JK: Artikkelissa tuodaan esille syntyvyyden alueelliset erot, joista ääri-merkkejä ovat Pohjois-Pohjanmaa ja Helsingin kantakaupunki. Mikä tässä tapauksessa on kausaalisuuden suunta? Toisin sanottuna asuvatko ihmiset Kalliossa, koska heillä ei ole lapsia vai eikö heillä ole lapsia, koska he asuvat Kalliossa? Vai onko selittäjänä jokin kolmas tekijä, joka vaikuttaa sekä asuinpaikkaan että lapsilukuun?*

JA: Arvelisin, että Pohjois-Pohjanmaan kunnissa arvokonservatiivinen lestadiolaisuus vetää yhteen samanmielisiä, ja kun tähän kulttuuriin ei kuulu lapsiluvun määrätietoinen rajoittaminen, niin hedelmällisyys on siellä korkeaa. Eli ajattelen, että seutu ja sen kulttuuri ovat hedelmällisyyteen vaikuttavia syytekijöitä. Kalliossa tilanne lienee osin toinen. Alueen asuntokanta koostuu pääosin yksioista ja kaksioista. Perheenlisäystä suunnittelevien ei kannata alueelle hakeutua, kun entisen työväenkaupungin osan asuntojen hinnatkin ovat nopeasti nousseet. Toisaalta alue on tiheästi asuttu ja siellä on vähän lapsia. Tämä tukee sallivaista elämäntapaa, joka vetää puoleensa nuoria aikuisia, joita normielämä ei kiinnosta. Arvelen siis, että tässä tapauksessa alueen matala hedelmällisyys on myös syy asettua alueelle, joskin niin, että tätä vaikutusta välittävät kulttuuriset tekijät.

Nuorison masentuneisuus

Mervi Eerola kuvaa nuorten pahoinvointia Suomessa erilaisten datalähteiden avulla. Artikkelissaan Eerola esittelee pahoinvoinnin monitahoisuutta, tarkastelee pahoinvointiin vaikuttavia tekijöitä ja pohdiskelee yhteiskunnan suodattimen vaikutusta päätöksentekoon.

Kysymyksiä:

1. *JK: Onko nuorten pahoinvointi ja siihen liittyvä keskustelu erityisesti suomalainen ilmiö vai onko asia esillä myös muissa Euroopan maissa?*

ME: Ensinnäkin, vastaan kysymyksiin tilastotieteilijänä, en siis hyvinvoinnin tai pahoinvoinnin tutkijana. Niinpä vastaukseni ovat arvioita tai jopa vain mielipiteitä, jotka voi tietysti kyseenalaistaa. Halusin sijoittaa hyvinvoinnin kokemuksen ilmiönä koko väestön tasolle, tarkastella ilmiön ajallista kehitystä ja eri ikäryhmien eroja toisin kuin monissa pelkästään nuoria koskevissa hyvin- tai pahoinvointitutkimuksissa.

En tunne eurooppalaisten maiden tilannetta, mutta luettelemani kuusi mahdollista syytekijää ovat pääosin yhteisiä, lukuunottamatta ehkä koulutukseen tehtyjä uudistuksia. Kasvatukseen liittyyneen edelleen eurooppalaisellakin tasolla kulttuurisia eroja ja nuoria kannattelevat rakenteet saattavat poiketa eri maissa.

2. *JK: Voiko pahoinvointikeskustelun vaikutusta pahoinvointiin arvioida? Kuinka paljon pahoinvoinnin lisääntymisessä on kyse siitä, että ”sitä havaitaan, mitä mitataan”?*

ME: Näin uskoisin. Sosiaalisen median kautta nuorten ääni tulee aivan uudella tavalla myös yleiseen tietoisuuteen. Kuten Pirkko Lahti toteaa, mielen- terveydestä puhuminen julkisesti ja mielen-terveyspalvelujen käyttäminen on erityisesti nuorten kohdalla muuttunut hyvinkin avoimeksi. Vaikuttaa myös siltä, että aikaisemmin hyvinvointiyhteiskuntaan liitetty odotus yhtäläisten mahdollisuuksien takaamisesta kaikille taustasta riippumatta onkin muuttunut odotukseksi, että hyvinvointiyhteiskunnan palvelujärjestelmän tulisi vastata elämässä eteen tulevien - pienempien tai suurempien - vastoinkäymisten ratkaisemisesta.

3. *JK: Onko pahoinvoivien nuorten myöhempää elämää seurattu? Erityisesti vaikuttaako nuorten pahoinvointi syntyvyyteen?*

ME: THL ylläpitää Suomessa kahta kansallista syntymäkohorttia (vuosina 1987 ja 1997 syntyneet), joita on rekisterien avulla seurattu hyvin monipuolisesti. Ne ovat luvallisesti myös muiden tutkijoiden saatavilla. Suurin osa niistä koskevista julkaisuista liittyy erilaisten osaryhmien, myöskin mielenterveyshäiriöiden selviytymisennusteisiin, mutta niiden vaikutuksista syntyvyyteen en ole tietoinen.

4. *JK: Tuntuu siltä, että artikkelin alussa esitetyt tilastotiedot mielenterveyden häiriöistä ja ESS:n tulokset eivät täysin kerro samaa tarinaa. Voisiko luotaukseen liittyvä valikoitumisharha selittää eroja?*

ME: Tämä on mahdollista. Tilastot kertovat mielenterveyspalvelujen käytöstä ja mielenterveyssyistä johtuvien työkyvyttömyyseläkkeiden määrästä tiettyinä vuosina. ESS:n haastattelututkimukset taas pyrkivät luotaamaan ihmisten sen hetkistä kokemusta hyvinvoinnin eri osa-alueista koko väestöä edustavassa otoksessa. Haastattelutilanne saattaa vaikuttaa vastaajan avoimuuteen, joskin someavoimuuteen tottuneilla nuorilla ehkä vähemmän. Toisaalta hyvinvointia koskevat kysymykset ovat haastattelussa vain osa yhteiskuntaa ja demokratian toimivuutta yleisemmin luotaavista kysymyksistä, ja tämä saattaa vaikuttaa siihen missä kontekstissa vastaaja hyvinvointiaan arvioi.

On tunnettua, että huono-osaisuus vähentää kyselytutkimuksiin osallistumista, ja tätä pyrin karkeasti selvittämään vertaamalla nuorten vastaajien osuutta heidän väestöosuuteensa ESS:n aloitusvuonna 2002 ja viimeisenä vuonna 2020. Näinä vuosina merkittäviä eroja ei ilmennyt vaan suurin osa vastauskadosta johtui työikäisten aliedustuksesta vastanneissa.

Metsät hiilivarastona

Annika Kankaan artikkeli tuo esille tilastojen voiman mielikuvien maailmassa. Kangas korostaa Suomen metsätilastojen luotettavuutta ja haastaa tiedotusvälineitä ja metsäalan toimijoita välittämään kansalaisille faktapohjaista metsätietoa.

Kysymyksiä:

1. *JK: Wikipedian mukaan ”hiilinielu on mekanismi tai ekosysteemi, joka kerää ja varastoi jotakin hiiltä sisältävää kemiallista yhdistettä”. Jos lähtökohdaksi otetaan tämä määritelmä, ei ole täysin selvää, mitä hiilinielujen kasvu tai väheneminen tarkoittaa. Johdonmukaiselta tuntuisi puhua metsiin sitoutuneen hiilen määrästä. Tätä määrää lisää metsien kasvu ja vähentää hakkuut ja lahoaminen. Tuntuu siltä, että julkisessa keskustelussa sanaa ”hiilinielu” käytetään tapauskohtaisesti tarkoittamaan joko a) metsiä Wikipedian määritelmän mukaisesti, b) metsiin sitoutuneen hiilen kokonaismäärää, c) hiilen määrää, jonka metsät sitovat vuoden aikana tai d) vuosittaisen metsän kasvun ja hakkuiden välistä erotusta. Paranisiko kansalaisten ja tiedotusvälineiden metsäyymmärrys käsitteiden selkeämmällä käytöllä?*

AK: Hiilivarasto tarkoittaa puustoon ja maaperään sitoutunutta hiiltä, hiilinielu (hiilipäästö) puolestaan tarkoittaa kyseisen varaston muutosta. Molempia käsitteitä käytetään yleisesti väärin. Esimerkiksi HS 5.1. väittää, että metsien hiilivarasto on vähentynyt, kun tarkoitus ilmeisesti on ollut sanoa,

että hiilinielu on vähentynyt, koska metsien kasvu on heikentynyt ja hakkuisa vuosi 2021 oli huippuvuosi. Hiilinielun väheneminen tarkoittaa siis hiilivarannon lisääntymisen hidastumista, ja hiilinielun kasvaminen hiilivarannon lisääntymisen nopeutumista. On ilmeistä, että käsitteiden selkiyttäminen olisi tarpeen. Nielun sijaan voisi puhua hiilivaraston kasvusta ja vähenemisestä, elleivät käsitteet nielu (sink) ja päästö (source) olisi kansainvälisesti kaikilla aloilla sovellettavat termit aiheesta.

2. *JK: Kuvan 2b mukaan metsien kasvu on selvästi lisääntynyt 1970-luvulta alkaen. Mikä selittää tämän kehityksen?*

AK: Puuston kasvu on 50-luvun jälkeen voimakkaasti kasvanut. Tutkimusten mukaan kasvusta noin 2/3 selittyy metsän hoidolla, ja loput ympäristön muutoksella, eli esimerkiksi lämpenemisellä ja typpilaskeumalla. Metsänhoidon vaikutus selittyy sillä, että voimakkaiden uudistusten jälkeen suuri osa puustosta on ollut nopeasti kasvavissa nuorissa ikäluokissa, ja metsät ovat aikaisempaa tiheämpiä. Nyt havaittu kasvun väheneminen johtuu vastaavasti siitä, että etenkin Pohjois-Suomessa metsät ovat jo siirtyneet hitaamman kasvun vaiheeseen eli suurimmat ikäluokat ovat jo ohittaneet nopean kasvun vaiheen, ja toisaalta metsiä on harvennuksissa hakattu harvemmiksi kuin metsänhoito-ohjeet opastavat. Osaselityksenä on myös ympäristön vaihtelu, koska viime vuosina eritoten männyt ovat kasvaneet selvästi heikommin kuin saman ikäiset männyt samanlaisissa kasvuolosuhteissa aiemmin. Ainakin viime vuosien kuivuus voi olla selittävä tekijänä.

3. *JK: Luonnon monimuotoisuuden mittaaminen on huomattavasti vaikeampaa kuin puumäärän ja sen kasvun mittaaminen. Vaikka vanhat metsät ja lahopuiden riittävä määrä ovatkin edellytys metsäluonnon monimuotoisuudelle, eivät nämä tekijät yksin riitä takaamaan monimuotoisuutta. Jos paikallisesti esiintyvä harvinainen laji katoaa hakkuissa, lahopuun lisääntyminen josain muualla ei riitä palauttamaan lajia. Voisiko tämä olla osaselitys sille, että monimuotoisuuden indikaattorien pitkäaikainen positiivinen kehitys ei ole pystynyt kääntämään lajien kehitystä positiiviseen suuntaan?*

AK: Luonnon monimuotoisuutta on mitattu useilla indikaattoreilla, kuten vanhojen metsien määrä ja lahopuun määrä. Ne ovat kuitenkin korvikemuuttujia, joiden yhteys varsinaiseen monimuotoisuuteen voi olla heikko. Indikaattorien heikko selitysvoima ilmenee siinä, että esimerkiksi lahopuun määrä on kasvanut Suomessa jo pitkään, mutta vastaavaa muutosta ei näy uhanalaisten metsälajien määrässä. On hyvin mahdollista, että pelkkä lahopuun määrän lisääntyminen ei riitä, vaan tarvitaan lahopuun entistä parempi ajallinen ja paikallinen jatkuvuus. Lisäksi on mahdollista, että lahopuu hakkuuaukealla ei täytä samoja resurssivaatimuksia kuin lahopuu metsän keskellä täyttäisi.

Viitteet

Anja Ahola. "Käsitteiden kehittäminen kuuluu hyvinvoinnin mittaamiseen". *Hyvinvointikatsaus* 3/2011 (2011). URL: https://www.stat.fi/artikkelit/2011/art_2011-09-26_010.html.

Elja Arjas. "Time to consider time, and time to predict?" *Statistics in Biosciences* 6.2 (2014), s. 189–203.

-
- Elias Bareinboim ja Jin Tian. “Recovering causal effects from selection bias.” Teoksessa: *Proceedings of the 29th AAAI Conference on Artificial Intelligence*. 2015, s. 3475–3481.
- Juha Karvanen. “Study design in causal models”. *Scandinavian Journal of Statistics* 42.2 (2015), s. 361–377.
- Juha Karvanen, Hanna Tolonen, Tommi Härkönen, Pekka Jousilahti ja Kari Kuulasmaa. “Selection bias was reduced by recontacting nonparticipants”. *Journal of Clinical Epidemiology* 76 (2016), s. 209–217.
- D. Koller ja N. Friedman. *Probabilistic Graphical Models: Principles and Techniques*. The MIT Press, 2009.
- Karthika Mohan, Judea Pearl ja Jin Tian. “Graphical models for inference with missing data”. Teoksessa: *Advances in Neural Information Systems*. Vol. 26. 2013, s. 1277–1285.
- Razieh Nabi, Rohit Bhattacharya ja Ilya Shpitser. “Full law identification in graphical models of missing data: Completeness results”. Teoksessa: *International Conference on Machine Learning*. PMLR. 2020, s. 7153–7163.
- Judea Pearl. “Causal diagrams for empirical research”. *Biometrika* 82.4 (1995), s. 669–688.
- Judea Pearl ja Elias Bareinboim. “External validity: From do-calculus to transportability across populations”. *Statistical Science* 29.4 (2014), s. 579–595.
- Ilya Shpitser ja Judea Pearl. “Identification of Joint Interventional Distributions in Recursive Semi-Markovian Causal Models”. Teoksessa: *Proceedings of the 21st National Conference on Artificial Intelligence – Volume 2*. AAAI Press, 2006, s. 1219–1226.
- Santtu Tikka, Antti Hyttinen ja Juha Karvanen. “Causal effect identification from multiple incomplete data sources: A general search-based approach”. *Journal of Statistical Software* 99.5 (2021).
- Santtu Tikka ja Juha Karvanen. “Identifying causal effects with the R package *causaleffect*”. *Journal of Statistical Software, Articles* 76.12 (2017), s. 1–30.
- Miikka Voutilainen, Jouni Helske ja Harri Högmander. “A Bayesian reconstruction of a historical population in Finland, 1647–1850”. *Demography* 57.3 (2020), s. 1171–1192.

Iltapäiväseminaari 3.12.2021

Burden of disease and health related projections in Finland

Tautitaakka ja terveyteen liittyvät ennusteet Suomessa

HANNA TOLONEN, TOMMI HÄRKÄNEN, LAURA PAALANEN
FINNISH INSTITUTE FOR HEALTH AND WELFARE

PODDY-HEPO PROJECT

Abstract

This was the final seminar of the “Projections of the burden of disease and disability in Finland – health policy prospects” (PoDDy-HePo) project funded by Academy of Finland (307907). The presentations can be found online at the THL website.¹

Opening of the seminar

TIINA LAATIKAINEN

Multimorbidity (MM) is an important health problem in western societies. In Finland, the highest prevalence of MM is in eastern Finland and northern areas with higher prevalence of old people. Population is ageing and therefore, the prevalence of MM is likely to increase across Finland. People with MM need more medical services, thus the economical burden is also likely to increase.

¹<https://thl.fi/fi/ajankohtaista/tapahtumat/tapahtumakalenteri/-/event/8112240>

Burden of disease in Finland

HANNA TOLONEN

In Finland, direct health care expenditure is a little over 9% of the GDP and at the same time work disability related costs are about 7% of all paid salaries. Therefore, it is essential to have better understanding of the burden of diseases in Finland to be able to better target prevention activities and health care resources. The most common causes of death in Finnish population in 2019 were diseases of the circulatory system, carcinomas, and dementia/Alzheimer's disease. Among working age population (15–64 years), most common causes were carcinomas, diseases of the circulatory system and alcohol related diseases and injuries. For primary health care, most common causes of visits were digestive diseases, diseases of circulatory systems and mental health problems. In Finland, chronic diseases cause most of the health care visits and mortality. Many of these diseases have common modifiable risk factors which could be improved with lifestyle changes.

Socio-economic differences in burden of disease

LAURA PAALANEN

The disability-adjusted life years (DALYs) summarize the burden of years of life lost (YLL) due to premature mortality and years lost due to disability (YLD). For DALY calculations by education, we used mortality data obtained from Statistics Finland and data from FinHealth 2017 Study with linked register data (for used DALY methods, see Paalanen et al. (2020b)). The total YLL (all death causes) was consistently lower in higher education groups in both men and women. Similar education gradient was seen for the burden of ischemic heart disease; the total burden (DALYs) being about three-fold and six-fold in low compared to high education groups among men and women, respectively.

The cardiovascular risk factors smoking, obesity, hypertension and elevated serum cholesterol were also more common in lower education groups (Paalanen et al., 2020a). Three or four out of these four risk factors were prevalent among 28% of men with low education but only among 13% of men with high education. For women, the respective percentages were 19% and 11%.

Health impacts of air pollution

OTTO HÄNNINEN

In Finland, air pollution is dominant among the top 12 environmental health risks; ambient particles, indoor radon and indoor particles being the most important air pollutants Hänninen et al. (2020). There are, however, relatively

large uncertainties in air pollution estimates as well as possible overlaps (double counting for some substances). Air pollution affects the health in many stages of life. The traditional endpoints affecting adults and elderly are mortality, respiratory diseases, cardiovascular diseases and lung cancer, whereas more recently observed outcomes include birth outcomes, reproductive health and neurological diseases.

Obesity projections – introduction of the map application

PÄIVI MÄKI

Every fourth adult (in men 26%, in women 28%) is obese, and almost every second (46%) adult has waist obesity. Obesity is a significant risk factor for many diseases. It causes considerable harm to the health and well-being of individuals and increases healthcare costs.

Objectives of map application: How much the prevalence of obesity will increase in the age group of 25 to 74 years old in the provinces during the next 5 and 10 years, if the trend of obesity in the population continues as in 1997–2017? What proportion of the population will get type 2 diabetes, coronary artery disease, knee or hip osteoarthritis, asthma, gout or gallstone disease for the first time within 10 years in the province/municipality? How many new disease cases in the province/municipality are determined to be examined in a ten-year period? How many disease cases could be avoided on province level, if the prevalence of obesity would decrease one percent each year during 10 years?

The risk of morbidity has been calculated based on FINRISK population survey data separately for obese and normal-weight subjects. In the calculation of the disease forecasts, the changing population structure in the regions and municipalities has been taken into account, using the population forecasts of Statistics Finland. These forecasts take into account the mortality rate, aging and migration of the population.

Based on the projections of the increase in obesity and the morbidity risk of each examined disease, we estimated the proportion of the population will fall ill with obesity-related diseases between 2022 and 2032.

Press release and link to the map application can be found in the internet (in Finnish).²

²<https://thl.fi/fi/-/uusi-karttapalvelu-kuvaa-lihavuuden-lisaantymisen-seurauksia-palvelu-auttaa-alueita-redirect=%2Ffi%2F>

How the risk factors of non-communicable diseases will develop by 2040?

JAAKKO REINIKAINEN

Information on risk factor development on the population-level is needed for preparing for the future disease burden and for planning of preventive actions. Our projections were based on data from cross-sectional health examination surveys from 1997 to 2017 and population forecasts of Statistics Finland. The future data was considered to be missing and was multiply imputed. The projection method took into account the expected changes in population structure and in background variables. The method is published in Reinikainen et al. (2021) and the projections up to 2040 in Tolonen et al. (2022). Based on our projections, the prevalences of smoking, hypertension and elevated total cholesterol will continue to decrease in future, whereas the prevalences of obesity and diabetes will increase. Notable changes in the proportion of people with leisure time sedentary lifestyle are not likely to occur.

The mobility of older adults: projections with intervention-based scenarios

JUKKA KONTTO

The aim of our study was to generate projections of mobility limitations among older people in the United States, England, and Finland utilizing the harmonized survey data from the Ageing Trajectories of Health – Longitudinal Opportunities and Synergies (ATHLOS) project (Kontto et al., 2022). We conducted a comprehensive literature search to identify a physical activity intervention with beneficial effect on self-reported activities on daily living used this result to create scenarios in our projections. We applied a method using multiple imputation with bootstrapping to generate projections of the prevalence of stair climbing and walking limitations until 2026. The projections showed that the prevalence of walking limitations will decrease from 9.4 to 6.4%. A physical activity intervention would decrease the prevalence of stair climbing limitations compared with no intervention from 28.9 to 18.9% between 2012 and 2026.

Commentaries

Comment

MARJAANA LAHTI-KOSKI

Evidence-based information is getting more important for non-governmental organizations, such as Finnish Heart Association, to support and justify actions. This will help to better target development and implementation of required actions. Without facts, there is a danger that the disease burden of cardiovascular diseases will be overshadowed by more trendy health themes. Since many of the non-communicable diseases share common risk factors, joint efforts by different actors are essential.

Comment

PEKKA PUSKA

Estimates for future health care needs are getting more important as the Finnish population is ageing rapidly also impacting disease burden. The best way to tackle increasing health care costs is to influence modifiable health determinants and to invest to the population level prevention activities. We will need more future projections which provide also scenarios considering possible impact of different preventive and treatment actions. Finnish population has good health literacy, i.e. people know where to find information about healthy choices, supporting activities such as nicotine replacement therapy or weight control groups. More challenging is to help individuals to act on available knowledge.

Comment

TAPANI PIHA

Impact assessments offer a way to advance health promoting public policies. They form a key part of the European Commission's better regulation agenda, which seeks to design and evaluate EU policies and laws so that they achieve their objectives in the most efficient and effective way. Impact assessments are carried out on initiatives expected to have significant economic, social or environmental impacts.

The 'better regulation' guidelines set out the mandatory requirements and obligations for 'better regulation' for each step of the policy cycle: Forward planning and political validation, Stakeholder consultation, Evaluation and fitness checks, Impact assessment, Quality control by the Regulatory Scrutiny Board, and Compliance support and implementation.

The 'better regulation' toolbox provides more specific and operational guidance on the practical application of the guidelines and additional advice.³

An example of the modelling work in an extended impact assessment (2003) is presented in Figure 3.8.1.

³https://ec.europa.eu/info/law/law-making-process/planning-and-proposing-law/better-regulation-why-and-how_en

The impact of tobacco subsidies on public health

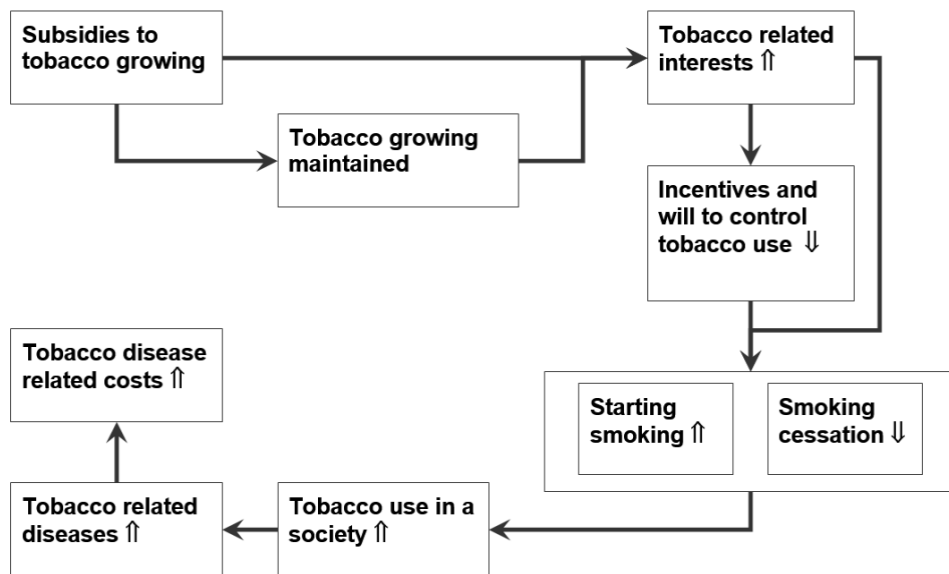


Figure 3.8.1: A model showing how subsidies to tobacco growing weaken tobacco control, increase smoking, tobacco-related diseases and their costs to the society.

Bibliography

Otto Hänninen, Heli Lehtomäki, and Antti Korhonen. “Ilmansaasteet ja kuolleisuus kärjessä, tautitaakka yli kaksinkertainen: Ympäristöaltisteiden kansanterveysvaikutukset”. In: *Ympäristö ja terveystieteiden lehti* 51.1 (2020).

Jukka Kontto, Laura Paalanen, Reijo Sund, Päivi Sainio, Seppo Koskinen, Panayotes Demakakos, Hanna Tolonen, and Tommi Härkänen. “Using multiple imputation and intervention-based scenarios to project the mobility of older adults”. In: *BMC geriatrics* 22.1 (2022), pp. 1–10. DOI: [10.1186/s12877-022-03008-4](https://doi.org/10.1186/s12877-022-03008-4).

Laura Paalanen, Tommi Härkänen, Jukka Kontto, and Hanna Tolonen. “Inequalities by education and marital status in the co-occurrence of cardiovascular risk factors in Finland persisted between 1997–2017”. In: *Scientific reports* 10.1 (2020), pp. 1–9. DOI: [10.1038/s41598-020-65959-1](https://doi.org/10.1038/s41598-020-65959-1).

Laura Paalanen, Jaakko Reinikainen, Tommi Härkänen, Tiina Mattila, Tiina Laatikainen, Pekka Jousilahti, and Hanna Tolonen. “Comparing data sources in estimating disability-adjusted life years (DALYs) for ischemic heart disease and chronic obstructive pulmonary disease in a cross-sectional setting in Finland”. In: *Archives of Public Health* 78.1 (2020), pp. 1–11. DOI: [10.1186/s13690-020-00439-6](https://doi.org/10.1186/s13690-020-00439-6).

Jaakko Reinikainen, Tommi Härkänen, and Hanna Tolonen. “Projections for obesity, smoking and hypertension based on multiple imputation”. In: *Scandinavian Journal of Public Health* (2021). DOI: [10.1177/14034948211061014](https://doi.org/10.1177/14034948211061014).

Hanna Tolonen, Jaakko Reinikainen, Zhi Zhou, Tommi Härkänen, Satu Männistö, Pekka Jousilahti, Laura Paalanen, Annamari Lundqvist, and Tiina Laatikainen. “Development of non-communicable disease risk factors in Finland: projections up to 2040”. In: *Scandinavian Journal of Public Health* (2022). DOI: [10.1177/14034948221110025](https://doi.org/10.1177/14034948221110025).

Harhattomuusvaatimus johtaa harhaan – mitä tilalle?

Vertaisarvioitu

MATTI PAJARI
BERAKON

LASSE MAKKONEN
TEKNOLOGIAN TUTKIMUSKESKUS VTT

Tiivistelmä

Tämä kirjoitus perustuu aikaisemmin julkaistuun artikkeliin [10]. Esitämme, että perinteiset vaatimukset kvantiiliestimaattorin *harhattomuudesta* tai keskimääräisen neliöllisen virheen pienuudesta, silloin kun ne kohdistuvat kvantiiliin itseensä, todennäköisyysjakauman parametreihin tai muuhun kvantiilin määritelmän kannalta epärelevanttiin suureeseen, johtavat ristiriitaan todennäköisyyden käsitteen kanssa. Kvantiiliestimaattorin hyvyyskriteeriksi ehdotamme kehittämäämme laarikriteeriä, joka on analoginen nopan virheettömyyskriteerin kanssa ja jolla on myös yhteys Pearsonin χ^2 -statistiikkaan.

Johdanto

Satunnaisuuttujan yksittäisten kvantiilien tai koko todennäköisyysjakauman estimointi otoksen perusteella on tilastomatematiikan keskeisiä tehtäviä. Tätä varten on kehitetty kymmeniä, kaikki variaatiot huomioon ottaen jopa satoja erilaisia menetelmiä, joita kutsutaan estimaattoreiksi. Hieman yleisemmin estimaattoriksi sanotaan menetelmää, joka palauttaa yhden tai useamman estimaatin eli populaatioon liittyvän parametrin likiarvon tai likimääräisen funktion, kun sille annetaan lähtötietona otos. Esimerkiksi otoksen keskiarvo on populaation keskiarvon estimaatti ja otoskeskiarvon laskentakaava sen estimaattori.

Yleensä eri estimaattorit johtavat samaan dataan sovellettuina erilaiseen lopputulokseen. Estimoiija joutuu valitsemaan jonkun vaihtoehtoista estimaattoreista ja tulosten käyttäjä luottamaan, että valinta on ollut oikeutettu. Siksi estimaattoreita varten on kehitetty hyvyyskriteereitä, jotka eri tavoin kuvaavat, miten lähellä oikeaa arvoa estimaatit keskimäärin ovat.

Estimaattorilta edellytetään yleisesti, että se on tarkentuva, jolloin otoskoon kasvaessa estimaatti lähestyy estimoitavan parametrin oikeaa arvoa. Tarkentuvuuden olemassaolo tai sen puute ei kuitenkaan ratkaise yleisesti käytettyjen kvantiilestimaattoreiden keskinäistä paremmuutta, koska ne kaikki ovat tarkentuvia.

Käytännön ongelmissa otoskoko on aina äärellinen. Tehtaan laadunvalvonassa otoskoko on sovittu vakioksi, tietyn paikkakunnan lumi- ja tuulikuormien vuotuisia maksimiarvoja on mitattu vain tietyn ajan jne. Sopiva estimaattori voi riippua otoskoosta ja joudutaan jo siitäkin syystä valitsemaan muun kuin tarkentuvuuden perusteella. Yleisesti käytettyjä ovat erilaiset harhattomuuteen tai neliölliseen etäisyyteen perustuvat kriteerit.

Estimaattori määrittelee satunnaisluvun, jonka realisaatiot ovat estimaatteja. Jos tämän satunnaisluvun odotusarvo on sama kuin estimoitavan parametrin oikea arvo, estimaattoria sanotaan harhattomaksi. Simuloinnissa, jolla tässä tarkoitetaan Monte Carlo – simulointia, harhattomuus ilmenee niin, että kun samasta jakaumasta generoidaan suuri määrä otoksia, niistä määritettyjen estimaattien aritmeettinen keskiarvo lähestyy parametrin oikeaa arvoa otosten lukumäärän kasvaessa.

Yleinen käsitys on, että annetusta joukosta estimaattoreita harhaton estimaattori on tarkasteltavasta parametristä riippumatta joko paras tai ainakin erittäin hyvä estimaattori, jos sille asetetut muut teoreettiset ja käytännölliset vaatimukset toteutuvat. Esimerkiksi Lainisen [5] mukaan ”*Estimaattorin tärkein ominaisuus on, että sen antama arvo on odotusarvoltaan oikea, jolloin havainnosta saadut estimaatin arvot $\hat{\theta}$ keskittyvät tarkan parametrin arvon θ kohdalle. Silloin estimaatin arvossa ei ole systemaattista virhettä.*” Tämä käsitys on innoittanut suureen määrään tutkimusjulkaisuja, joissa estimaattoreiden hyvyttä on perusteltu nimenomaan harhattomuudella eli odotusarvon oikeellisuudella. Toisaalta myös estimaattorin tehokkuuden eli varianssin pienuuden katsotaan kompensoivan tietynasteista harhaisuutta. Tämän kirjoittajien mielestä harhattomuutta ei voi pitää ensisijaisena hyvyyskriteerinä millekään parametrille ilman vahvoja perusteluja. Erityisen varovainen pitää olla silloin, kun puhutaan todennäköisyyteen liittyvistä parametreista kuten mediaanista, muista kvantiileista tai kertymäfunktion parametreista.

Kvantiilin määritelmä ja estimointi

Tässä esityksessä rajoitutaan sellaisiin jatkuviin satunnaismuuttujiin, joiden kertymäfunktioilla on käänteisfunktio. Termi p -kvantiili tarkoittaa satunnaismuuttujan X arvoa q_p (tai x_p), joka toteuttaa ehdon $F^{-1}(p) = Q(p) = q_p$ eli $F(q_p) = p$, kun F on X :n kertymäfunktio ja Q sen käänteisfunktio eli kvantiilifunktio. Myös sanaa fraktiili on kirjallisuudessa käytetty kvantiilin asemesta. Simulointia ajatellen p -kvantiilin määritelmä kannattaa esittää edellisen kanssa yhtäpitävässä muodossa: X :n p -kvantiili on q_p jos ja vain jos

$$P\{X \leq q_p\} = p \tag{4.1}$$

Merkintä $\{X \leq q_p\}$ tarkoittaa tässä tapausta, jossa X :n satunnainen realisaatio x on $\leq q_p$.

Tilastomatematiikassa käytetään apuna todennäköisyysslaskentaa. Siksi satunnaismuuttujan X havaittujen arvojen joukon (x_1, \dots, x_N) eli otoksen perusteella pyritään usein määrittämään X :n kertymäfunktion F estimaatti \hat{F} tai sen

käänteisfunktio $\widehat{Q} = \widehat{F}^{-1}$. Kumpikin näistä sitoo todennäköisyyden satunnaismuuttujan arvoon. Tämän riippuvuuden määrittämistä nimitetään kvantiilien estimoinniksi, vaikka se tapahtuisikin määrittämällä ensin \widehat{F} . Symboli $\widehat{}$ kirjaimen päällä tarkoittaa tässä ja jäljempänä estimoinnin lopputulosta.

Kertymäfunktion sijasta voidaan estimoida myös tiheysfunktioita. Joissakin tapauksissa riittää, kun tiettyyn yksittäiseen todennäköisyyteen p liitetään sitä vastaavan kvantiilin estimaatti eli X :n arvo $\widehat{q}_p = \widehat{F}^{-1}(p)$.

Esimerkiksi rakenteiden suunnittelussa tarvitaan tietoa luonnonkuormien suuruuksista. Mitoituksen yhtenä lähtökohtana on lumikuorma, jonka ylitystodennäköisyys seuraavana vuonna on 2 %. Lumikuorman vuotuista maksimia pidetään satunnaismuuttujana, jonka peräkkäisinä vuosina mitatut arvot muodostavat otoksen. Tämän otoksen perusteella muodostetaan lumikuorman 98 % kvantiiliestimaatti $\widehat{q}_{0,98}$, jonka alle seuraavan vuoden maksimi jää mahdollisimman tarkasti 98 % todennäköisyydellä. Kun $\widehat{q}_{0,98}$ kerrotaan erikseen määritellyllä ykköstä suuremmalla varmuusluvulla, saadaan mitoituksessa käytettävä lumikuorma, joka rakenteen on yhdessä muiden kuormien kanssa kestävä.

Kvantiilien estimointia varten on kehitetty runsaasti vaihtoehtoisia menetelmiä eli estimaattoreita. Estimoinnin lopputulos riippuu estimaattorista, jonka valintaa varten tarvitaan vähintään yksi arvosteluperuste eli hyvyyskriteeri. Yleisesti käytetty hyvyyskriteeri on estimaattorin *harhattomuus estimoitavan kvantiilin tai jonkun muun parametrin suhteen*. Esimerkiksi lumikuorman kvantiilin $\widehat{q}_{0,98}$ tapauksessa estimaattori antaa kertymäfunktion kahdelle parametrille estimaatit $\widehat{\alpha}$ ja $\widehat{\beta}$. Herää useita kysymyksiä. Pitäisikö harhattomuutta vaatia $\widehat{\alpha}$:lta ja $\widehat{\beta}$:ltä, $\widehat{q}_{0,98}$:ltä, toistumisajalta $1/(1-\widehat{q}_{0,98})$ vai mahdollisesti joltain muulta, kun nämä kaikki johtavat erilaiseen estimaattoriin ja sitä kautta erilaiseen estimaattiin $\widehat{q}_{0,98}$? Entä miten tulisi $\widehat{\alpha}$:n ja $\widehat{\beta}$:n harhaisuutta painottaa, jos mikään estimaattori ei ole harhaton molempien suhteen? Mitä tekemistä todennäköisyydellä ja odotusarvolla eli keskiarvon lähisukulaisella ylipäänsä on keskenään? Päällisin puolin ei mitään, mutta kuitenkin jotain, kuten seuraavassa käy ilmi.

Harhattomuuden sijasta estimoinnin hyvyyttä on arvioitu myös muilla läheisyyskriteereillä, kuten estimaattien keskimääräisellä neliöllisellä etäisyydellä oikeasta arvosta tai etäisyyden itseisarvolla. Myös mediaaniharhattomuutta on ehdotettu. Tällaisten hyvyyskriteerien soveltaminen kvantiiliestimaattoreiden vertailuun edellyttäisi hyviä perusteluita samoista syistä kuin vaatimus harhattomuudesta.

Yksittäisen kvantiiliehdokkaan hyvyyskriteeri

Tarkastellaan aluksi kysymystä, onko tietty kiinteä luku x_0 satunnaismuuttujan X mediaani eli 0,5-kvantiili. Kvantiilin määritelmän mukaan näin on jos ja vain jos $P\{X \leq x_0\} = 0,5$. Todennäköisyyden frekvenssitulkinnan mukaan tämä merkitsee, että kun havaintoja on suuri määrä, puolet niistä ei ylitä x_0 :aa. Havaintojen *etäisyydellä* x_0 :stä tai toisistaan ei ole mitään merkitystä, vaan x_0 :n alapuolelle jäävien suhteellinen osuus eli niiden *lukumäärä* suhteessa kaikkiin ratkaisee. Havainnon sijainti X -akselilla saa olla mikä hyvänsä; suhteelliseen osuuteen vaikuttaa vain suuruusjärjestys x_0 :aan verrattaessa. Toisaalta havainnon sijainti X -akselilla vaikuttaa keskiarvoon, jolla on ratkaiseva rooli harhattomuuden toteutumisessa. Mediaaniehdokkaan ja yleisemmin minkä hyvänsä p -kvantiiliehdokkaan hyvyttä tulee siis arvioida suhteellisen osuuden oikeellisuudella eli P -akselia pitkin mitatulla etäisyydellä oikeasta arvosta, eikä X -akselin

suunnassa mitatulla etäisyydellä.

Parametriton kvantiilien estimointi

Olkoon (x_1, \dots, x_N) jatkuvasta satunnaismuuttujasta X saatu otos, jossa x_i :t ovat riippumattomia ja joka kasvavassa suuruusjärjestyksessä esitettyinä on (y_1, \dots, y_N) , missä kukin y_i voidaan tulkita satunnaismuuttujan Y_i realisatioksi. Kvantiilien estimoinnin kannalta hyödyllinen kysymys on, millä TN:llä (todennäköisyydellä) X :n satunnainen realisatio x_{N+1} on $\leq y_i$. Koska sekä X että Y_i ovat satunnaislukuja, kysymyksessä on kaksiulotteinen tapaus. Parametrittömyys tarkoittaa tässä yhteydessä, ettei estimointia varten tehdä oletuksia tai päätelmiä TN-jakauman matemaattisesta muodosta.

Selvitetään ensin, mikä on TN tapaukselle, että x_{N+1} on i :nneksi pienin joukossa $(x_1, \dots, x_N, x_{N+1})$. Makkosen [7] päättelyä mukaillen tässä on $N+1$ identtisesti jakautunutta ja toisistaan riippumatonta havaintoa, jolloin jokainen niistä on yhtä todennäköinen ehdokas i :nneksi pienimmäksi eli kunkin TN = $1/(N+1)$. Saadaan

$$P\{x_{N+1} \leq y_1\} = P\{x_{N+1} \text{ on pienin}\} = \frac{1}{N+1} \quad (4.2)$$

$$P\{y_1 < x_{N+1} \leq y_2\} = P\{x_{N+1} \text{ on toiseksi pienin}\} = \frac{1}{N+1} \quad (4.3)$$

⋮

$$P\{y_{i-1} < x_{N+1} \leq y_i\} = P\{x_{N+1} \text{ on } i\text{:nneksi pienin}\} = \frac{1}{N+1} \quad (4.4)$$

joten

$$P\{x_{N+1} \leq y_i\} = \frac{i}{N+1} \quad (4.5)$$

Tämä tulos voidaan kirjoittaa muotoon $P\{X \leq Y_i\} = i/(N+1)$, kun tapaus $\{X \leq Y_i\}$ eli matemaattisesti merkityksetön kahden satunnaismuuttujan erisuuruus tulkitaan tapaukseksi $\{x \leq y_i\}$, missä x on X :n ja y_i Y_i :n satunnainen realisatio. Tämä jakaumasta riippumaton tulos on todistettu myös kokonaistodennäköisyyden avulla [6] sekä lähtien kaksiulotteisesta tapausvaruudesta, jonka määrittelevät satunnaismuuttujat X ja Y_i [8].

Merkitään $p_i = i/(N+1)$ ja määritellään estimaattori $T_{p,i}$ ehdosta $T_{p,i}:(p_i, x_1, \dots, x_N) \rightarrow y_i$ eli $T_{p,i}$ valitsee p_i -kvantiilin estimaatiksi otoksen (x_1, \dots, x_N) i :nneksi suurimman havainnon y_i . Kun merkitään $p = p_i$ ja $\widehat{Q}_p = Y_i$ ja, kvantiiliestimaattori $T_{p,i}$ toteuttaa ehdon

$$P\{X \leq \widehat{Q}_p\} = p \quad (4.6)$$

joka on analoginen kvantiilin määritelmään liittyvän ehdon $P\{X \leq q_p\} = p$ kanssa. Ainoa ero on, että tapauksessa $\{X \leq \widehat{Q}_p\}$ vertaillaan kahden satunnaismuuttujan realisatiota keskenään, tapauksessa $\{X \leq q_p\}$ taas yhden satunnaismuuttujan realisatiota vakioon.

$T_{p,i}$ on harhaton *kvantiilin suhteen* erikoistapauksessa, jossa N on pariton, $i = (N+1)/2$ ja X :n jakauma on symmetrinen, koska symmetrisen jakauman mediaani ja odotusarvo yhtyvät. Muissa tapauksissa $T_{p,i}$ on yleensä harhainen. On siis löydetty jakaumasta riippumaton kvantiiliestimaattori, joka on yleensä

harhainen kvantiilin suhteen, mutta toteuttaa ehdon (4.6). Tämän estimaattorin käyttöä rajoittaa se, että vaikka pisteet (y_i, p_i) yhdistävä murtoviiva tuottaakin estimaatit välille $[p_1, p_N]$, tämän välin ulkopuoliset kvantiiliestimaatit jäävät määrittelemättä. Lisäksi ala- ja yläpään estimointi on tehotonta, eli estimaattien varianssi on huomattavan suuri.

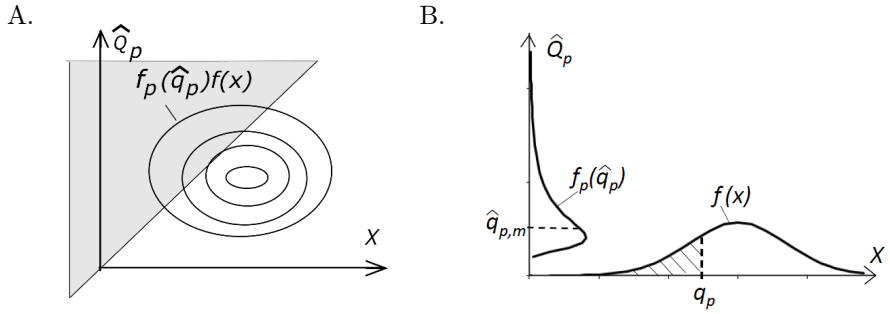
Ehdon (4.6) toteuttavia kvantiiliestimaattoreita sanotaan jäljempänä *määritelmän mukaisiksi*. Määritelmän mukaisuutta voidaan pitää kvantiiliestimaattorin ensisijaisena hyvyyskriteerinä. Jos nimittäin $P\{X \leq \widehat{Q}_p\} = p' \neq p$, on kysymyksessä p' -kvantiilin estimaattori. Ehdon (4.6) toteutuminen on ainoana perusteluna esimerkiksi normaalisti jakautuneen muuttujan laadunvalvonnessa käytetylle prediction-estimaattorille standardin ISO 12491 [4] mukaan. Standardi sisältää myös toisen, ns. coverage-estimaattorin, mutta tämä on sopivalla parametrivalinnalla viritetty tuottamaan likimain sama tulos kuin prediction-estimaattori. Syyt coverage-estimaattorin säilyttämiseen standardissa lienevät historialliset. Sitä on käytetty jo niin kauan, että luopuminen on vaikeaa.

Parametrinen estimointi

XP -koordinaatistoon piirretyt pisteet (y_i, p_i) , ns. Weibullin plottaus, edustavat kertymäfunktion estimaattia N pisteessä. Sopivalla epälinearisella P -akselin skaalauksella saadaan kullekin jakaumatyypille ominainen ”todennäköisyyspaperi”, jolle piirretty kertymäfunktion $F(x, \alpha, \beta, \dots)$ kuvaaja on suora viiva parametrien α, β, \dots arvoista riippumatta. Jos vastaavasti muunnetut pisteet (y_i, p_i) todennäköisyyspaperille piirrettyinä näyttävät olevan likimain samalla suoralla, voidaan katsoa jakauman muodon vastaavan todennäköisyyspaperin edustamaa jakaumaa. Jakauman muoto voidaan varmentaa myös numeerisilla keinoilla, joihin tässä ei puututa. Plottauksen jälkeen on mahdollista estimoida jakauman parametrit lineaarisella regressiolla TN-paperilla tai epälinearisella regressiolla alkuperäisessä XP -koordinaatistossa. Ilman plottausta parametriestimaatit voidaan määrittää käyttäen esimerkiksi sellaisia estimaattoreita kuin suurimman uskottavuuden menetelmä (MLM) tai momenttimenetelmä (MM) monine variaatioineen.

Linearisessa regressiossa viivan kaltevuus ja P -akselin leikkauspiste määrittävät jakauman parametrit. Tämän klassisen Gumbel-menetelmän (Weibullin plottaus + lineaarinen regressio P -akselin suunnassa) ongelmana on pidetty, että kun etäisyydet P -akselin suunnassa skaalautuvat epälineaarisesti, parametrien estimoinnista tulee selvästi harhaista. Harhaisuutta on pyritty eliminoimaan korvaamalla Weibullin plottaus (y_i, p_i) pisteillä (y_i, p'_i) , missä plottauspositioiksi kutsutut p'_i -arvot poikkeavat todennäköisyyksistä p_i enemmän tai vähemmän riippuen mm. jakaumasta, otoskoosta ja parametristä, jolta harhatomuutta edellytetään. Myös muita hyvyyskriteereitä kuin harhatomuutta on käytetty plottauspositioiden perustelemiseen. Ei siis ole ihme, että plottauspositioita on ehdotettu kymmenittäin ja tutkimukset uusien, entistä ”parempien” plottauspositioiden löytämiseksi edelleen jatkuvat. Jos Weibullin plottauksesta poikkeavien plottauspositioiden käyttö ymmärretään osaksi käyrän sovitusta, se voidaan ehkä hyväksyä, mutta ne antavat joka tapauksessa virheellisen kuvan havaintoihin liittyvistä todennäköisyyksistä.

Kun käytetään Weibullin plottausta ja alkuperäisessä koordinaatistossa tehtyä regressiota, linearisoinnin aiheuttamat vääristymät pienimmän neliösumman menetelmään häviävät, jolloin myös parametrien harhaisuus pienenee. Voidaan puhua parannetusta Gumbelin menetelmästä.



Kuva 4.1: A: \widehat{Q}_p :n ja X :n yhteisjakauman tiheysfunktio.
 B: \widehat{Q}_p :n tiheysfunktio f_p ja X :n tiheysfunktio f .

Plottauspositioiden moninaisuus ja tutkijoiden erimielisyydet sopivasta hyvyyskriteeristä lienevät aiheuttaneet sen, etteivät monet oppikirjat edes käsittele tätä aihetta. Siitä huolimatta Weibullista poikkeavia plottauspositioita edelleen käytetään sovelluksissa. Myös tilastotieteen soveltajien suosima ilmaisohjelma R [11] esittelee useita plottauspositioita käyttökelpoisina vaihtoehtoina, vaikka jotkut arvostetut oppikirjat [1, 6] suosittelivat pitäytymistä Weibullin plottauksessa, jälkimmäinen jopa kaavaa (4.6) vastaavalla perusteella.

Kvantiilien harhattomuus todettiin edellä epäilyttäväksi kriteeriksi ainakin p_1 -kvantiilien suhteen. Kuva 4.1 havainnollistaa p -kvantiilin määritelmän mukaisuuden ja harhattomuuden eroa, kun p voi saada muunkin arvon kuin p_1 .

Satunnaismuuttujan X p -kvantiilin estimaatti \widehat{q}_p riippuu satunnaisotoksesta (x_1, \dots, x_N) , joten \widehat{q}_p voidaan ymmärtää satunnaismuuttujan \widehat{Q}_p realisaatioksi, kun estimaattori on kiinnitetty. Kun tutkitaan tapauksen $\{x \leq \widehat{q}_p\}$ todennäköisyyttä, \widehat{Q}_p ja X eivät riipu toisistaan, joten niiden yhdistetyn jakauman tiheysfunktio on näiden muuttujien tiheysfunktioiden tulo $f_p(\widehat{q}_p)f(x)$. Kun tämä integroidaan kuvan 4.1A harmaan alueen yli, saadaan tulos

$$P\{x \leq \widehat{q}_p\} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\widehat{q}_p} f_p(t) f(x) dx dt = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^{\widehat{q}_p} f(x) dx \right) f_p(t) dt \quad (4.7)$$

p -kvantiilin estimaattori $T_p: (p, x_1, \dots, x_N) \rightarrow \widehat{q}_p$ on siis määritelmän mukainen, jos tämän integraalin arvo on $= p$. Se on yleisessä tapauksessa laskettavissa simuloimalla. Generoidaan otos, estimoidaan \widehat{q}_p , generoidaan X :n satunnainen realisaatio x , verrataan x :ää ja \widehat{q}_p :tä, generoidaan uusi otos jne. Lopuksi lasketaan tapauksien $\{x \leq \widehat{q}_p\}$ suhteellinen osuus $r = \#\{x \leq \widehat{q}_p\}/M$, missä M on kaikkien otosten lukumäärä. Estimaattorin hyvyys riippuu erotuksen $r - p$ suuruudesta.

Kuva 4.1B havainnollistaa harhattomuuden käsitettä. Satunnaismuuttujan \widehat{Q}_p odotusarvon $\widehat{q}_{p,m}$ määrittelee yhtälö

$$\widehat{q}_{p,m} = \int_{-\infty}^{\infty} t f_p(t) dt \quad (4.8)$$

Jos nyt $\widehat{q}_{p,m} = q_p$ eli yhtälö

$$P\{x \leq \widehat{q}_{p,m}\} = \int_{-\infty}^{\widehat{q}_{p,m}} f_p(t) dt = P\{x \leq q_p\} = p \quad (4.9)$$

toteutuu, estimaattori on harhaton. Vertaamalla kaavaa (4.7) kaavoihin (4.8) ja (4.9) on selvää, että määritelmän mukaisuus ja harhattomuus ovat eri käsitteitä. Vielä havainnollisemmaksi ero tulee simuloinnissa, jossa yksittäisten estimaattien lukumäärän kasvaessa niiden aritmeettinen keskiarvo lähestyy odotusarvoa $\hat{q}_{p,m}$.

Esimerkkejä kvantiilin harhattomuusvaatimuksen vääristävästä vaikutuksesta

Rakenteiden mitoituksessa käytetään yleisesti materiaalin ominaislujuutena lujuusjakauman alapään 0,05-kvantiilia. Kun lujuus on normaalisti jakautunut ja otoskoko on 6, eurooppalaisen suunnittelustandardi EN 1990 [2] antaa 0,05-kvantiilille estimaattorin T; $(0,05; x_1, \dots, x_5) \rightarrow \hat{x}_{0,05}$, missä

$$\hat{x}_{0,05} = \bar{x} - 2,18s = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i - 2,18 \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N-1}} \quad (4.10)$$

\bar{x} on siten otoksen keskiarvo ja s otoshajonta.

Olkoon betonierän lujuus normaalisti jakaantunut niin, että sen keskiarvo on $\mu = 50$ ja keskihajonta $\sigma = 5$, kun yksikkönä on 1 MPa. Silloin on 0,05-kvantiili $x_{0,05} = 41,8$. Simulointi osoittaa, että $P\{x \leq \hat{x}_{0,05}\} = 0,050$, eli T on 0,05-kvantiilin määritelmän mukainen estimaattori. Se on harhainen, koska otosten lukumäärän kasvaessa estimaattien keskiarvo lähestyy lukua 39,6 eikä oikeaa arvoa 41,8. Näin ollen estimaattori T': $(0,05; x_1, \dots, x_5) \rightarrow \frac{41,8}{39,6} \hat{x}_{0,05} = 1,055 \hat{x}_{0,05}$ on harhaton. T':n ja T:n ero voi tuntua pieneltä, mutta todennäköisyydessä se on paljon suurempi. Koska $P\{x \leq 1,055 \hat{x}_{0,05}\} = 0,12$, T' on tosiasiaa 0,12-kvantiilin määritelmän mukainen estimaattori.

Toinen numeerinen esimerkki havainnollistaa kvantiilin harhattomuuskriteerin vaikutusta lognormaalien jakauman yläpäässä. Kun (y_1, \dots, y_{99}) on järjestetty otos lognormaalisti jakautuneesta satunnaismuuttujasta X , on kaavan (4.5) mukaan

$$P\{x \leq y_{99}\} = \frac{99}{99+1} = 0,99 \quad (4.11)$$

eli estimaattori T_{99} : $(0,99; y_1, \dots, y_{99}) \rightarrow y_{99}$ on määritelmän mukainen estimaattori. Kun jakauman parametrit ovat $\mu = 0$ ja $\sigma = 1$, on 0,99-kvantiili = 10,2. Generoimalla 10 000 otosta (y_1, \dots, y_{99}, x) saadaan tulokset

$$\frac{\#\{x \leq y_{99}\}}{10000} = 0,9900 \quad (4.12)$$

$$\frac{1}{10000} \sum_{k=1}^{10000} x_{99,k} = 13,6 \neq 10,2 \quad (4.13)$$

Merkintä $\#\{A\}$ tarkoittaa niiden tapausten lukumäärää, jotka toteuttavat ehdon A. Tulos (4.12) vahvistaa, että T_{99} on määritelmän mukainen. Yhtälön (4.13) mukaan T_{99} on pahasti harhainen, kun taas estimaattori T'₉₉: $(0,99; y_1, \dots, y_{99}) \rightarrow (10,2/13,6)y_{99} = 0,75y_{99}$ on harhaton, mutta käyttökelvoton 0,99-kvantiilin estimaattorina.

Kertymäfunktion parametrien estimointi ja harhattomuus

Edellä on käsitelty yhden tietyn kvantiilin estimoinnin hyvyttä ja todettu, että kvantiilin harhattomuus on perin keho kriteeri kvantiiliestimaattorin hyvydelle. Oletetaan nyt, että kertymäfunktion tyyppi on tiedossa tai on hyviä syitä otaksua se tunnetuksi. Sen parametrien estimoinnilla voidaan määrittää kaikkien mahdollisten kvantiilien estimaatit. Myös parametriestimaattoreiden hyvyyskriteerinä voidaan käyttää niiden harhattomuutta. Tämä on kuitenkin ongelmallista jo silloin, kun jakaumassa on vain yksi parametri, kuten eksponenttijakaumassa. Suurimman uskottavuuden menetelmä MLM antaa eksponenttijakauman $F(x) = 1 - \exp(-\lambda x)$ parametrille λ tunnetusti harhaisen estimaatin. Jos kuitenkin parametri ilmaistaan muodossa $\lambda = 1/\beta$, on β harhaton. Jos MLM antaa arvon $\lambda = 2$, se antaa β :lle arvon 0,5. Kummassakin tapauksessa päädytään samaan funktioon $1 - \exp(-2x)$, joka parametrin kirjoitustavasta riippuen pitäisi siis harhaisena hylätä tai harhattomana hyväksyä. Tämä näennäinen paradoksi selittyy sillä, että kvantiiliestimaattorin oikeellisuus ei riipu parametrin harhattomuudesta.

Kaksiparametrisissä kertymäfunktioissa parametrien harhattomuuskriteerin ongelmallisuus korostuu. Kuva 4.2 esittää kolmea normaalijakaumaa. Näistä $F_0(x; 0; 1)$ edustaa tarkkaa jakaumaa; $F_1(x; -0,05; 1,15)$ ja $F_2(x; -0,20; 1,20)$ estimoituja jakaumia. Tuntuisi luonnolliselta ajatella, että F_1 on tarkempi kuin F_2 , koska sen parametrit ovat lähempänä F_0 :n arvoja. Näin ei kuitenkaan ole jakaumien yläpäässä. Parametriestimaattien läheisyyden perusteella tapahtuva estimaattoreiden vertailu ei siis anna luotettavaa vastausta ainakaan kaikille kvantileille.

Toinen esimerkki on betoniteräksen laadunvalvonnasta. Otokoko on 3 ja lujuuden otaksutaan X jakautuneen normaalisti eli $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. Määritetään otoskeskiarvon \bar{x} ja otosvarianssin s^2 avulla kertymäfunktion estimaatti

$$\widehat{F}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi s^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(t - \bar{x})^2}{s^2}\right) dt \quad (4.14)$$

jolloin \widehat{F} :n käänteisfunktio voidaan esittää muodossa $\widehat{F}^{-1}(p) = \bar{x} + \phi^{-1}(p)\sqrt{s^2}$

Määritellään estimaattorit

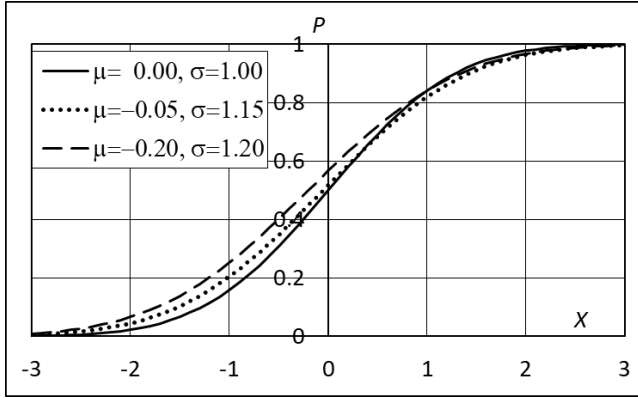
$$T_A: (0,05; x_1, \dots, x_n) \rightarrow \widehat{x}_{A,0,05} = \widehat{F}^{-1}(0,05) = \bar{x} + 1,645\sqrt{s^2}$$

$$T_B: (0,05; x_1, \dots, x_n) \rightarrow \widehat{x}_{B,0,05} = \bar{x} + k_n\sqrt{s^2}$$

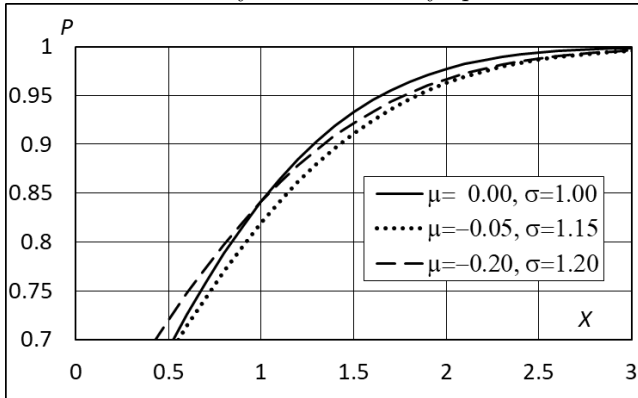
missä $k_n = 3,372$. Näistä T_B on standardin ISO 12491 [4] mukainen, T_A ei. Kumpikin estimaattoreista on harhaton jakauman molempien parametrien suhteen sekä tarkentuva. Simulointi osoittaa, että $P\{x \leq \widehat{x}_{0,05}\} = 0,050$, kun taas $P\{x \leq \widehat{x}_{A,0,05}\} = 0,145$. T_B on siten määritelmän mukainen 0,05-kvantiilin ja T_A määritelmän mukainen 0,145-kvantiilin estimaattori. Tämän esimerkin valossa harhattomien parametriestimaattien sijoittaminen kertymäfunktion lausekkeeseen ei tuota luotettavaa kertymäfunktiota eikä tällaisen kertymäfunktion kääntäminen luotettavaa kvantiiliestimaattia.

Esimerkit osoittavat, että vaikka harhattomuus vaikuttaakin intuitiivisesti luontevalta ja yleiskäyttöiseltä läheisyyskriteeriltä minkä hyvänsä parametrin estimaattorille, sen soveltaminen voi johtaa huomattavaan vääristymään kvantiilien estimoinnissa. Sama koskee myös parametrien estimaattien keskimääräisen neliöllisen tai absoluuttisen virheen minimoimista. Nekin mittaavat matkaa oikeaan arvoon asteikolla, joka ei ole ratkaiseva kvantiiliestimaatin oikeellisuuden kannalta.

A. Kertymäfunktiot $F_i(x; \mu; \sigma)$



B. Kertymäfunktioiden yläpää

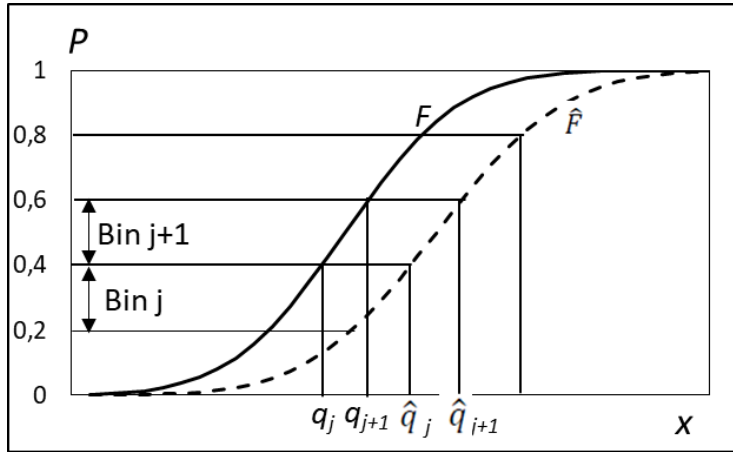


Kuva 4.2: Likimääräisten jakaumien (katkoviiva ja pisteviiva) vertailu oikeaan jakaumaan (yhtenäinen viiva).

Laarikriteeri kertymäfunktion estimaattorin hyvyyskriteerinä

Edellä on esitetty, miten yksittäisen kvantiilin estimaattorin hyvyttä voidaan arvioida kvantiilin määritelmään perusteella. Samaa periaatetta voidaan soveltaa kaikille kvantileille samanaikaisesti jakamalla kuvan 4.3 mukaisesti P -akseli tasavälein X -akselin suuntaisilla ja tasavälisillä viivoilla lokeroihin, joita nimitämme laareiksi. Oikean kertymäfunktion F määrittelemänä laariin $j+1$ kuuluvat ne muuttujan arvot, jotka ovat välillä $(q_j, q_{j+1}]$, joten niiden suhteellinen osuus on $1/J$, missä J on laarien lukumäärä. Toisin sanoen, jos generoidaan M satunnaislukua ja M on suuri, kuhunkin laariin osuu niistä likimain M/J kpl. Vastaavasti estimoidun kertymäfunktion \widehat{F} perusteella laariin $j+1$ kuuluvat ne muuttujan arvot, jotka ovat välillä $(\hat{q}_j, \hat{q}_{j+1}]$, joten niiden suhteellinen osuus yleensä poikkeaa $1/J$:stä.

Verrataan taas estimaattoreita simuloinnin avulla. Generoidaan satunnaisotos $(x_1, \dots, x_N, x_{N+1})$, (x_1, \dots, x_N) :n perusteella määritetään \widehat{F} , katsotaan mihin laariin x_{N+1} kuuluu ja toistetaan prosessia M kertaa, kunnes laareihin kertyneiden osumien lukumäärä näyttää vakiintuneen. Jos estimaattori on hyvä, kuhunkin laariin on kertynyt likimain sama määrä osumia eli M/J kpl. Analo-



Kuva 4.3: Laarien muodostaminen.

gia nopanheittoon on ilmeinen: noppaa voi pitää virheettömänä, jos M heittoa antaa kutakin silmälukua saman määrän eli $M/6$ kpl, kun M on suuri. Estimaattorin hyvyyskriteeriksi sopii siten ehto

$$d_{\text{mse}} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \left(r_j - \frac{1}{J} \right)^2 \approx 0 \quad (4.15)$$

missä r_j on laarin j suhteellinen osuus osumista. Olemme nimittäneet sitä laarikriteeriksi (engl. bin criterion). Laarien ei tarvitse olla samankokoisia, jos laariin osumisen todennäköisyyttä $1/J$ muutetaan vastaavasti. Koska d_{mse} :tä on tarkoitus käyttää kvantiiliestimaattorien keskinäiseen vertailuun, mitään absoluuttista rajaa 0:n läheisyydelle ei ole tarpeen antaa. Paras estimaattori tämän kriteerin suhteen on se, joka antaa pienimmän arvon d_{mse} :lle.

Yhteen p -kvantiiliin sovellettuna ehto (4.12) merkitsee kahta laaria, jolloin kriteeriksi muodostuu

$$d_{\text{mse}} = \frac{1}{2} \left[(r_1 - p)^2 + (r_2 - (1-p))^2 \right] = (r_1 - p)^2 \approx 0 \Leftrightarrow r_1 \approx p \quad (4.16)$$

eli erikoistapauksena päädytään aikaisemmin esiteltyyn yhden kvantiilin hyvyyskriteeriin (4.6). Tähän päädytään myös, jos laarikriteerissä korvataan neliölliset erotukset erotusten itseisarvoilla.

Jos kvantiiliestimaattori toteuttaa ehdon (4.16) kaikille p :n arvoille, myös ehto (4.15) toteutuu. Tämän osoittamiseksi otetaan tarkasteluun J kpl laareja $[0, i/J]$, missä $i = 1, \dots, J$. Jos nyt kukin tällainen laari kerää M kierroksen simuloinnissa m_i osumaa ja $P\{x \leq q_{i/J}\} \approx i/J$ eli $m_i = i/J + \epsilon_i$ missä ϵ_i on pieni, tulee laarikriteetin mukaisella laarijaolla 1. laariin $i/N + \epsilon_i$ osumaa ja i :nteen laariin $i/N + \epsilon_i - (i-1)/N + \epsilon_{i-1} = 1/N + \epsilon_i - \epsilon_{i-1}$ osumaa. Silloin on

$$d_{\text{mse}} = \frac{1}{J} \left[(\epsilon_1)^2 + \sum_{j=2}^J (\epsilon_j - \epsilon_{j-1})^2 \right] \leq 4 \left(\max_j |\epsilon_j| \right)^2 \quad (4.17)$$

Jos nyt kaikki ϵ_j :t ovat itseisarvoltaan pieniä, on $d_{\text{mse}} \approx 0$. Jos siis yksittäisten kvantiilien estimointi on määritelmän mukaista, laarikriteeri toteutuu, ja päinvastoin.

Kun kvantiiliestimaattorien hyvyttä halutaan vertailla koko satunnaismuuttujan arvoalueella, on (4.15) käyttökelpoinen kriteeri. Yksittäiselle kvantiilille on (4.16) parempi, koska siinä muiden kuin tarkasteltavan kvantiilin estimoinnin hyvyys ei vaikuta tulokseen.

Alun perin laarikriteerimme idea syntyi noppa-analogian perusteella. Myöhemmin kävi ilmi, että Pearsonin tunnetun χ^2 -statistiikan taustalla on sama periaate, joskaan χ^2 -statistiikkaa ei tiettävästi ole käytetty estimaattoreiden hyvyden vertailuun.

Laariosumien suhteellisen osuuden konvergenssia simuloinnissa voidaan nopeuttaa merkittävästi ajattelemalla, että kullakin kierroksella i generoidaan yhden x :n sijasta K satunnaislukua laareihin sijoitettavaksi. Kierroksella i estimoitu \widehat{F}_i määrittää laarirajat $\widehat{q}_{j,i} = \widehat{F}_i^{-1}(j/J)$, ja K :n kasvaessa rajatta laariin $j+1$ osuvien lukujen suhteellinen osuus lähestyy arvoa

$$r_{j,i} = F(\widehat{q}_{j+1,i}) - F(\widehat{q}_{j,i}) \quad (4.18)$$

M :n simulointikierroksen aikana laariin j kertyvien lukujen suhteellinen osuus kaavassa (4.12) on siten

$$r_j = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M r_{j,i} \quad (4.19)$$

eikä laareihin sijoitettavaksi tarvitse siis generoida ainoatakaan lukua.

Onko harhattomuudella käyttöä kvantiiliestimaattoreiden hyvyden arvioinnissa?

Perinteisten kvantiiliestimaattoreiden hyvyyskriteerien ongelmana on ollut, että ne mittaavat etäisyyttä oikeasta arvosta joko satunnaismuuttujan itsensä tai sen kertymäfunktion parametrien omilla asteikoilla. Kvantiilin määritelmän mukaan tällaiset etäisyydet ovat epärelevantteja, joten niihin perustuvat hyvyyskriteerit tulee hylätä. Kvantiiliestimaatin etäisyys oikeasta arvosta tulee mitata suhteellisten osuuksien erotuksena. Tämä tarkoittaa erotusta $F(\widehat{x}_p) - F(x_p)$, missä F on X :n kertymäfunktio, \widehat{x}_p p -kvantiilin estimaatti ja x_p sen oikea arvo. Kvantiiliestimaattorin hyvyden määrää estimaattien keskimääräinen etäisyys oikeasta arvosta todennäköisyysakselilla. Tämä saadaan kaavasta

$$\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M (F(\widehat{x}_{p,i}) - F(x_p)) \rightarrow E(F(\widehat{X}_p)) - F(x_p) \text{ kun } M \rightarrow \infty \quad (4.20)$$

Tässä $E(Z)$ tarkoittaa Z :n odotusarvoa ja \widehat{X}_p satunnaismuuttujaa, jonka realisaatio on \widehat{x}_p . Pienin keskimääräinen etäisyys saavutetaan siis, kun satunnaismuuttuja $F(\widehat{X}_p)$ on harhaton. Toisin sanoen muuttujan X p -kvantiilin estimaattori on kvantiilin määritelmän mukainen jos ja vain jos $F(\widehat{X}_p)$ on harhaton. Tämän ja kaavan (4.6) kanssa on sopusoinnissa Gumbelin [3] esittämä erikoistapaus

$$E(F(\widehat{Y}_i)) = \frac{i}{N+1} \quad (4.21)$$

missä satunnaismuuttujan \widehat{Y}_i realisaatiot ovat otosten (x_1, \dots, x_N) i :nneksi suurimpia lukuja. Vaatimus kvantiiliestimaattorin harhattomuudesta satunnaismuuttujan $F(\widehat{X}_p)$ suhteen on siis oikein, mutta monimutkainen ja sikäli turha, että saman asian ajaa paljon havainnollisempi vaatimus

$$P\{x \leq \widehat{q}_p\} = p \quad (4.22)$$

Toinen tilanne, jossa harhattomuus on luonnollista, on populaation keskiarvon estimointi otoksen keskiarvolla. Muita harhattomuutta edellyttäviä tunnuslukuja tai parametrejä ei sitten taida ollakaan. Otosvarianssi on kyllä varianssin harhaton estimaattori, mutta sen neliöjuurta käytetään rutiininomaisesti tilastomatematiikassa keskihajonnan estimaattorina, vaikka se on harhainen. Otosvarianssin käyttöä voi perustella sekä laskentakaavan yksinkertaisuudella että harhattomuuden takaamalla yleisluontoisella läheisyydellä, mutta ei sillä, että harhattomuutta tulisi vaatia jonkun todennäköisyyslaskennan aksiooman perusteella. Sen sijaan harhattomuuden vaatiminen mediaanilta tai miltään muultaakaan kvantiililta on selvä virhe. Harhattomuuden esittäminen itsestään selvästi hyvänä asiana tilastotieteen opetuksessa ja sen vahva asema hyvyyskriteerinä kvantiilien estimointia käsittelevässä kirjallisuudessa eivät ole perusteltuja.

Lopuksi

Frekvenssitulkinnan mukainen todennäköisyyden ja kvantiilin käsite on helppo ymmärtää: Jos tiettyä koetta toistetaan M kertaa ja jos kokeissa A-tapausten suhteellinen osuus lähenee p :tä M :n kasvaessa, tapauksen A todennäköisyys on p . Jos todennäköisyyksiä arvioidaan kriteereillä, jotka eivät vastaa frekvenssitulkintaa, päädytään pseudotodennäköisyyksiin, joiden tulkinta ja käyttö jatkoanalyyseissä on mahdotonta. Esimerkiksi rakenteiden vaurioitumistodennäköisyyden arvioinnissa on tärkeää voida luottaa materiaaliominaisuuksien ja kuormien estimoitujen TN-jakaumien oikeellisuuteen siinä mielessä, ettei lujuuksia yliarvioida eikä kuormia aliarvioida ainakaan merkittävästi.

Matemaattisen tilastotieteen kirjallisuus tarjoaa runsaasti erilaisia estimaattoreita eri tilanteisiin. Vaikka näiden luotettavuuden mittaamiseksi on kehitetty lukuisia menetelmiä, monet kvantiiliestimaattoreiden hyvyden arviointiin käytetyistä menetelmät ovat perustuneet muuhun kuin kvantiilin määritelmään. Kun kaksi estimaattoria antaa samasta otoksesta erilaiset tulokset, kumpaa kannattaa käyttää?

Yksittäisen kvantiilin tapauksessa kvantiilin määritelmä tarjoaa yksikäsitteisen vastauksen: parempi estimaattori on se, joka estimoii p -kvantiilin keskimääräisen etäisyyden P -akselilla lähemmäksi p :tä. Näin on riippumatta siitä, estimoidaanko kvantiilia suoraan vai estimoimalla ensin sen kertymäfunktion parametrit.

Ehdottamamme laarikriteeri perustuu todennäköisyyden käsitteeseen samalla tavalla kuin Pearsonin χ^2 -statistiikka, ja sen erikoistapauksena saadaan yksittäisen kvantiilin määritelmän mukainen hyvyyskriteeri. Samaan erikoistapaukseen päädytään, jos laarikriteerin neliölliset erotukset korvataan erotusten itseisarvoilla. Laarikriteeri ei siten ole ainoa pätevä. Tärkeää on, että etäisyyttä oikeasta arvosta mitataan P -akselin suunnassa.

Muutamille TN-jakaumille tehdyissä simulaatioissa [10] osoittautui, että parannettu Gumbelin analyysi eli Weibullin plottaus yhdistettynä pienimmän neliösumman menetelmään alkuperäisessä skaalaamattomassa koordinaatistossa oli laarikriteerin mielessä parempi kertymäfunktion estimaattori kuin esimerkiksi suurimman uskottavuuden menetelmä MLM, mutta sitäkin on vielä mahdollista reilusti parantaa sopivilla painotuksilla [9]. Se on myös toimintavarma ja sopii pienillekin otoksille päinvastoin kuin MLM, joka tunnetusti kaatuu toisinaan, omien kokemustemme mukaan simuloinnissa jopa 5-10 prosentissa tapauksista. Vastaava vertailu eri momenttimenetelmille odottaa vielä tekijäänsä.

Yli sata vuotta kestänyt plottauspositioiden virittely voidaan unohtaa. Jos halutaan sovittaa kertymäfunktio havaintoihin liittyviin todennäköisyyksiin, käytettäköön jakaumasta riippumatonta Weibullin plottausta ja epälineaarista regressiota P -akselin suunnassa. Myös lineaarinen regressio muuttuja-akselin suunnassa on mahdollinen.

On toivottavaa, että harhattomuuspyrkimyksestä johtuvat vääristymät ovat olleet pieniä verrattuna havaintojen satunnaisuuden puutteesta, mittausten ja dokumentoinnin epämääräisyydestä, laskentamallien likimääräisyydestä yms. aiheutuviin virheisiin. Tällä ei voida kuitenkaan puolustella tarpeettomia systemaattisia virheitä, joita harhattomuuden tavoittelu aiheuttaa ja joiden suuruusluokkaa ei vielä tunneta.

Ilahduttavan esimerkin määritelmän mukaisuudesta tarjoaa prediction-estimaattoi standardeissa ISO 12491 [4] ja EN 1990-1-1 [2]. Valitettavasti sen käyttö on jäänyt vähäiseksi.

Kirjallisuus

- [1] Ang, Alfredo H-S. & Tang, Wilson H. 2007. "Probability Concepts in Engineering. John Wiley & Sons, Inc. New York. ISBN-13 978-0-471-72064-5.
- [2] EN 1990-1-1. Eurocode – Basis of Structural design. 2005. European Committee of Standardization.
- [3] Gumbel, E. J. 1958. "Statistics of Extremes". Columbia University Press. New York.
- [4] ISO 12491: 1997. Statistical methods for Quality control of Building Material and Components. ISO. Geneve.
- [5] Laininen, Pertti. 2004. "Todennäköisyys ja sen tilastollinen soveltaminen". Otatieto. ISBN 951-672-312-8.
- [6] Madsen, H. O., Krenk, S. & Lind, N. C. 1986. "Methods of structural safety". Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall. ISBN 0-13-579475-7.
- [7] Makkonen, Lasse. 2011. Reply to comments on "Plotting positions in extreme value analysis". Journal of Applied Meteorology and Climatology 50, 267-270. <https://doi.org/10.1175/2010JAMC2533.1>
- [8] Makkonen, Lasse & Pajari, Matti. 2014. "Defining sample quantiles by the true rank probability". Journal of Probability and Statistics 326579. <http://dx.doi.org/10.1155/2014/326579>.
- [9] Makkonen, Lasse & Tikanmäki, Maria. 2019. "An improved method of extreme value analysis". Journal of Hydrology X 2:100012. doi:10.1016/j.hydroa.2018.100012.
- [10] Pajari, Matti, Tikanmäki, Maria & Makkonen, Lasse. 2019. "Probabilistic evaluation of quantile estimators". Communications in Statistics – Theory and Methods. <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/03610926.2019.1696975>.
- [11] R version 3.6.2 (2019-12-12). The R Foundation for Statistical Computing Platform.

Yliaktuaari Kyllikki Korpi – testamentti elää

TARJA HEINO
THL

Tiivistelmä

Yliaktuaari Kyllikki Korpi¹ teki merkittävän elämäntyön kansallisten sosiaali- ja terveydenhuollon tilastojen parissa, ensin sosiaali- ja terveysministeriössä ja sitten sosiaalihuollon tilastojen parissa, ensin sosiaali- ja terveysministeriössä ja sitten sosiaalihuollon tilastojen parissa. Hän palasi entisen työpaikkansa nykyiseen hahmoon laatimansa testamentin² muodossa. Se on mahdollistanut yhden kaivatun tietopohjan rakennusrakan, selvityksen lastensuojelun 24/7 yksiköistä (Heino ym. 2021)³, sekä auttanut Lasteri-hankkeen kehittymistä ideasta (Heino, 2017)⁴ tavoitteelliseksi hankkeeksi.

Johdanto

Sain kunnian tutustua Kyllikkiin sosiaalihuollon tilastotoimistossa 1980-luvun loppupuolella. Sosiaalihuollon tilastoihin oli tullut katkos suuren valtiosuuslakipaketin myötä. Valmistelimme hänen kanssaan vuotta 1987 koskevaa tiedonkeruuta lastensuojelusta. Siinä päädyttiin kahden lapsikohtaisen tiedonkeruun osion, tilastovuotta koskevan ja sitä syventävän osion toteuttamiseen.

Tiedonkeruiden raportointi tapahtui aikana, jolloin Kyllikki jäi eläkkeelle ja organisaatio ehti toimia kolmella eri nimellä ja kolmella mandaatilla. Lastensuojelutietoja raportoitin erillisjulkaisuina (Kivinen ja Heinonen, 1990; Kivinen,

¹ Kyllikki Korpi teki pitkän uran sosiaalihuollon tilastotoimiston yliaktuaarina, ja toimi sitä ennen sosiaali- ja terveysministeriössä vastaavissa tehtävissä. Hän toimi myös pitkään Suomen tilastoseuran rahastonhoitajana.

² Kyllikki Korven testamentissaan ilmaiseman tahdon mukaan ”Suomen Tilastoseura r.y saakoon 300.000 markkaa (jota korotettakoon elinkustannusindeksillä) ns. KETI-tietojärjestelmän ja edustamani perustilastojärjestelmän vertailuselvitykseen, näiden kustannus- hyötynäkökohtien kartoittamiseen ja tästä selvityksestä tiedottamiseen siten, että siitä tulevat tietoisiksi myös keskeiset sosiaaliviranomaiset, myös kunnissa. Tilastoseuralta määräämäni summan suorittamisen edellytyksenä on, että seura antaa työsuunnitelman ja väli- ja loppuraportin Suomen Kulttuurirahastolle sen stipendikertomuksilta edellyttämällä tavalla. Suomen Kulttuurirahaston hallitusta pyydän siten valvomaan varojen hyödyllistä käyttämistä.”

³ <https://www.julkari.fi/handle/10024/142682>

⁴ <https://blogi.thl.fi/lastensuojelun-palveluntuottajien-avoin-rekisteri-vaihtoehdoksi-kilpailutukselle/>

1992; Muuri, 1993). Pitkä muuttumaton kansallisen sosiaali- ja terveydenhuollon tilastohallinnon jakso koki suuren muutoksen ja myllerryksen vuoden 1984 alusta.

Kyllikki Korpi - naimisissa tilastojen kanssa

Olen pyytänyt muisteluja ja jututtanut Kyllikin aikalaisia heidän muistoistaan. Olen myös luetuttanut tekstin heillä ja huomionut saamani kommentit. Tilastot olivat Kyllikille henki ja elämä, ja sen kaikki aikalaiset todistivat. Otsikon nimi tulee siitä, että Kyllikki on useissa yhteyksissä kertonut olevansa naimisissa tilastojen kanssa.

Kyllikin tapoihin ei kuulunut avata yksityiselämäänsä työyhteisössä. Aika oli kovin toisenlaista 1970-luvulla kuin tämän päivän virastossa. Kyllikki ei juurikaan osallistunut työyhteisön rientoihin, vaan lähti takaisin töihinsä kun alaiset ryhtyivät vapaalle. Nuoren apulaisen kuultiin puhuttelevan häntä maisteriksi. Elettiin päällikköviraston selkeää aikaa. Yksityisen ja työelämän rajaamisesta kertoo seuraavat aikalaiden muistelut.

Ensimmäinen ajatus Tarjan viestin luettuani oli, että kyllähän minä Kyllikin muistan, mutta en muista mitään hyödyllistä tai tärkeää. Olin Kyllikin kanssa päivittäin tekemisissä 1979-n.1983 ensin Suunnittelu- ja tilastotoimistossa ja sitten Suunnitteluosastolla. Kyllikki oli todella omintakeinen persoona, joka sekä ihastutti että rai-vostutti.

Monia anekdootteja on mielessä, mutta tilastoihin liittyy vain seuraava: 1980-luvun alussa monissa kunnissa luovuttiin nimikkeistä apuhoitaja, kehitysvammahoitaja, lastenhoitaja ja korvattiin kaikki hoitaja-nimikkeellä. Kun Kyllikki kuuli tästä, hän tuohtui ja ilmoitti etteivät kunnat voi mennä tehtävänimikkeitä noin muuttamaan - henkilöstötilaston aikasarjat 1930-luvulta saakka menevät sekaisin. Kyllikin maailmassa virheettömät aikasarjat olivat tilastoitavan toiminnan kehittämistä tärkeämpiä - jos kärjistyksen sallitte. Sen verran aikaa on kulunut, että luetteleman tehtävänimikkeet eivät ehkä menneet ihan oikein.

Vasta taloon tulleelle hän antoi äidillistä opastusta, ja tarpeeseen tuli. Muistan hänet myös läpikotaisena tilastoihmisenä. Se herätti mielessäni vähän ihmetystä, miten numeroista voikin saada niin paljon irti. Sittemmin opin toki kyllä ymmärtämään tilastojen suuren arvon.

Kyllikin persoona on jäänyt monen mieleen. Itsekin muistan hänen ruutu-vekkihameensa heilahduksen, reippaat askeleet ja korkojen kopseen käytävällä. Välillä kaikui iloinen nauru, ja Kyllikin huumori pääsi esiin. Toisinaan pään ri-peät pudistukset ja suuttumuksen rypyt ilmestyivät silmien väliin. Muistelu toi esiin monisärmäisen ja kiinnostavan persoonan eri puolia.

Eikä Kyllikin elämä pelkkiä tilastoja ollut, hän matkusti kaukomailla ja harrasti kaikenlaista. Ensimmäinen muistoni Kyllikistä, kun olin juuri tullut Sosiaalhallitukseen, oli kertomus uimarenkaasta. Matti Heikkilä siitä ensin kertoi, mutta kyllä Kyllikki itsekkin. Kyllikki oli ollut lomalla Thaimaassa ja siellä rannalla innostunut kokeilemaan

riippuliitämistä. Ihan en tiedä miten homman piti mennä, mutta kuitenkin Kyllikki putosi pyrstölleen sen verran kovalle alustalle, että häntäluu murtui. Kotiin hän lensi uimarensa päällä istuen ja kuulemma pidemmän aikaan kokouksiin tuli Kyllikki käsilaukkua ja uimarengasta kantaen.

Vaikka Kyllikki Korven elämä ei pelkkiä numeroita ollut, hänet kuitenkin muistetaan ennen kaikkea tarkkana ja huolellisena tilastoihmisenä. Kyllikin ympärätalossa tilastokansioiden täyttämiin kaappeihin on muutama päässyt tutustumaan. Siihen aikaan yksittäisten tietojen poimiminen suurista taulukoista ja niiden yhteen laskeminen oli suuren vaivan ja käsityön takana. Niinpä kävi myös, ettei kaikkea kerättyä tietoa koskaan julkaistu taikka hyödynnetty. Kävi myös niin, että kaikkea ei Kyllikillekään kerrottu.

Äitiysavustuksesta kuntien piti toimittaa sosiaalihuutukselle tarkka selvitys, milloin ja missä raskauden vaiheessa avustusta oli haettu, kuinka monennesta lapsesta oli kysymys, otettiinko avustus pakkauksena vai rahana jne. Kysyin tilastoihmisiltä mitä tiedoilla oli tehty – ei kuulemma mitään. Kun ehdotin, että tietoja karsittaisiin, siellä kauhistuttiin: Kyllikki ei missään nimessä hyväksyisi. Lupasin ottaa asiasta täyden vastuun, tarvittiinhan tietoja vain pakkausten ja rahojen lukumääristä. Kunnat olivat ällistyneitä ja iloisia muutoksesta, joka helpotti suuresti niiden töitä. Kyllikille asiasta ei koskaan kerrottu...

Tilastot kuuluivat Kyllikkiin ja Kyllikki tilastoille. Ei hän suotta kertonut olevansa naimisissa tilastojen kanssa. Eläkeikä lähestyi vääjämättä, ja eron aika tuli.

Sen viimeisen viikonlopun muistan, kun siivosimme Kyllikin kanssa hänen huonettaan ja osastopäällikkö otti avaimen pois... Muuten emme saaneet häntä pois työpaikalta.

Viimeinenkin siivous tehtiin työajan ulkopuolella. Niin paljon Kyllikki rakasti työtään tilastojen parissa, ettei millään olisi hennonnut lopettaa.

Katkoksia aikasarjoihin

Viimeisin kattava lastensuojelun asiakkaita ja lastensuojelun laitoksia koskeva tilasto on lähes 40 vuoden takaa, Sosiaalihuutuksen tilastotiedotus Lasten ja nuorten huolto vuodelta 1983 (Korpi & Sutela 1985). Sen kokoamisesta vastasi yliaktuaari Kyllikki Korpi. Vannoutuneena tilastoihmisenä hänelle aikasarjojen jatkuvuus oli tärkeää, ja siksi lastensuojelutilaston loppuminen ja siihen tullut katkos oli sydäntä särkevä asia. Lastensuojelutilastojen kokoamista jatkettiin, mutta niitä koottiin henkilötunnusten kanssa aikaisempaa suppeammin ja rajatusti vain kodin ulkopuolelle sijoitetuista lapsista vuodesta 1991 alkaen. Laitosten toimintatilastot lopetettiin kokonaan vuoden 1984 alusta. Tilastotietoja lastensuojelulaitoksista, niiden paikkamääristä, henkilökunnan määrästä ja rakenteesta ei enää sen jälkeen ole koottu (Heino, 2016).

Laitosten tilastoinnin lopettamisen jälkeen sosiaalihuutus neuvotteli Lastensuojelun keskusliiton kanssa jatkosta. Sosiaalihuutus oli vähentämässä toimipaikkatilastointiin kohdennettuja resursseja eikä ollut valmis laajentamaan

tietopohjaa lastensuojelun toimipaikkatietoihin. Niinpä Lastensuojelun keskusliitolle esitettiin toive jatkaa lastensuojelulaitosten tietojen kokoamista ja tietojen päivitystä. Liitto kokosikin yksin kansiin tiedot valtakunnallisesti tai/ja yli kuntarajojen tarjotuista sijaishuollon palveluista. Julkaisuun koottiin palvelujen tarjontaa koskevat tiedot yksityisistä ja yleishyödyllisistä laitoksista sekä ammatillisista perhekodeista yhteystietoineen (Kemppainen ja Lehtinen, 1988). Julkaisusta puhuttiin "sijoittajan oppaana", mikä kuvastaa hyvin sen tarkoitusta. Raportti ei sisältänyt tilastotietoja, mikä koettiin harmittavana puutteena ja vaikuttamistyön vaikeuttajana. Kirjaa päivitettiin muutaman kerran (1995 ja 1999), mutta sittemmin päivittäminen lopetettiin, sillä päivitystyö oli käsityötä ja vaati liikaa resursseja keskusliitolta.

Tilastotietojen puuttuessa koottiin tilannekatsauksia työryhmämuistioihin (Huolenpityöryhmä 1987) ja tehtiin erillisselvityksiä (Kivinen & Hujala 1989). Vuodelta 1998 tehtiin julkaisematon selvitys lasten ja nuorten ympärivuorokautisia laitospalveluja tuottavista yksiköistä (Heino 1999). Se kattoi lastensuojelun ohella lasten- ja nuorisopsykiatrisen osastohoidon sekä kehitysvammaisten lasten laitoshoidon. Tietoja käytettiin STM:n asettaman sosiaalihuollon verkostoituvat erityispalvelut -hankkeen työssä (Heino (toim.) 2004). Nuo koonnit jäivät viimeisiksi kansallisiksi raporteiksi toiminnassa olevista lastensuojelulaitoksista ja ammatillisista perhekodeista. Edelleen yksiköiden määrästä, ylläpitäjätahoista, palveluista ja toimintaresursseista puuttuu yhdenmukainen kansallinen tieto. Vain luvanvaraisista yksityisistä palveluntuottajista ja yksiköistä kertyy tietoa Valviran rekisteriin.

Julkinen keskustelu lastensuojelusta on viime vuosina painottunut epäkohtiin ja laitoshuoltoon. Yhä laajemmin ja vakavammin on havahduttu laitoksia koskevan tietopohjan puuttumisen seurauksiin ja heijastuksiin. Yhtäältä huomiot koskevat yksiköiden valvontaa, monen valvontaviranomaisen tuottaman tiedon hajautumista ja toiminnan puutteellista koordinoitumista. LAPE-muutosohjelmassa tehtiin mallinnustyötä, ja valvontaa mallintanut ryhmä (Hoikkala et al., 2017) esitti kansallisen sijaishuoltopaikkarekisterin perustamista, nykyisten päällekkäisyyksien purkamista, valvonnan dokumentaation yhtenäistämistä, vertaisarviointimenettelyjen kehittämistä sekä ohjaus- ja valvontatoiminnan tietopohjan ja osaamisen vahvistamista. Asia on ollut uudelleen vahvasti esillä sosiaali- ja terveysministeriön Lastensuojelun vaativan sijaishuollon uudistamista selvittäneen työryhmän raportissa (STM 2020) on muun muassa kiinnitetty huomiota yhtenäisen tietopohjan tarpeeseen.

Pitkään on uutisoitu lastensuojelupalvelujen yksityistymisestä, markkinoinnista sekä tuotannon keskittymisestä. Tarkkoja vertailulukuja julkisen ja yksityisen välillä ei voi tehdä, mutta esimerkiksi Pekka Lith (2018) on laatinut Hyvinvointialan liitolle selvityksen lastensuojelun markkinoista. Hän on käyttänyt pääasiallisina lähteinä Tilastokeskuksen kuntataloustilastoa, yritysten rakenne- ja tilinpäätöstilastoa, alueellista yritystoimintatilastoa sekä Terveysten ja hyvinvoinnin laitoksen lastensuojelun tilastoja.

Yhtenäisen tilastoinnin puuttuminen yritysten, yleishyödyllisten yhteisöjen, kuntien ja kuntainliittojen sekä valtion tuottamien palvelujen laajuudesta ja sisällöstä on vaikeuttanut palvelujen yksityistymisen seuranta. Lastensuojelun toimipaikkojen kehitystä ei ole mahdollista seurata ylläpitäjän mukaan. Tästä palveluntuottajien suhteellisen osuuden kehityksestä saa kuitenkin viitteen THL:n kokoamasta terveys- ja sosiaalipalvelujen henkilöstötilastosta (Terveys- ja sosiaalipalvelujen henkilöstö 2014 ja 2018). Viimeisin selvitys on vastikään

tehty osana Lasteri-hanketta⁵, ja siinä tiedonkeruu sattui pandemian aikaan (Heino et al., 2021). Kyselyn vastausprosentti jäi siksi vaatimattomaksi.

Lasterin taustaa

Suomen Tilastoseuran hallituksen jäsen kartoitti tilannetta ja otti yhteyttä keväällä 2018 THL:een. Satu in olemaan puhelimitse tavoitettavissa. Hän kyseli varovaisesti puhelimesta tilastointiin liittyviä tarpeita ennen kuin puhui mitään testamentista. Olin juuri kirjoittanut artikkelin, jossa olin muistellut Kyllikki Korpea ja jossa olin muistuttanut julkisen vallan vastuusta tietää tekemistään huostaanotto- ja sijoituspäätöksistä ja seurata sijoittamiensa lasten sijoituspaikkojen tilannetta. Myös Lasteri-idea oli juuri vireytetty, ja nämä mielessä kerroin tilaston ja tietämisen tarpeesta. Otin myös yhteyttä THL:n tilastoyksikköön, ja pyysin yksikön päällikkö Salla Säkkinen mukaan neuvotteluun Tilastoseuran hallituksen kanssa. Tilastoseuran pyynnöstä sitten kokosin 19.6.2018 Suomen Tilastoseuralle ehdotuksen selvityksen tekemiseksi. Suomen Kulttuurirahasto hyväksyi ehdotuksen toteutettavaksi vainajan tahdon mukaisesti. Ehdotuksen mukaan

Luodaan lastensuojelun palveluja tarjoavista 24/7 yksiköistä uudenlainen ja digiaikainen rekisteri, joka hyödyttää niin asiakkaita, erityisesti huostaan otettuja lapsia, sosiaalisyöntekijöitä, valvontaviranomaisia, palvelujen järjestämismvastuussa olevia maakuntia, palveluntuottajia, toiminnan tilastoinnista, seurannasta ja arvioinnista vastuussa olevia sekä tutkijoita – kaikkia.

THL:ssä oli tehty esiselvitys asiasta, ja sen luonnos toimitettiin Suomen Tilastoseuralle. Ehdotuksen mukaan ”Resursseja tarvittaisiin tietopohjan alustan tekniseen kehittelyyn (yhteistyössä STM LAPE-hankkeen kanssa) ja erityisesti sen sisällön tuottamiseen ja pilotin toteuttamiseen sekä siitä raportointiin. Alkuperäisosa on erittäin tarpeen, jotta jatkossa voitaisiin juurruttaa toiminta maakuntien käyttöön ja huolehtia rekisterin ylläpidosta ja päivityksestä myös yhdessä palveluntuottajien kanssa. Rahan käyttö ajoittuisi vuosille 2018 – 2020 niin että rekisteri olisi kansallisesti käyttöön otettavissa ja tukisi (maa)kuntia soteuudistuksen toimeenpanossa.” Hanketta on toteutettu aikana, jolloin useampikin hallituskokoonpano on valmistellut sosiaali- ja terveysalan uudistusta.

Lastensuojeluyksiköt yhteen kokoavan tietopohjan selvitysprosessi on tuonut näkyviin siiloutuneen järjestelmän kipupintoja. Uuden ajan rekisterin ja tietopohjan tarve nähdään. Tunnistetaan myös tarve hybridiseen kokonaisuuteen, joka tarjoaa mahdollisuuksia ja aineistoja useisiin käyttötarkoituksiin ja monelle toimijataholle. Kuitenkaan mikään viranomaistaho ei ole ilmoittautunut hankkeen omistajaksi eikä ryhtynyt veturiksi, vaan kukin taho on tarkastellut asiaa omasta näkökulmastaan ja oman perustehtävänsä kannalta. Testamenttirahalla palkattiin osa-aikainen projektipäällikkö (lokakuu 2019 – maaliskuu 2021), ja THL:n lastensuojelun asiantuntijat ovat antaneet aikansa ja asiantuntemustaan hankkeelle.

Testamenttirahan rinnalle saatiin muuta rahoitusta. Loppuvuodesta saimme toteuttaa LAPE-muutosohjelman rahoituksella konsulttiselvityksen, joka kohdistui rekisterin/tietopohjan, Lasterin toteuttamisvaihtoehtoihin ja kustannuksiin. Salivirta&Partners teki selvityksen sekä myös markkinakartoituk-

⁵ www.thl.fi/lasteri

sen. Tehty esiselvitys ja konsulttien tekemä selvitys koottiin yhteen ja julkaistiin THL:n julkaisusarjassa⁶. Näin saatoimme ”säästää” testamenttirahaa.

Toinen säästökohde ilmaantui, kun STM julisti kuntakentälle haettavaksi valtionavustusta sote-rakennemuutostusta tukevaan alueelliseen valmisteluun⁷. Valtionavustushakua varten koottiin kansallisen Lasterin kehittämistyöryhmästä työrukkanen, joka tuki hakemuksen valmistelua ja etsi hankkeeseen pääahkijaa kuntatoimijoista, jotka ovat palvelujen järjestämistä vastuussa ja saamassa hankkeesta käyttöön työaikaa säästävän työkalun. Lopulta Keusote yhdessä Satakunnan ja Helsingin kanssa jättivät hakemuksen. Tavoitteena oli saada Lasteri-pilotti käynnistymään syksyllä 2020 ja ajatuksena, että kansallinen Lasteri –hanke tukee pilottia ja jatkaa koordinoitua kansallisesta näkökulmasta.

Kesälomille lähdettiin hyvän uutisen kanssa, että Lasteri-pilotti sai valtionavustusta koko haetun määrän. Pilotti sai rahoituksen vuoden 2021 loppuun asti. Se tarkoitti, että Kyllikki Korven testamenttirahan hyödyntämistä voidaan jatkaa pilotin jälkeen 2022. Aikaa edellisestä markkinakartoituksesta oli kulunut ja alan kehitys on ollut vilkasta, joten pilotissa tehtiin uusi markkinakartoitus. Pilotinhanke käynnistyi ja pääsi lopulta tietopohjan ja ohjelman rakentamisen vaiheeseen keväällä 2021. Siinä voitiin hyödyntää myös tehdyn kansallisen kyselyn tuloksia. Pilotin rahoittaja edellytti, että vaihtoehtoja Lasterin omistajuuden suhteen selvitetään ja että pilotti ei jää vain pilotiksi. Keusote otti väliaikaisesti vastuun vuoden 2021 pilotoinnin lisäksi myös käyttöönoton ja laajentumisen vaiheesta 2022. Vuodesta 2023 eteenpäin Lasterille pyritään löytämään omistaja, joka huolehtisi myös Lasterin jatkokehittämisestä ja valtakunnallistamisesta.

Lasteri eteni vaikka toimintaympäristö muuttui

Kyllikki Korven testamenttirahan käytöstä neuvoteltiin ja sovittiin kesäkuussa 2019, että sillä edistetään Lastensuojelun 24/7 palveluyksiköitä koskevan Lasteri-rekisterin toteutumista. Rekisteri-sana korvattiin tietopohjan käsitteellä. THL:n tehtävänä on koordinoita hanketta ja siinä käynnistyvän pilotin toteutumista sekä työstää asiantuntemuksellaan Lasterin tietosisältöjen rakentamista ja luokituksia. Kansallinen sosiaali- ja terveyspalvelujen luokitustyö kuuluu THL:n perustehtäviin. Hanke on toteutettu laajassa yhteistyössä mm. palvelujen järjestäjätahojen kanssa.

Lasterin osalta THL järjesti laajan neuvonpidon 11.3.2019, johon osallistui edustajia STM:n, Valviran, THL:n, kuntakentän, palveluntuottajien ja digitaalisten alustojen asiantuntijoista. Päivä osoittautui dramaattiseksi, sillä aamun uutiset kertoivat Sipilän hallituksen ja soten kaatumisesta. Ilmapiiri oli hämmennyt, näkymä keskeisistä ja tärkeistä rakenteista hajosi. Neuvonpidossa kuitenkin sovittiin työn jatkamisesta ja tarvittavista täsmennyksistä sekä työryhmän perustamisesta. Isot kaupungit/kuntien yhtymät lastensuojelupalvelujen suurina järjestäjinä ja ostajina voivat täsmentää suunnitelmaa ja selvittää yhteistyön mahdollisuuksia. Myös Kuntaliiton roolia sovittiin selvitettävän. THL:n pääjohtaja asetti hankkeelle ohjausryhmän 1.10.2019 hankkeen koordinaation ja etenemisen tueksi.

Alun perin suunniteltiin, että Lasterin pilotointi käynnistetään vuoden 2019 aikana ja että se toteutetaan sekä raportoidaan vuoden 2020 loppuun mennessä.

⁶<http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-343-305-2>

⁷https://julkaisut.valtioneuvosto.fi/bitstream/handle/10024/162001/STM_2020_2.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Kansallisesti THL:n rooli on huolehtia koordinaatiosta, järjestää työpajoja ja organisoida kokemusten vaihtoa ja kokemuksen kokoamista pilotoinnista. Kansallinen kehittämissuunnitelma perustettiin kokoamaan tarpeita ja ideoimaan Lasteria. Tilannekuvaa koottiin ja siinä tukeuduttiin THL:n Kysy ja kuuntele –hankkeen keräämään aineistoon. Selvitimme, miten sosiaalityöntekijät maakunnissa etsivät lapselle sijoituspaikkaa ja millaisia käytäntöjä ja toimintamalleja tähän liittyen on olemassa eri puolilla maata. Elina Lappalainen (2020) kokosi selvityksen. Ilmeni myös, että lastensuojelun laadukkaista laitospaikoista on krooninen pula⁸ (Eriksson ja Korhonen, 2022).

Lasterin toteuttaminen edellyttää Sote lakipaketin valmistumista. Ennakkoimme, että mikäli soteen liittyvät kansalliset ratkaisut hajoavat, Lasterin suunnitelma on kuitenkin tehty ja alueelliset ratkaisut toimivat tavallaan, toisiltaan oppineina. Keskustelua yksiköiden valvonnasta, toimintakäytäntöjen eroista ja hyvistä käytännöistä sekä tietokannan sisällöstä ja sen tarpeellisuudesta jatkettiin. Näin mentiin vuosi 2020. Kevät oli vilkasta aikaa. Korona pandemian tuottamat poikkeusolot heijastuivat kaikkeen toimintaan. Hankkeen suunnitelma työpajaprosessi siirtyi virtuaalityöskentelyksi. Sen edut ja haitat tulivat näkyviin vuoden mittaan. Toimintaympäristö muuttui, ja tulevaisuuden sote sekä siihen liittyvä toiminta ja rahoituspohja olivat auki.

Emme vain odotelleet sotea, vaan kartoitimme Pohjoismaiden ratkaisuja (Tanska, Ruotsi, Norja). Suunniteltu tutustuminen Tanskan Tillbudsportal – tietokantaan⁹ ei toteutunut. Tarkoitus oli tehdä selvitys mallista, tietokannan käyttökokemuksista ja sen portaalin hallinnoinnista. Tutustuimme myös muiden sektorien ratkaisuihin toimipaikkarekisteriasiana. Pehdyimme opetus- ja kulttuuriministeriön toteuttamaan Varda-hankeeseen ja sen tuottamaan tietovarantoon sekä Kelan palveluntuottajarekisteriin sekä olemassa oleviin yksityisiin palveluntuottajarekistereihin.

Laajassa yhteistyössä valmisteltu lastensuojelun 24/7 yksikköjä koskeva kysely saatiin liikkeelle juuri pandemian ilmaannuttua maaliskuussa 2020. Tätä edelsi tuskainen lastensuojelulaitosten ja ammatillisten perhekotien osoitetietojen metsästys. Prosessia on kuvattu tarkemmin raportissa, joka valmistui 2021 keväällä (Heino ym. 2021)¹⁰. Kyselyn tuloksia ja pohdintoja on hyödynnetty pilotissa, ja raporttia on esitelty yhteistyökumppaneille.

Samaan aikaan kun kysely pantiin liikkeelle, STM:n johdolla työskenteli työryhmä, jonka tehtävänä oli vaativan sijaishuollon uudistaminen ja tarvittavien lakimuutosten valmistelu (Vaativan... 2020)¹¹. Valmistelu kohdistui lastensuojelulaitosten toiminnan mitoituksiin, luokituksiin ja määrityksiin – siis myös Lasterin työhön. Työryhmä laati laajan lakimuutospaketin. Lausuntokierrokselta saadun palautteen perusteella laitoksia koskeva valmistelu sai jatkoaikaa. Sekä jatkovalmistelu että lastensuojelulain kokonaisuudistus pysähtyi kuitenkin hallituksen vaihtuessa.

THL on osaltaan jatkanut Lasterin toteutumista tukevien tehtävien, toimijoiden roolien ja yhteistyön täsmentämistä sekä tietopohjan rikastustoimintojen ja rinnakkaistoimintojen määrittämistä niin, ettei tarpeettomia päällekkäisyyksiä syntyisi. THL:n sisällä yhteistyö on tiivistynyt suhteessa sote-organisaatioita

⁸ <https://blogi.thl.fi/lastensuojelun-laadukkaista-laitospaikoista-on-krooninen-pula/>

⁹ <https://tilbudsportalen.dk/tilbudssoegning/landing/index>

¹⁰ <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-343-666-4>

¹¹ https://api.hankeikkuna.fi/asiakirjat/cf606da0-ac2e-4d78-97b1-463c187a9d3c/2d74fab2-a2c4-4f57-9a64-21665c5061d7/ASETTAMISPAATOS_20190321141054.pdf

koskevien rekisterien valmisteluun sekä Valviran Soteri-hankkeen määritysten valmisteluun. Ajan tasalla pysyminen sekä mahdollisten yhdyspintojen selvittäminen erilaisista yhteistyö- ja rinnakkaisprosesseista on ollut haastavaa. Lisäksi rekisteriin liittyviä juridisia kysymyksiä on selvitetty monen juristin voimin, ja selvittämistä onkin riittänyt.

Olen jäänyt jo eläkkeelle, mutta kansallinen koordinaatioryhmä on jatkanut työtä THL:n johdolla sijaishuollon kansallisen tietopohjan edistämiseksi. Keski-Uudenmaan hyvinvointialue ylläpitää edelleen Lasteria, ja kansallista kotipesää sille selvitetään vielä syksyn 2023 aikana. Lastensuojelun järjestämisvastuun siirtyminen hyvinvointialueille on merkinnyt lainsäädäntömuutoksia, jotka ovat avanneet uusia mahdollisuuksia kansallisen tietopohjan toteutumiselle.

Lopuksi

Kyllikki Korpi ei ehkä testamenttia laatiessaan kyennyt ennakoimaan tietoyhteiskunnan nopeaa muutosta ja tietosuojakysymyksiä. Avoin tiedon saatavuus tarkoittaa, että kunnat voivat itse määrittellä, millaisia vertailuja ja benchmarkuksia ne tekevät omiin tarkoituksiinsa. Kustannusvertailuja voi tehdä Sotkanetissä¹² ja saada hetkessä käyttöönsä tulokset ja grafiikan. Tietopyyntöjä ei enää tarvitse tehdä tilastoviranomaiselle ja odottaa sen vastausta.

Kyllikin testamenttirahalla on siis käynnistetty Lasteri-hanke, mutta legaatia piti hieman venyttää. Reikäkortit ovat jo museossa, ja valtion tietokonekeskuksen isolta tietokoneelta tilatut ajot historiaa. Kyllikki Korven edustama perustilastojärjestelmä lopetettiin 1984. Sen on korvannut KETI-järjestelmästä kehitetty nykyinen Sotkanet.fi-palvelu ja toisaalta erilliset rekisterit. Lisäksi THL on luonut Sote-arviointiin uusia työkaluja. Lastensuojelutilasto oli Korven kannattaman perustilastojärjestelmän kivijalka, ja THL ylläpitää rekisteriä edelleen¹³.

Viitteet

Pia Eriksson ja Päivi Korhonen. *"Kiitos kun pidätte huolta, että asiat olisi minulla hyvin": Kysy ja kuuntele -hankkeen loppuraportti*. Raportti 3/2022. Helsinki: Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2022.

Tarja Heino. *Lastensuojelusta tietäminen – julkisen vallan vastuu*. Vastapaino, 2016.

Tarja Heino, Elina Lappalainen, Heikki Ranta ja Niina Weckroth. *Lastensuojelun 24/7 –yksiköt. Palvelutuotannon moninaisuus ja haasteet*. Raportti 6/2021. Helsinki: Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2021.

Susanna Hoikkala, Raija Kojo, Jaana Tervo ja Teija Aaltonen. *Sijaishuollon ohjauksen ja valvonnan malli. Kohti lapsikeskeistä ja lapsenoikeusperustaista toimintatapaa*. Työpaperi 19/2017. Helsinki: Terveyden ja hyvinvoinnin laitos (THL), 2017.

Martti Kemppainen ja Leena Lehtinen. *Kuka minusta nyt huolehtii?* 1988.

¹²<https://sotkanet.fi/sotkanet.fi/index>

¹³<https://thl.fi/fi/tilastot-ja-data/tilastot-aiheittain/lapset-nuoret-ja-perheet/lastensuojelu/lastensuojelu>

Tarja Kivinen. *Lastensuojelun moninaisuus. Pitkittäiselvitys lastensuojelun asiakkuudesta*. Sosiaali- ja terveyshallituksen raportteja 59. Helsinki: Sosiaali- ja terveyshallitus, 1992.

Tarja Kivinen ja Pekka Heinonen. *Lastensuojelu vuonna 1987*. Väli­raportti 28.2.1990. Raporttisarja Nro 11. Helsinki: Sosiaalihal­litus, 1990.

Elina Lappalainen. *Sijoituspaikkojen haku ja asiakasohjaus maakunnissa*. 2020. URL: <https://thl.fi/fi/tutkimus-ja-kehittaminen/tutkimukset-ja-hankkeet/kansallinen-tietopohja-lastensuojelulain-nojalla-ymparivuorokautista-hoitoa-lapsille-nuorille-ja-perheille-antavista-yksikoista-lasteri-tehdyt-selvitykset>.

Anu Muuri. "Lastensuojelu 1992". *Aiheita* 46 (1993).

Juristit ja numerot – tilastollisen lukutaidon merkityksestä oikeustieteissä

MIKA SUTELA

ITÄ-SUOMEN YLIOPISTO

Aluksi

Luonnonsuojelulain valmistelun yhteydessä kokeneen maa- ja metsätalousministeriön virkahenkilön laatima laskelma uhanalaisten luontotyyppien suurinumeroisista pinta-aloista joutui kritiikin kohteeksi. Virkahenkilö ei omien sanojensa mukaan ollut tehnyt mitään erillistä kirjallista laskelmaa vaan oli vain ”laskeskellut parhaan kykynsä mukaan” työryhmäkokouksen aikana esityslista-paperiin. Hallitusneuvoksena toimiva hallintojuristi oli kuitenkin ollut kuultavana laskelmansa pohjalta asiantuntijana kahdessa eri valiokunnassa. Kritiikki kohdistui muun muassa siihen, että laskelmaa ei ole voitu tarkistaa laskelman sisältäneen paperin päädyttyä paperinkeräykseen. Virkahenkilön menettelystä kanneltiin oikeuskanslerille. Kantelijoiden mukaan laskelman oikeellisuudesta ei ole selvitystä eikä sen perusteista ole mitään asiakirjaa. Oikeuskansleri on ratkaisussaan todennut, että esitysluonnoksiin liittyvien iskien ja arvioiden perustelut tai muodostamistapa olisi dokumentoitava siten, että päättelyä ja sen perusteita voidaan arvioida kriittisesti sekä eduskuntatyössä että julkisuudessa. (Ks. Valtioneuvoston oikeuskansleri, 2022; Elonen, 2022; Elonen, 2023; Hanska, 2022) Tapaus osoittaa, kuinka yhtäältä esimerkiksi juuri lainvalmistelussa ja yleisemminkin yhteiskunnallisissa päätöksenteossa tarvitaan eri alojen asiantuntemusta ja kuinka toisaalta etenkin suuret lukuarvot ja numerot voivat tuottaa haasteita.

Tilastollisen lukutaidon käsitteellä kuvataan ihmisen kykyä ja taitoa ymmärtää ja perustella omia näkemyksiään datalla ja toisaalta ymmärtää tiedepohjaisia, tilastollisia käsitteitä ja määritelmiä sekä esityksiä ja yhteenvetoja, joilla muutoksia ja päätöksiä perusteellaan. Nykyisin kun valtavat datavirrattavat kaikkialla, numeroiden ja tilastojen lukutaito on tärkeä taito siinä missä esimerkiksi kirjoitustaitokin. Tilastojen lukemisen taitoa voidaan pitää siis modernissa yhteiskunnassa tärkeänä kansalaistaitona, pärjäämisen ja menestymisen perustaitona. Tähän kuuluu myös annos numerotaitoa eli ymmärrystä siitä, mikä on pientä ja mikä suurta, mikä ero tai muutos on merkittävä ja mikä ei. (Simpura ja Melkas, 2013; Hoffrén, 2021; Vehkalahti, 2017; Vehkalahti, 2021)

Numerotaidottomuus eli kyvyttömyys ymmärtää lukujen ja sattuman peruskäsitteitä vaivaa vielä nykypäivänäkin suurta osaa kansalaisista¹. Matemaattisella taitamattomuudella usein jopa ylpeillään eikä siitä olla juurikaan harmissaan. Osin tämä johtuu siitä, että sen seuraukset eivät usein ole yhtä näkyviä kuin muiden heikkouksien.(Paulos, 2012) Tilastollisesti lukutaidottoman on mahdoton ymmärtää tilastollisia, graafisia esityksiä ja yhteenvetoja, joilla muutokset ja päätökset perustellaan. Tilastollista lukutaitoa voi onneksi rajattomasti kehittää ja aina vain syvällisemmin oppia ymmärtämään ilmiöihin kätkeytyviä ulottuvuuksia ja yhteyksiä, joita tilastolliset esitykset heijastavat.

Vaikka kaikki eivät käytä tilastoja, jokainen on osallisena yhteiskunnassa, jonka toiminnosta iso osa pohjautuu tilastoihin.(Simpura ja Melkas, 2013) Tilastoja seurataan mediasta ja ne nousevat kriisitilanteissa usein puheenaiheiksi.(Simpura ja Melkas, 2013) Tilastoja tarvitaan erityisesti yhteiskunnallisista ongelmista keskusteltaessa. Tällöin säännönmukaisesti esiin nousee kysymyksiä, joihin vastaaminen edellyttää tilastoihin pohjautuvaa vastausta(Best, 2012): Kuinka montaa ihmistä tietty ongelma koskettaa? Paheneeko ongelma? Mitä se maksaa yhteiskunnalle? Mitä ongelmasta selviytyminen maksaa? Tiedettä ja tilastoja tarvitaan tietopohjaisen maailmankuvan kehittymiseen, jotta ihmiset eivät sortuisi esimerkiksi valeutisiin(Vehkalahti, 2021).

Havaintojen, päätösten ja erityisesti innovaatioiden taustalla on aina käytännön kokemusta, ns. näppituntumaa, ja intuitiota, joka heijastaa kaiken ajattelun taustalla olevaa kokemushistoria. Tilastot, muut faktat, näppituntuma eli käytännön kokemus ja intuitio vaikuttavat kaikki päätöksenteossa.(Simpura ja Melkas, 2013) Oikeustieteissä on totuttu ilmentämään yhteiskuntatodellisuutta esittämällä tietoa, jonka taustalla on perinteisesti joko omakohtainen tai perinnetietona elävä käytännön kokemus. Kuten usein yhteiskuntaelämän eri sektoreilla ja eri tieteenaloilla, oikeuselämässä ja oikeustieteissä ei juuri kuitenkaan kokemustietoa täydennetä ja oikaista tietojen tilastollisilla tarkasteluilla.(Saarenpää, 1973)

Tässä kirjoituksessa käydään läpi sitä, miten oikeustieteellisellä alalla, esimerkiksi oikeudenkäynneissä, numeerinen tieto on läsnä ja miksi oikeustieteellistä koulutusta olisi hyvä kehittää edelleen siten, että valmistuvilla juristeilla olisi valmiuksia lukea ja ymmärtää tilastoja, tilastollisia menetelmiä ja niitä hyödyntämällä saatuja tutkimustuloksia.

Numeerinen tieto oikeustieteellisellä alalla

Oikeusjärjestelmät riippuvat vahvasti numeroista ja laskelmista. Oikeudelliset päätökset yleensä sisältävät sekä kvalitatiivisia että kvantitatiivisia aineksia. Näin ollen tuomarit ja myös muut oikeudelliset toimijat joutuvat jatkuvasti työskentelemään numeroiden kanssa, esimerkiksi arvioidessaan rahamääriä, rangaistuksia (esim. vankeuden pituus), kustannuksia ja hyötyjä.(Blom, 1979) Oikeudellisia päätöksiä, joihin liittyy numeroita, kuten päätöksiä vahingonkorvausten tai sakkojen määrästä, kuvataan usein ennalta arvaamattomiksi. Osin tämä voi johtua ihmisten rajoittuneesta numerotaidosta.(Teichman ja Zamir, 2014)

¹Kerran eräs opiskelija ei ollut osannut lukea 100 000:aa suurempia lukuja, joita hän oli kirjoittanut seminaariesitykseensä (Seppälä, 2004)

Rangaistuskäytäntöjen yhteydessä puhutaan toisinaan eri rikoksista seuraavista tyyppirangaistuksista, karkeista suuntaviivoista, jotka muodostuvat yksittäisen tuomarin kokemusmaailmassa usein esiintyvistä tapausasetelmista. Oikeuskäytäntöä saatetaan myös lähestyä oikeustilastojen näkökulmasta. Näin tuomari saa tietää esimerkiksi, että tuomitaanko tietystä rikoksesta yleensä ehdotonta vai ehdollista vankeutta. Tuomarin tehtävänä on harkita sitä, miten käsillä oleva yksittäistapaus suhteutuu tähän tilastoista oman kokemuksen kautta määrittyvään yleiseen linjaan. Rangaistuskäytäntö uusiutuu, kun jokainen uusi tuomio osaltaan vaikuttaa tilastollisessa tiedossa. Tällaisella rangaistuskäytännön seuraamisella on vakauttava ja ennakoitavuutta ja oikeudenmukaisuutta lisäävä vaikutus tuomitsemistoiminnassa. (Nuotio, 2020)

Rangaistuksen määrääminen on yksi tärkeimmistä osavaiheista rikosprosessissa. Tulevaisuudessa algoritmit voivat edistää rangaistuskäytännön yhtenäisyyttä. Ne kertovat, mitä yleensä samankaltaisista rikoksista tuomitaan rangaistukseksi. Algoritmeilla on omat rajoitteensa eivätkä ne tule korvaamaan oikeudellista harkintaa ja ihmistuomareita, mutta niillä tulee varmasti olemaan entistä tärkeämpi rooli oikeudellisessa ratkaisutoiminnassa. Rikokset ja tilannekohtaiset tekijät ovat aina uniikkeja, eikä kahta samanlaista tapausta ole olemassa. Algoritmit eivät kykene ottamaan huomioon kaikkia yksittäistapausten erityispiirteitä, minkä vuoksi tuomareiden on tehtävä varsinainen päätös. Kun algoritmien tulosten käyttö on ohjeellista, ja tuomarit hyödyntävät niitä oman harkintansa mukaisesti, säilyy päätöksenteossa inhimillinen puoli. (Sutela, 2018a)

Sanaa todennäköisyys usein säikähdetään eikä sitä käsitteenä yleensä kukaan ymmärretä kovin hyvin. Sanassa on liian paljon kirjaimia ja se kuulostaa matemaattiselta. Päätösten taustalla ei useinkaan ole taustalla todennäköisyydestä tehdyt laskut ja arviot, vaikka todennäköisyyden käyttäminen päätöksenteossa ei edellytä teoreettisia laskentataitoja. (Lewis, 1999; Taleb, 2013; Ojanen, 2014) Oikeuselämässä todennäköisyyksiä tulee vastaan usein. Tuomioistuimissa epäilty katsotaan syylliseksi, kun syyllisyydestä on riittävä näyttö. Tuomio siis annetaan vain, jos on hyvin epätodennäköistä, että syytetty on rikokseen syytön. Tästä ei koskaan voida olla aivan varmoja, ja virheitä tehdään silloin tällöin. Koska ei tiedetä faktoja, käytetään todennäköisyyttä, vaikkakin salaa. Tuomion perusteluissa tukeudutaan ennakkopäätöksiin, käytetään yleisiä fraaseja ja erityisesti matemaattisten käsitteiden käyttämistä ja todennäköisyyksien mainitsemista vältetään. (Lewis, 1999)

Yksinkertaisia ja varmoja totuuksia on vain vähän, todennäköisiä ja ehdollisia sitäkin enemmän. (Hoffrén, 2021) Rikosprosessin tavoitteena on perinteisesti pidetty aineelliseen totuuteen pyrkimistä, sen löytämistä. Oikeudenkäynnissä kuitenkin harvoin päästään aineelliseen, varmaan totuuteen tapahtuneesta, vaan kyse on aina enemmän ja vähemmän todennäköisestä, prosessuaalisesta totuudesta. Aineellisen totuuden jälkikäteinen tavoittaminen on käytännössä mahdottomuus. Aiempaa vahvemmin oikeuskirjallisuudessa ollaankin kallistumassa prosessuaalisen totuuden etsimiseen. Näin ollen kyse onkin totuuden selvittämiseen johtavasta tiestä. Prosessuaalisen totuuden löytäminen on oikeudenkäynnin konkreettinen tavoite. Prosessin tulos on laajasti hyväksyttävä riippumatta siitä mitä todella on tapahtunut. (Sundström, 2011; Ervo, 2014)

Todennäköisyydestä puhutaan myös silloin, kun rikosprosessissa tarkastellaan syyllisyyttä ja vangitsemisen edellytyksiä. Syyttömyysolettaman mukaisesti henkilö on lähtökohtaisesti syytön. On osoitettava, että rikoksesta ja epäillyn syyllisyydestä rikokseen on olemassa todennäköiset syyt tai – milloin se riittää – syytä epäillä -tason todennäköisyys. (Launiala, 2021) Vangitsemisen yleisenä

edellytyksenä on todennäköiset syyt epäillä, että on tehty rikos ja vangittavaksi vaadittava henkilö on tehnyt mainitun rikoksen.(Launiala, 2021)

Oikeudellisessa tutkimuksessa empiirisiä menetelmiä, mukaan lukien tilastollisia menetelmiä, voidaan käyttää monin eri tavoin. Ko. menetelmien avulla voidaan esimerkiksi kuvailla vallitsevaa oikeudellista tilaa ja sen yhteiskunnallista merkitystä. Kyse voi olla esimerkiksi yhdestä säädöksestä. Jokaisessa lainopillisesti suuntautuneessa oikeudellisessa tutkimuksessa tulisi olla lyhyt kuvaileva jakso, jossa valaistaisiin tutkimusteeman yhteiskunnallista merkitystä: onko esimerkiksi kyse oikeudellisesta ongelmasta, joka tulee esiin oikeuskäytännössä ainoastaan kerran vuodessa vai jopa kerran viikossa. Tällä on merkitystä etenkin tutkimusresurssien kannalta.(Keinänen, 2010)

Tuomioistuimet voivat käyttää hyväkseen empiirisen oikeustutkimuksen tuloksia seuraamusten määräämisessä. Oikeudenkäymiskaaren 17 luvun 2 §:n mukaan oikeuden tulee päättää, mitä asiassa on pidettävä totena, kun se on ensin harkinnut huolellisesti kaikkia esiin tulleita seikkoja. Näin ollen esimerkiksi asiantuntijatodistelussa esille tulevia empiirisiä tutkimustuloksia käytettäessä ratkaisutoiminnan tukena, tuomareiden, syyttäjien, asianajajien ja myös maallikkotuomareiden eli lautamiesten tulisi ymmärtää empiirisen tutkimuksen tekemisen perusteet. Empiirinen oikeustutkimus voi tuottaa tuomarille tietoa esimerkiksi tiettyjen rikosten tyyppirangaistuksista tai tekijöistä, jotka ovat vaikuttaneet rangaistuskäytännön muodostumiseen.(Tolvanen, 2015) Vaativissa rikostapauksissa näytön hankinta ja arviointi perustuvat luonnon- ja lääketieteen tutkimuksen sovellutuksiin. Varsinkin henkirikosten ja vakavien omaisuusrikosten tutkinnassa keskeisessä asemassa ovat DNA-tutkimukset, kuitututkimukset ja erilaiset jälkitutkimukset. Lääkärintutkimukset ja kuolemansyyn tutkinta ovat rutiinia henkeen ja terveyteen kohdistuvissa rikoksissa. Oikeuspsykologiset ja oikeuspsykiatriset tutkimukset ovat keskeisiä selvitettäessä lapsiin kohdistuneita väkivalta- ja seksuaalirikoksia. Lääketieteellistä mielentilan arviointia käytetään selvittämään vakavista rikoksista syytettyjen syntyakeisuutta. Erityisesti vahingonkorvausvastuun määrittelyssä joudutaan arvioimaan syy-yhteyksiä myös luonnontieteellistä ja teknistä tutkimusta hyödyntämällä.(Tolvanen, 2015) Tuomarin ja muiden oikeudellisten toimijoiden ei voida edellyttää olevan kykenevä heittäytymään toisen alan erityisasiantuntijan rooliin, mutta hänellä on oltava kyky ja valmius ymmärtää, mitä muiden alojen asiantuntijat kirjoittavat ja puhuvat.(Aarnio, 2012)

Keskustelua oikeustieteen perustasta ja koulutuksen kehittämisestä käyty pitkään

Oikeustieteen teoreettisesta ja metodologisesta perustasta on käyty keskustelua aika-ajoin, kiivaimmin 1960- ja 1970-luvun vaihteessa. Tällöin esitettiin, että oikeustiede tarvitsee myös yhteiskuntatieteiden menetelmiä. Oikeustieteellisiä tutkimintoja uudistettiin 70-luvulla ja tärkeänä periaatteellisena kysymyksenä esitettiin, missä määrin oikeustieteellisten opintojen yhteyteen on sovitettava myös muiden alojen opetusta. Katsottiin, että mitä runsaammat tiedot juristilla on myös muilta kuin omalta alaltaan, sitä paremmin hän pystyy hoitamaan myös

varsinaista juristin tehtävää. Uudistamiskomitea ehdottikin ei-juridisen opetuksen lisäämistä. Katsottiin, että aiempaa enemmän juristeja työskenteli sellaisilla toimialoilla, joissa yhteiskuntatieteellinen, valtiotieteellinen tai kauppatieteellinen tutkinto kenties antoi paremman pätevyyden. Vaikka laintuntemusta arvostettiin, sitä vähennettiin. (Kilpi, 1974; Helminen, 1974) Yhä useammin oli oivallettu, että oikeustiede voi nojautua naapuritieteiden apuun. (Aarnio, 1989)

Edesmennyt professori Antero Jyränki totesi jo yli viisikymmentä vuotta sitten, että empiiristen menetelmien omaksuminen edistää oikeustieteen kehitystä. (Jyränki, 1969). Suomessa ei kuitenkaan ole vielä päästy mukaan kansainväliseen valtavirtaan, jossa oikeus- ja yhteiskuntatieteellistä tutkimusta tehdään jokseenkin laajasti. (Minkkinen, 2017). Oikeustieteiden opetusta on yritetty edelleen kehittää monipuolisempaan suuntaan etenkin 1990-luvulta lähtien, mutta opetuksessa on vielä paljon kehittämistä.

Juristi on asiantuntija oikeussääntöjen sisällön selvittämisessä ja niiden soveltamisessa elävän elämän asioihin ja ongelmiin. (Lehtimaja, 1981). Juristikoulutus on kuitenkin haluttu pitää yleistutkintona, mutta viime aikoina eri oikeustieteelliset koulutusyksiköt ovat esimerkiksi valinneet erilaisia painopistealoja. Myös valinnaisuutta opinnoissa on lisätty jossain määrin. Maltillinen maisterivaiheen erikoistuminen näyttäisi olevan osa modernia oikeustieteellistä koulutusta. Oikeustieteellisessä koulutuksessa tärkeässä roolissa on oikeudellinen sivistys ja oikeudellinen ajattelu. Opetuksessa korostuu enemmän nimenomaan asiantuntijuus ja kouluttaminen asiantuntijaprofessioon kuin tieteellisyys ja kouluttaminen tutkimusyhteisön jäseneksi. (Ervasti, 2011b; Ervasti ja Aaltonen, 2017; Tirronen, 2020)

Oikeustieteellinen koulutus paitsi harjoittaa ymmärtämään suuria määriä lakeja ja pykälä, kehittää myös älyllistä kurinalaisuutta, analysoinnin selkeyttä, kielenkäytön tarkkuutta, taipumusta kriittiseen ajatteluun, kykyä intensiiviseen tutkimukseen ja itsevarmuutta puhumaan julkisesti. Oikeustieteiden opiskeluun lukeutuu keskeisenä osana oikeudellinen argumentaatio. (Susskind, 2014) Oikeustieteiden opetuksessa sitä vastoin yleiset tieteeseen liittyvät kysymykset, kuten tutkimusmenetelmät ja tutkimuksen raportointiin liittyvät kysymykset, jäävät hyvin vähäiselle huomiolle. Opiskelijoilla ei ole siis hyvää käsitystä tieteen yleisistä metodeista eikä empiirisen tiedon hankintamenetelmistä ja aineistoista sekä niiden rajoitteista. (Ervasti, 2011a)

Yhteiskunta- ja ihmistieteiden tavoin oikeustieteille on ominaista metodien avoimuus. Toisaalta usein on monimutkaista selittää, millaisia tutkimusmenetelmiä oikeustieteilijät käyttävät tulkitessaan lainsäädäntöä, analysoidessaan oikeutta historiallisena ja yhteiskunnallisena ilmiönä tai arvioidessaan oikeuden oikeudenmukaisuutta. Lakia tulkitaan sekä tutkielmaa, artikkelia ja jopa väitöskirjaa kirjoitetaan ja hiotaan usein ilman, että tietoisesti pohditaan metodisia kysymyksiä. Oikeustieteiden opiskelija ei kenties ole ennen tutkielmaseminaareja juurikaan kuullut, jos lainkaan, ”metodista” tai oikeustieteellisistä menetelmistä. Opiskelijat usein ajattelevat, että osatessaan soveltaa oikeussääntöjä myös tieteellinen ajattelu tai oikeustieteen metodologia tulee samalla katettua. Riittää, kun osataan sanoa, mitä Suomen oikeusjärjestys edellyttää kussakin yksittäisessä tapauksessa. Tutkielmien oletetaan valmistuvan samalla reseptillä. (Hirvonen, 2011; Koivisto, 2021) Tutkielmaseminaareissa esiintyy niin lainopillisia kuin myös monitieteisiä tutkimusaiheita ja -kysymyksiä, mutta opiskelijoiden empiiriset tutkimuskysymykset muutetaan kuitenkin herkästi lainopilliseksi. Syynä tähän voi olla esimerkiksi se, että opiskelijalla ei ole sellaista laajempaa menetelmällistä osaamista, jolla empiiriseen kysymykseen olisi mahdollista

vastata. Opiskelijalla saattaa olla käytössään hyväkin empiirinen aineisto, mutta ei ole välineitä tarkastella sitä. Esimerkiksi suorien jakaumien taulukointia ja kuvailua ei voi pitää yliopistotasoisena analyysinä. Usein myös perinne velvoittaa tutkimaan oikeutta lainopillisesti (Minkkinen, 2004). Oikeustieteellisessä tutkimuksessa tutkimusongelmat ja -kysymykset, kuten myös tutkimusaineistot yhteiskunnallisen, empiirisen oikeustutkimuksen osalta, tulevat useimmiten käytännön työelämästä, eri hallinnonaloilta. Tutkimuskohteet ovat oikeustieteissä toisinaan monimutkaisia, esimerkiksi asiat eivät ole välttämättä yksinkertaisia syy-seuraussuhteiltaan. Tämä puoltaa vähintäänkin kohtuullisen kokoisen menetelmätyökalupakin hallintaa.

Nyky päivänä tieto vanhenee, monimutkaistuu, pilkkoutuu ja uusiutuu entistä nopeammin. Lainsäädännön monimutkaistuminen ja nopea uusiutuminen luo painetta muun muassa oikeustieteellisen koulutuksen sisältöihin ja osaamistavoitteisiin. Juridinen professio ja alan koulutuksen muodot, sisällöt ja rakenteet ovat uusien muutoshasteiden edessä. (Tirronen, 2013) On painotettu, että oikeustieteen koulutuksessa olisi huomioitava tarkemmin yhteiskunnan ja työelämän muutos, työn erikoistuminen ja oikeudellisten ongelmien monimutkaistuminen (Tirronen, 2013; Ervasti, 2011b).

Työelämäosaamista tukee menetelmien opiskelu. Tämä koskee tiedon koostamista ja aineiston analyysiä. Metodologinen tieto ei vanhene yhtä nopeasti kuin substanssietieto. On hyvä osata lukea tilastollisia tutkimuksia ja ymmärtää niiden peruseriaatteita, vaikka ei itse tekisikään empiirisesti painottunutta tutkimusta. Viime vuosikymmenten aikana arviointitiedon ja -tutkimuksen merkitys on korostunut yhä enemmän päätöksenteossa (Keinänen ja Väättänen, 2015). Esimerkiksi lainvalmistelijoiden työ vaatii yhä enemmän tietoa ja kokemusta, kun yhteiskunta tulee jatkuvasti vaikeammin hahmotettavaksi ja ymmärrettäväksi. Samalla myös julkisten päätösten seuraukset tulevat yhä vaikeammin arvioitaviksi. Tulevaisuudessa esimerkiksi lainvalmistelussa tarvittaisiin ymmärrystä myös tilasto- ja datatieteestä yhä enemmän. (Lewis, 1999) Opiskelijoiden, alasta riippumatta, kannattaisikin orientoitua siihen, että meistä kaikista on tulossa datatieteilijöitä. Ei ole olemassa tieteenalaa, jota tilastotiede ei koskisi jollain lailla. (Vehkalahti, 2021) Tiedon ja datan merkitys korostuu, kun tiedon käsittelyyn on aikaisempaan verrattuna lähes rajattomat mahdollisuudet (Nuotio, 2020).

Lopuksi

Juristit ovat perinteisesti luottaneet kokemustietoon ja erilaisten matemaattisten ja tilastollisten käsitteiden ja periaatteiden mainitsemista on pyritty välttämään. Toisaalta rikosoikeuden alalla ja rikosprosessin yhteydessä on käytetty tilastoja ja jossain määrin myös esimerkiksi todennäköisyyteen viittaavia käsitteitä. Rikosoikeudellisessa ja kriminologisessa tutkimuksessa on myös hyödynnetty paljon numeerista materiaalia ja tilastollisia menetelmiä.

Oikeustieteelliseen alaan kohdistuu uudentyyppisiä haasteita ja odotuksia, kun yhteiskunta muuttuu entistä nopeammin muun muassa digitalisaation ja tätä laajemmankin termin, niin sanotun digimurroksen myötä. Digimurros muokkaa muun muassa kulttuuria ja yhteiskunnan rakenteita, ei vain esimerkiksi teknologioita ja palveluja. (Nuotio, 2020; Neittaanmäki et al., 2021) Digimurros, kansainvälisyys, lainsäädännön nopea uusiutuminen ja tietoon perustuvan pää-

töksenteon sekä monitieteisen tutkimuksen korostuminen luovat painetta yhteiskunnallisen ja tieteellisen osaamisen kehittämiseksi oikeustieteellisellä alalla. (Sutela, 2019; Sutela, 2021) Osaamiseen liittyy myös tilastollinen lukutaito, jonka merkitys oikeustieteissä tulee kasvamaan entisestään tulevaisuudessa. Tämän lisäksi myös teknologian ja median lukutaito korostuvat nykypäivänä (Linnéll, 2022) ja ovat tärkeitä taitoja myös juristeille.

Juristien on oltava yhä monipuolisempia pysyäkseen mukana alan vauhdissa. Monitieteisyyden lisääntymisen haasteena on pikemminkin asenteet ja tutkin-
tojen mallirakenteet kuin juristien ja sellaisiksi opiskelevien kiinnostus monitieteisyyttä kohtaan sekä taidot lukea ja ymmärtää numerotietoa. Monet oikeustieteellisen alan opiskelijoista ja valmistuneista juristeista ovat matemaattisesti erittäin lahjakkaita. Moni myös suorittaa oikeustieteiden ohella, ennemmin tai myöhemmin, toisen alan tutkinnon. Asenne ja oletus voi vain olla sellainen, että oikeustieteellisen alan koulutuksessa ja oikeudellisissa työtehtävissä ei juuri koskaan tarvitse matematiikkaa ja tilastoja. Myös opintojen aikana helposti luodaan tämäläyppistä mielikuvaa ja niin sanotun juridisen yleistutkinnon pohjalta ajatusta siitä, että monitieteisyyden aika on ehkä myöhemmin. (Sutela, 2018b; Sutela, 2019)

Susskindin (2014) mukaan tulevaisuuden ”juridiikan hybrideillä” tulee olemaan vaikuttava koulutustausta ja asiantuntemus, jolla he voivat lisätä asiakkailleen tuottamien oikeudellisten palvelujen arvoa huomattavasti. Monipuolistamista on kuitenkin tuettava kattavalla ja täsmällisellä koulutuksella. On uskottavaa, että juristeille tarjoaa uusia rooleja uusi työnantajien joukko, joka toimii oikeudellisella alalla varsin erityyppisissä yrityksissä. Tulevaisuudessa on yhä enemmän kysyntää lakiprosessin analyytikoille eli henkilöille, jotka voisivat suorittaa asianajotoimiston tai yritysten keskeisistä oikeudellisista prosesseista luotettavan ja tarkan analyysin.

Viitteet

Aulis Aarnio. *Lain ja oikeuden tähden. Tampereen raastuvan- ja käräjäoikeus vuosina 1830–2010*. Pirkanmaan käräjäoikeus, 2012.

Aulis Aarnio. *Silmäyksiä. Kirjoitettua ja puhuttua vuosilta 1987–89*. Tampere: A-TIETO Oy, 1989.

Joel Best. *Damned Lies and Statistics. Untangling Numbers from the Media, Politicians, and Activists*. Updated Edition. University of California Press, 2012.

Raimo Blom. *Rikostuomiot ja Suomen tuomioistuinlakimiehet*. Vol. 99. A. Tampere, 1979.

Piia Elonen. “”Tukkimiehen kirjanpito”ei kelpaa lainvalmisteluun”. *HS.fi* (2023). URL: <https://www.hs.fi/politiikka/art-2000009239040.html> (viitattu 07. 09. 2023).

Piia Elonen. “Virkamiehen laskelma vaikutti keskustan haluun vesittää luonnonsuojelulakia—sitä ei voi tarkistaa, koska se meni paperinkeräykseen”. *HS.fi* (2022). URL: <https://www.hs.fi/politiikka/art-2000009239040.html> (viitattu 20. 12. 2022).

Kaijus Ervasti. “Oikeussosiologia ja oikeuspoliittinen tutkimus osana oikeustiedettä”. *Oikeustiede-Jurisprudentia* 2011.XLIV (2011). (2011a), s. 61–132.

Kaijus Ervasti. "Oikeustieteen opetuksen laatu opiskelijakyselyn valossa". *Defensor Legis* 6 (2011). (2011b), s. 805–812.

Kaijus Ervasti ja Mikko Aaltonen. *Oikeustieteen opetus opiskelijakyselyiden valossa*. Edilex-lakikirjasto. Lokakuu 2017. URL: www.edilex.fi/artikkelit/18106.

Laura Ervo. *Tie totuuteen*. Edilex. 2014. URL: www.edilex.fi/artikkelit/11671.

Jari Hanska. "Kiista luonnonsuojelulaista syvenee: tutkija kantelee virkamiehestä oikeuskanslerille". *Iltalehti.fi* (joulukuu 2022). URL: <https://www.iltalehti.fi/politiikka/a/1f68ab89-5699-45da-8306-a81adfe211f2> (viitattu 20.12.2022).

Arvo Helminen. "Opintouudistus vanhan juristin näkökulmasta". *Lakimies* 7 (1974), s. 672–679.

Ari Hirvonen. *Mitkä metodit? Opas oikeustieteen metodologiaan*. Yleisen oikeustieteen julkaisuja 17. Helsinki, 2011. URL: https://www.helsinki.fi/sites/default/files/atoms/files/hirvonen_mitka_metodit.pdf.

Jukka Hoffrén. *Miten luet ja tulkitset tilastoja?* Esitys Suomen Tilastoseuran Totta vai tarua — ota avuksi tilastot! -seminaarissa. Tammikuu 2021.

Antero Jyränki. "Teesejä juridiikasta ja juristeista". *Lakimies* 1 (1969), s. 880–892.

Anssi Keinänen. "Empiirisen oikeustutkimuksen tarpeellisuudesta ja sen nykytilasta". *Oikeus* 4 (2010), s. 465–470.

Anssi Keinänen ja Ulla Väättänen. *Empiirinen oikeustutkimus – mitä ja milloin?* Edilex. 2015. URL: www.edilex.fi/artikkelit/14917.

Lassi Kilpi. "Oikeustieteellisten opintojen uudelleenjärjestelystä". *Lakimies* 7 (1974), s. 661–671.

Ida Koivisto. "Pitäisikö oikeustieteessä puhua oikeuslähdeopin ohella myös "tiedelähdeopista"?" *Oikeus* 1 (2021), s. 102–109.

Mika Launiala. "Rikoksesta epäillyn vangitsemisen edellytyksistä, vaihtoehtoista ja liitännäisistä". *Defensor Legis* 1 (2021), s. 138–158.

Lauri Lehtimaja. "Oikeustieteestä käyttö- ja perustutkimuksena". *Lakimies* 6 (1981), s. 567–600.

H. W. Lewis. *Miksi heittää lanttia? Päättämisen taito ja tiede*. Käänt. Johanna Birkstedt. Helsinki: Terra Cognita, 1999.

Jarno (@JarnoLim) Linnéll. *Twiitti 23.7.2021*. Twitter-mikroblogipalvelu. Meidän jokaisen medialukutaidon ja lähdekriittisyyden tärkeyden lisäksi on syytä korostaa laajempaakin teknologian lukutaitoa, jonka merkitys korostuu jatkossa yhä enemmän. #teknologia #turvallisuus #kansalaistaito. 2022. URL: <https://twitter.com/JarnoLim/status/1418457877644185604?s=03> (viitattu 20.12.2022).

Panu Minkkinen. "Miten oikeustiedettä voidaan muuttaa?" *Lakimies* 6 (2004), s. 1085–1088.

Panu Minkkinen. "Oikeus- ja yhteiskuntatieteellinen tutkimus – suuntaus, tarkastelutapa, menetelmä?" *Lakimies* 7–8 (2017), s. 908–923.

Pekka Neittaanmäki, Martti Lehto ja Matti Savonen. *Yhteiskunnan digimuros*. Jyväskylän yliopiston IT-tiedekunta. 2021. URL: <https://jyx.jyu.fi/handle/123456789/75328>.

-
- Kimmo Nuotio. “Oikeustiede ajassa”. *Oikeus* 4 (2020), s. 509–519.
- Markku Ojanen. *Tunne vai järki. Polkuja viisaisiin valintoihin*. Minerva kustannus Oy, 2014.
- John Allen Paulos. *Numerotaidottomuus. Matemaattinen lukutaidottomuus ja sen seuraukset*. Käänt. Klaus Vala. Neljäs painos. Art House, 2012.
- Ahti E. Saarenpää. “Oikeudellista tilastointia”. *Oikeus* 3 (1973), s. 39–48.
- Matti Seppälä. “Laskutaito ja numeroiden lukutaito edelleen tarpeen”. *Tieteessä tapahtuu* 1 (2004), s. 54.
- Jussi Simpura ja Jussi Melkas. *Tilastot käyttöön!: Opas tilastojen maailmaan*. Gaudeamus, 2013.
- Zacharias Sundström. *Oikeudenmukainen tuomio. Tuomarin harkinta rikosasiassa. Kansalliset ja kansainväliset vaikutteet tuomarin harkinnassa*. Edita Publishing Oy, 2011.
- Richard Susskind. *Juristin huominen. Johdatus tulevaisuuteesi*. Talentum Media, 2014.
- Mika Sutela. *Algoritmit oikeudellisen päätöksenteon tukena*. Blogikirjoitus 19.3.2018. (2018a). 2018. URL: <https://blogs.uef.fi/oikeuttakohtuudella/2018/03/19/algoritmit-oikeudellisen-paatoksenteon-tukena/> (viitattu 20. 12. 2022).
- Mika Sutela. *Juristit tarvitsevat entistä monipuolisempaa osaamista. Lukijan mielipide*. HS.fi 26.7.2021. 2021. URL: <https://www.hs.fi/mielipide/art-2000008139790.html>.
- Mika Sutela. *Pysykö oikeustiede mukana modernin yhteiskunnan murroksessa?* Blogikirjoitus 23.8.2019. 2019. URL: <https://blogs.uef.fi/oikeuttakohtuudella/2019/08/23/pysyko-oikeustiede-mukana-modernin-yhteiskunnan-murroksessa/>.
- Mika Sutela. *Tutkimushavainnot lukioaineiden merkityksestä oikeustieteelliselle alalle hakeutumisessa*. Edilex-lakitietopalvelu 13.8.2018. (2018b). 2018. URL: <https://www.edilex.fi/artikkelit/18928>.
- Nassim Nicholas Taleb. *Antihauras. Asioita, jotka hyötyvät epäjärjestyksestä*. Käänt. Kimmo Pietiläinen. Terra Cognita, 2013.
- Doron Teichman ja Eval Zamir. “Judicial Decision-Making. A Behavioral Perspective”. Teoksessa: *The Oxford Handbook of Behavioral Economics and the Law*. Toim. Eval Zamir ja Doron Teichman. Oxford University Press, 2014, s. 664–702.
- Jarkko Tirronen. “Oikeustieteellisten tutkintojen kehittäminen ja työmarkkinoiden tarpeet”. *Oikeus* 2 (2013), s. 194–211.
- Jarkko Tirronen. *Työelämänäkökulmia juristikoulutuksen kehittämiseen*. Blogikirjoitus 24.11.2020. 2020. URL: <https://blogs.uef.fi/oikeuttakohtuudella/2020/11/24/tyoelamanakokulmia-juristikoulutuksen-kehittamiseen/>.
- Matti Tolvanen. *Rikosoikeus ja rikollisuuden tutkimus*. Edilex 2015/11. 2015. URL: www.edilex.fi/artikkelit/15037.
- Valtioneuvoston oikeuskansleri. *Oikeuskanslerin ratkaisu maa- ja metsätalousministeriön menettelystä valiokuntakuulemisissa*. OKV/2886/10/2022. 2022. URL: <https://oikeuskansleri.fi/-/maa-ja-metsatalousministerion-menettelyvaliokuntakuulemisissa> (viitattu 07.09.2023).

Kimmo Vehkalahti. *Mihin sinä tarvitset tilastoja ja tiedettä?* Esitys Suomen Tilastoseuran Totta vai tarua — ota avuksi tilastot! -seminaarissa. Tammikuu 2021.

Kimmo Vehkalahti. *Tilastollinen lukutaito – syvällisen ymmärryksen perusta.* Tieto&trendit-blogikirjoitus. (Luettu 17.10.2022). Tilastokeskus, lokakuu 2017. URL: <https://www.tilastokeskus.fi/tietotrendit/blogit/2017/tilastollinen-lukutaito-syvällisen-ymmärryksen-perusta/>.

Kestävän kehityksen SDG-indikaattorit luovat perustaa uudelle globaalille tilastojärjestelmälle

JUKKA HOFFRÉN
TILASTOKESKUS

Tiivistelmä

Kestävän kehityksen Agenda 2030 -toimintaohjelman 247 SDG-seurantaindikaattoria kuvaavat laajasti tärkeimmät sosiaalisen hyvinvoinnin, talouden ja ympäristön sekä kansainvälisen yhteistyön ja ihmisoikeuksien kehityskulut. Niiden avulla voidaan kehitystä jatkossa mitata kattavasti paitsi kansallisella myös globaalilla tasolla. Agenda 2030:n myötä tilastoala on saamassa merkittävän lisäpotkun eri maiden kansallisen tilastotuotannon kasvattamiseen ja tilastokapasiteetin vahvistamiseen. Globaalilla tasolla tehtävä menetelmä- ja standardointityö luo myös perustaa uudelle, koko maailman kattavalle tilastojärjestelmälle.

Perustan kestävän kehityksen indikaattoreille muodostavat maailman maiden tuottamat kansalliset tilastot, joskin eri maiden mahdollisuudet tuottaa tarvittavat tilastotiedot vaihtelevat suuresti. Siksi tarvitaan sekä globaalilla että kansallisilla tasoilla merkittäviä ponnistuksia, jotta kaikista osa-alueista olisi tulevaisuudessa saatavilla riittävästi luotettavia tilastoja. Tämä edellyttää globaalia panostusta tilastotuotantoon ja kokonaan uusien tilastojen tuottamisen aloittamista sekä kehitysmaiden tilastokapasiteetin merkittävää kehittämistä. (UNECE, 2021)

Globaalista kestävän kehityksen Agenda 2030 -toimintaohjelmasta ja kestävän kehityksen päämääristä (Sustainable Development Goals, SDGs) sovittiin syksyllä 2015 YK:n yleiskokouksessa Agenda 2030 kattaa sosiaalisen hyvinvoinnin, talouden ja ympäristön sekä kansainvälisen yhteistyön ja ihmisoikeudet. Agenda 2030 -toimintaohjelma sisältää 17 globaalia tavoitetta ja 169 alatavoitetta. (Eurostat, 2021) Agenda pyrkii kattamaan kaikkien väestöryhmien hyvinvoinnin niin ettei ketään yksilöä tai mitään ihmisjoukkoa jätetä jälkeen ohjelmaa toteutettaessa. (UNECE, 2021) Pyrkimyksenä on, että Agenda 2030:n edistymistä ja kunkin päämäärän ja tavoitteen toteutumisesta pystytään raportoimaan numeerisesti kattavasti. Koska seurannan halutaan olevan riippumatonta

poliittisesta päätöksenteosta, on sovittu, että seurannasta vastaavat kansalliset tilastovirastot.

Agenda 2030 -tavoitteiden toteutumista seurataan globaalilla SDG-indikaattorimittaristolla, joiden tiedot jäsenmaat tuottavat kansallisesti. Näitä indikaattoreita on kaikkiaan 247. Kestävän kehityksen indikaattoreiden kehittämisestä on vastuussa YK:n tilastokomissio UNSC ja sen asiantuntijaryhmä IAEG-SDG (Inter-Agency and Expert Group on SDG Indicators). Kaikki YK:n jäsenmaat ovat sitoutuneet tuottamaan maansa tiedot näistä globaaleista indikaattoreista. (Palm, 2017)

SDG-indikaattoridatan tuottaminen vahvistaa ja laajentaa merkittävästi YK:sta päin tulevaa ohjeistusta tilastojen laadinnassa. Kukin YK:n järjestö on joidenkin määrättyjen SDG-indikaattoreiden vastuorganisaatio (Custodian Agency), jonka laatimat menetelmä- ja metakuvaukset ohjaavat merkittävästi YK:n jäsenmaiden tilastovirastojen tilastotuotantoa ja luovat siten perustaa uudelle kattavalle maailman tilastojärjestelmälle. Standardoitua ja vertailukelpoista tilastotuotantoa tarvitaan, jotta erilaiset vertailut kuin globaalien kehityskulkujen seuraaminenkin olisivat mahdollisia.

Kestävän kehityksen indikaattorit haastavatkin nyt monella tapaa tilastojen tuotantoa eri maissa. Tilastovirastoille SDG-indikaattorien kokoaminen on haaste, koska se on tuonut esiin täysin uusia tietotarpeita, ilmiöalueita, tietojen validointimenettelyjä, metodologisia haasteita, käsitteellistä määrittelyä, metadatan systemaattista tuottamista ja yhteistyökysymyksiä muiden valtion organisaatioiden sekä yksityisen sektorin kanssa. (Prime Minister's Office, 2020) Muita polttavia kysymyksiä ovat mm. ei-tilastollisten asiantuntija-arviointien, hallinnollisten rekisterien ja yksityissektorin tietojen hyödyntäminen sekä kansalaisdatan ja YK -järjestöjen laskeman ylikansallisen datan käyttö.

YK:n vahvistuva rooli tilastoseurannassa on merkinnyt myös sitä, että entistä suurempi osa indikaattoreista on kansainvälisten YK-järjestöjen laske-mia tunnuslukuja tai luonteeltaan monimutkaisia yhdistelmäindikaattoreita, joiden tuottaminen vaatii useampien kansainvälisten organisaatioiden yhteistyötä. Kaukokartoituksen ja satelliittidatan hyödyntämiseen sekä paikkatietojärjestelmien kehittämiseen kohdistuu myös YK-järjestöjen puolelta suuria odotuksia. YK:n jäsenmaiden on kuitenkin hyvin vaikea arvioida näiden lukujen luotettavuutta ja validoida niitä. Kaikki maat eivät ole olleetkaan tyytyväisiä tästä kansallisen itsemääräämisoikeutensa menettämisestä.

Lisäksi yhä useammasta indikaattorista halutaan lisää ns. disaggregoitua dataa eli eritellympää tilastotietoa mm. sukupuolen, tulotason, asuinpaikan, vammaisuuden ja etnisen alkuperän perusteella. Näin voidaan varmistua siitä, että ettei ketään syrjitä tai jätetä osattomaksi kehityksestä (Leave No One Behind, LNOB). (UNECE, 2021)

Kritiikkiä SDG-indikaattorikehikko on saanut etenkin siitä, että SDG-indikaattorit keskittyvät erityisesti kehitysmaiden polttaviin sosiaalisiin ja yhteiskunnallisiin kysymyksiin, kuten köyhyyden poistamiseen, terveyden edistämiseen ja tasa-arvon lisäämiseen. YK kuuntelee indikaattorikonaisuuden kehittämisessä ehkä liikaakin kansainvälisten kehitysapuorganisaatioiden sekä kehitysmaiden näkökulmia ja toiveita globaalien ongelmien kustannuksella. Teollisuusmaiden kannalta tärkeinä pidetyt globaalit haasteet, kuten luonnon monimuotoisuuden katoaminen ja ilmastonmuutos, eivät juurikaan näy indikaattorikehikossa. Nämä haasteet uhkaavat koko ihmiskunnan tulevaisuutta hieman pidemmällä aikavälillä.

Suomessa SDG-indikaattorien kansalliseen kokoaminen toteutettiin vuonna

2018 Tilastokeskuksessa Valtioneuvoston kanslian rahoittamana. Kehitysprojektiin kuului mm. kaksi tietojen kartoituskierrosta mahdollista indikaattoritietoa tuottavia laitoksista ja organisaatioista, olemassa olevien tietojen ja metatietojen kerääminen sekä indikaattorien nimien kääntäminen suomeksi ja ruotsiksi. Internet -pohjainen kansallinen ja kaikille avoin tietokanta perustettiin ja julkaistiin helmikuussa 2019. (Statistics Finland, 2021)

Kehityshankkeessa huomattiin Valtioneuvoston kanslian kestävän kehityksen jatkuva poliittinen, institutionaalinen ja taloudellinen tuki tärkeäksi kansalliselle indikaattoreiden kokoamiselle. Myös viestintä, verkostoituminen ja asiantuntijoiden välinen yhteistyö ovat välttämättömiä. Tietojen kokoaminen edellyttää myös, että kansallisella tasolla vastataan useisiin metodologisiin ja käsitteellisiin haasteisiin. On myös hyväksyttävä, että tilastotiedoista vain noin 50–70 prosentista voidaan tällä hetkellä hankkia, vaikka julkinen ja poliittinen paine pyrkisivät kattavuudessa 100 prosenttiin. Käytännössä indikaattoreiden kansainvälinen kehittämistyö on osin yhä kesken estäen tietojen tuottamista.

Suomessa SDG-indikaattorityötä johtaa ja koordinoi Tilastokeskus, joka on myös merkittävin yksittäinen YK-indikaattoridatan tuottaja. Lisäksi tietoa tuottaa tällä hetkellä 20 muutakin organisaatiota. Tilastokeskus tuottaa indikaattoreista lähes 60, vähintään kymmenen tuottavat myös Suomen Ympäristökeskus, Ulkoministeriö, Terveiden ja hyvinvoinninlaitos ja Sisäministeriö. Tuottajia ovat myös muut ministeriöt, Helsingin yliopisto, Suomen Pankki, Ilmatieteen laitos, Poliisi, Maanmittauslaitos jne. Tilastokeskus myös ylläpitää YK-indikaattoritietokantaa, jossa SDG-indikaattoridata on kaikkien vapaasti saatavilla. (Statistics Finland, 2021) Lisäksi Tilastokeskus toimii YK:n nimeämänä keskitettynä tietopisteenä (Focal point) YK-järjestöihin päin.

Indikaattorikokoelmalle toteutettiin huhtikuussa 2021 ensimmäinen viisivuotistarkistus eli nk. Comprehensive Review 2020. Tarkistuksessa indikaattoreiden kokonaismäärä kasvoi aiemmasta 244:stä 247 indikaattoriin. Uudistus hyväksyttiin YK:n tilastokomissiossa pääosin maaliskuussa 2020. Osa indikaattoreista meni kuitenkin asiantuntijaryhmän jatkovalmisteluun ja hyväksyttiin lopullisesti maaliskuussa 2021 tilastokomission vuosittaisessa kokouksessa. Osana uudistusta toteutettiin kaikkiaan 36 suurempaa muutosta. Uudistuksessa 14 indikaattoria korvattiin uusilla indikaattoreilla, kahdeksassa tapauksessa indikaattoria muokattiin ja kuusi indikaattoria poistettiin. Lisäindikaattoreita tuli kahdeksan ja lisäksi pienempiä muutoksia oli 20. Näiden lisäksi maaliskuussa 2021 hyväksyttiin vielä kahdeksan pienempää indikaattoritarkistusta.

Kaikkiaan 177:een indikaattoriin on Suomesta tällä hetkellä löydettävissä dataa. Suomessa SDG-tietokannan kattavuus on 66 prosenttiin. Kaikkiin indikaattoreihin ei löydy dataa, koska ne eivät ole relevantteja Suomen kannalta, koskevat globaaleja tavoitteita tai kehitysmaita tai ovat ilmiöitä, joita tilastojärjestelmä tai hallinnolliset rekisterit eivät ole aiemmin seuranneet. (Statistics Finland, 2021) Eniten indikaattoridataa puuttuu Agenda 2030 -tavoitteista vedenalainen elämä, vastuullinen kuluttaminen sekä maanpäällinen elämä.

Useimmat etenkin terveyteen ja sosiaalisiin olosuhteisiin liittyvistä tavoitteista Suomi saavutti jo 1960-luvulla. Myös useat vuodelle 2020 asetetut tavoitteet on Suomessa jo saavutettu ja useimmat vuodelle 2030 asetetut tavoitteet tullaan saavuttamaan vuoteen 2030 mennessä. Monet terveyteen ja sosiaalisiin olosuhteisiin liittyvistä tavoitteista Suomi saavutti jo 1960-luvulla. Sen sijaan ilmastonmuutos, vedenalainen ja maanpäällinen elämä vaativat Suomessa lisätoimia toteutuakseen. Kansainvälisissä kestävän kehityksen vertailussa Suomi lukeutuu yhdessä muiden Pohjoismaiden kanssa poikkeuksetta kolmen kärkeen.

Viitteet

Eurostat. *Sustainable Development in the European Union. Monitoring report on progress towards SDGs in an EU context. 2021 edition.* [20 June 2021]. Luxembourg: European Union, 2021. URL: <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-statistical-books/-/KS-03-21-096>.

Viveka Palm. *The response of official statistics to Sustainable Development Goals as seen from the process in the IAEG-SDG.* Statistics Sweden, 2017.

Prime Minister's Office. *Voluntary National Review 2020 FINLAND: Report on the Implementation of the 2030 Agenda for Sustainable Development.* [20 June 2021]. Helsinki, 2020. URL: <https://julkaisut.valtioneuvosto.fi/handle/10024/162268>.

Statistics Finland. *UN indicators for sustainable development (Agenda 2030).* [20 June 2021]. 2021. URL: http://www.stat.fi/tup/kestavan-kehityksen-yk-indikaattorit-agenda2030_en.html.

UNECE. *Conference of European Statisticians. Road map on Statistics for Sustainable Development – 2nd edition.* Draft. Geneva: United Nations, 2021.

Mitä on tilastotiede tekoälyn mielestä?

PEKKA PERE

TAMPEREEN YLIOPISTO

INFORMAATIOTEKNOLOGIAN JA VIESTINNÄN TIEDEKUNTA

OpenAI on yhdysvaltalainen tekoälyä kehittävä yhtiö. Nykymailman rikkain ihminen, Elon Musk, oli yksi yhtiön perustajista 2015. Sitten hän on vetäytynyt yhtiöstä. OpenAI julkaisi marraskuussa 2022 ChatGPT:n <https://chat.openai.com/chat>. Se on palvelu, jolla voi keskustella OpenAI:n kehittämän tekoälyn GPT:n kanssa. Kokeilin palvelua.

Kysyin GPT:ltä, mitä ovat tilasto- ja datatiede, miten ne eroavat, miten tilasto- ja datatieteilijä määrittellään, millainen on tilasto- ja datatieteen tulevaisuus ja mitä on tiede (*science* eli luonnontiede). Tilasto- ja datatieteen tärkein käsite on aineisto. Niinpä kysyin vielä, mitä on aineisto.

Koe on mielenkiintoinen kahdessa mielessä. Ensinnäkin on jännittävää, kuinka mielekkäisiin ja sujuviin vastauksiin tekoäly pystyy ja eritoten tilastotieteen kaltaisella erikoisalalla. Toiseksi, tekoälyn vastaukset perustuvat sille syötettyihin tekstiaineistoihin. Näin ollen vastausten voisi ajatella olevan objektiivinen summeeraus nykykäsityksistä — tai ainakin GPT:lle syötetyistä aineistoista. Ehkäpä koe on mielenkiintoinen kolmannellakin tavalla: Varmaan tilastotieteilijöitä kiinnostaa, mitä meistä ja työstämme ajatellaan.

Kysyin englanniksi, koska GPT:n opetusaineisto lienee ollut harvemmin suomenkielistä. Keskusteluni GPT:n kanssa 9.–11.12.2022 on alla.

What is statistics?

Statistics is a branch of mathematics that deals with the collection, analysis, interpretation, presentation, and organization of data. It is concerned with studying and describing the characteristics of large groups of data, such as the measurements taken from a sample of a population. Statistics is often used to make predictions or draw conclusions from data.

What is data science?

Data science is a field that involves using scientific methods, processes, algorithms, and systems to extract knowledge and insights from structured and unstructured data. Data science is a multi-disciplinary field that combines methods from statistics, computer science, and domain expertise in order to gain a better understanding of data and to use that understanding to make more informed decisions. Data science is often used to analyze large data sets in order to identify trends, patterns, and relationships that can be used to solve problems and make predictions.

How do statistics and data science differ?

While statistics and data science are closely related fields, they do have some key differences. Statistics is a branch of mathematics that is concerned with collecting, analyzing, and interpreting data. It is focused on using statistical techniques to understand data and to make predictions or draw conclusions based on that data. In contrast,

data science is a broader field that encompasses a range of techniques and methods used to extract knowledge and insights from data. Data science combines methods from statistics, computer science, and domain expertise in order to gain a better understanding of data and to use that understanding to make more informed decisions. Data science is often used to analyze large, complex data sets in order to identify trends, patterns, and relationships that can be used to solve problems and make predictions.

How do you define a statistician?

A statistician is a professional who is trained in the field of statistics, which is the branch of mathematics that deals with the collection, analysis, interpretation, presentation, and organization of data. Statisticians use statistical methods to collect, analyze, and interpret data in order to gain a better understanding of the data and to make predictions or draw conclusions based on that data. Statisticians often work in a variety of fields, including academia, government, business, and healthcare, where they use their expertise in statistics to help solve problems and make informed decisions.

How do you define a data scientist?

A data scientist is a professional who is trained in the field of data science, which is a multi-disciplinary field that involves using scientific methods, processes, algorithms, and systems to extract knowledge and insights from structured and unstructured data. Data scientists use a range of techniques and methods from statistics, computer science, and domain expertise in order to gain a better understanding of data and to use that understanding to make more informed decisions. Data scientists often work with large, complex data sets in order to identify trends, patterns, and relationships that can be used to solve problems and make predictions. Data scientists often work in a variety of fields, including academia, government, business, and healthcare, where they use their expertise in data science to help solve problems and make informed decisions.

What is the future of statistics?

The future of statistics looks very promising, as the field continues to evolve and grow in response to the increasing demand for data analysis and interpretation. With the rise of big data and the proliferation of data-driven decision making, there is a growing need for skilled statisticians who can analyze and interpret large, complex data sets. As a result, the demand for statisticians is expected to continue to grow in the coming years. Additionally, the field of statistics is likely to continue to evolve and develop new techniques and methods for analyzing data, as well as to incorporate new technologies such as machine learning and artificial intelligence. Overall, the future of statistics looks bright and the field is well positioned to play a vital role in solving many of the complex problems facing society.

What is the future of data science?

The future of data science looks very promising, as the field continues to grow and evolve in response to the increasing demand for data analysis and interpretation. Data science is a multi-disciplinary field that combines methods from statistics, computer science, and domain expertise in order to gain a better understanding of data and to use that understanding to make more informed decisions. With the rise of big data and the proliferation of data-driven decision making, there is a growing need for skilled data scientists who can analyze and interpret large, complex data sets. As a result, the demand for data scientists is expected to continue to grow in the coming years. Additionally, the field of data science is likely to continue to evolve and develop new techniques and methods for analyzing data, as well as to incorporate new technologies such as machine learning and artificial intelligence. Overall, the future of data science looks bright and the field is well positioned to play a vital role in solving many of the complex problems facing society.

What is science?

Science is a systematic and logical approach to discovering new knowledge about the world around us. It is a way of investigating and understanding the natural world by collecting and analyzing evidence, making observations, and testing hypotheses. Science is a broad field that encompasses a wide range of disciplines, including biology, chemistry, physics, and earth science. The goal of science is to understand how the world works and to use that understanding to make predictions and develop new technologies and innovations.

What is data?

Data is a collection of facts, measurements, or observations that are used for the purpose of analysis. Data can be numerical, such as measurements or counts, or it can be non-numerical, such as text or images. Data is often collected and organized in a specific format in order to make it easier to analyze and interpret. Data is a fundamental element of the scientific process, as it is used to test hypotheses, make predictions, and draw conclusions.

GPT:n mielestä tilastotiede on matematiikan osa-alue aineiston keräämisestä, analyysistä, tulkinnaista, esittämisestä ja organisoinnista. GTP:n mukaan tilastotieteellä tutkitaan ja kuvataan erilaisia (*large groups of*) aineistoja kuten populaatiosta poimitun otoksen mittauksia ja tilastotieteen avulla tehdään usein ennusteita tai johtopäätöksiä aineistosta.

Kuvaus on käypä. Vastaavia tilastotieteen määritelmiä ja kuvauksia löytyy oppikirjoista ja muista lähteistä. Moneen määritelmään sisältyy satunnaisuus, todennäköisyys tai epävarmuus. Mielenkiintoisesti niitä GPT ei mainitse. GPT painottaa aineistoa tilastotieteen määrittelyssä.

Datatieteen GPT määrittelee hieman pidemmin. Datatiede on GPT:stä monitieteinen ala, joka yhdistää tilasto- ja tietojenkäsittelytieteen menetelmiä ja soveltaa muun muassa algoritmeja. Tavoite on ymmärtää paremmin aineistoja ja tehdä siten parempia päätöksiä.

GPT kuvaa tilastotieteilijät aineiston käsittelyn ja tulkinna sekä johtopäätösten teon aineistoista ammattilaisina, jotka sijoittuvat monille eri työelämän aloille. Ilahduttavasti GPT:n mielestä sekä tilasto- että datatieteen tulevaisuus “näyttää hyvin lupaavalta”. Koneoppiminen ja tekoäly ovat sekä tilasto- että datatieteen tulevaisuutta GPT:n mielessä.

Useamman kysymyksen jälkeen GPT toistaa itseään. Toistoa ei ehkä olisi, jos olisin pyytänyt GPT:tä kirjoittamaan esseen kysymysteni ympäriltä. Vastaukset datatieteestä ja datatieteilijöistä ovat yksityiskohtaisempia ja pidempiä kuin tilastotieteestä ja tilastotieteilijöistä.

Tieteen (luonnontieteen) GPT määritteli kiinnostavasti varsin tilastotieteellisesti: kerätään ja analysoidaan evidenssi sekä tehdään johtopäätöksiä ja testataan hypoteesejä. Aineiston GPT kuvasi rikkaasti ja liitti siihenkin hypoteesien testauksen.

Vastaukset ovat hämmästyttävän hyviä. Moni voisi hyväksyä ne sellaisinaan; toiset epäilemättä löytäisivät kritisoitavaa. Aivan kuten jos vastaukset olisi esittänyt ihminen.

GPT:n mukaan tilastotiede on matematiikan osa-alue. Monet eivät ajattele niin. Aineisto on keskiössä tilastotieteessä; matematiikassa aineisto on pikemminkin kummajainen. Kiista, onko tilastotiede itsenäinen tiede vai ei, ylittää modernin tilastotieteen alkuaikoihin asti. Ensimmäisessä suomenkielisessä tilastotieteen historiikissa August Hjelt arvioi, että tilastotiede on sekä yhteiskunta- että menetelmätiede (Hjelt, 1885)¹. Sitten hän kallistui tiukemmin menetelmätieteen kannalle (Hjelt, 1910). Suomen tiedeseura sijoitti tilastotieteen yhteiskuntatieteiden jaostoon vielä 1967. Vuonna 1970 Seppo Mustonen ja Timo Teräsvirta arvioivat, että tilastotiede on totuttu asemoimaan yhteiskuntatieteisiin mutta se tulisi luokitella eksaktiksi menetelmätieteeksi (Mustonen ja Teräsvirta, 1970). Niin nykyään tehdään.

Koettelin GPT:tä kysymällä, onko tilastotiede matematiikan osa-alue vai itsenäinen tiede. En tiedä, oliko kysymys vaikea vai oliko palvelin ylityöllistetty, mutta GPT mielti pitkään ja lopulta pyysi minua kysymään uudelleen. Kun kysyin kohta uudelleen, GPT vastasi pitkän tauon jälkeen ja silloinkin sanoja hyvin hitaasti tiputellen.

Is statistics a branch of mathematics or a discipline of its own?

Hmm...something seems to have gone wrong. Maybe try me again in a little bit.

Statistics is often considered a branch of mathematics that deals with the collection, analysis, interpretation, presentation, and organization of data. However, it is also a distinct discipline that incorporates methods from probability theory, mathematical statistics, and other fields to develop and analyze statistical models and methods for

¹Painatteesta ei ilmene painovuosi. Kansalliskirjaston mukaan vuosi on “[1886]”: <https://kansalliskirjasto.finna.fi/Record/fikka.4104063> (haettu 25.7.2022). Vuosi on hakasuluissa, jolloin vuosi on epävarma. Markku Kovero kirjoittaa Kansallisessa elämäkerrastossa Hjeltistä: “Tilaston alalta hän oli jo 1885 julkaissut pienen tutkielman – .” (Kovero, 1929) Tutkielma on ilmeisesti “Tilastotieteen alalta”. Tässä on merkitty painovuodeksi 1885 jälkimmäisen lähteen perusteella. Kiitän Jouni Yrjänää Kansallisen elämäkerraston tiedon osoittamisesta.

analyzing data. Because of this, it is sometimes considered both a branch of mathematics and a discipline in its own right.

GPT vastasi, että tilastotiede on sekä matematiikan osa-alue että itsenäinen tieteenala. Edellä GPT määritteli ristiriitaisesti, että tilastotiede on matematiikan osa-alue.

GPT:n ponnistelu innosti minut testaamaan sen taitoja vielä kahdella lisäkysymyksellä. Kysyin, onko datatiede tilastotieteen osa-alue ja perään, onko tilastotiede datatieteen osa-alue:

Is data science a branch of statistics?

Data science is a field that uses scientific methods, processes, algorithms, and systems to extract knowledge and insights from structured and unstructured data. It encompasses a wide range of techniques and disciplines, including statistics, machine learning, data mining, and more. While statistics is a fundamental component of data science, it is not the only aspect of the field. Data science also involves the use of computer science, domain expertise, and other skills to collect, clean, and organize data, as well as to build and deploy models and algorithms that can extract useful information from it. Therefore, data science can be considered a broader field that includes statistics as one of its components.

Is statistics a branch of data science?

Statistics is a branch of mathematics that deals with the collection, analysis, interpretation, presentation, and organization of data. As such, it is a fundamental component of data science, which is a field that uses scientific methods, processes, algorithms, and systems to extract knowledge and insights from structured and unstructured data. However, data science is a broader field that encompasses a wide range of techniques and disciplines, including computer science, domain expertise, and more. While statistics is a crucial part of data science, it is not the only aspect of the field. Therefore, data science is not a branch of statistics.

Nyt GPT:llä ei ollut aikaongelmia vastaamisessa. Molempien kysymysten vastaukset alkavat tieteenalojen kuvauksilla. GPT:n mukaan tilastotiede on keskeinen osa datatiedettä, mutta datatiede on laajempi tieteenala kuin tilastotiede. Vastaus on sopusoinnussa sen kanssa, että GPT:n aiemmat vastaukset datatieteestä olivat pidempiä kuin tilastotieteestä. Jälkimmäisessä vastauksessa GPT kompastelee. GPT toistaa, että datatiede on laajempi tieteenala kuin tilastotiede ja että tilastotiede on keskeinen datatieteen komponentti. GPT päättää vastauksensa päätelmään, että datatiede ei ole tilastotieteen osa-alue. Kysymykseni oli kuitenkin, onko tilastotiede datatieteen osa-alue.

GPT tuntuu "ajattelevan", että datatiede ei ole tilastotieteen osa-alue mutta tilastotiede on tärkeä osa datatiedettä. Se yllättää, sillä tilasto- ja datatieteitä pidetään varsin yleisesti likeisinä muttei sisäkkäisinä tieteinä. GPT:n näkemys ei ollut kuitenkaan selkeä – kuten ei ole monen ihmisenkään.

Suomalaisia kiinnostaa, miten GPT pärjää suomen kielellä. Toistin kolme kysymyksistäni suomeksi. Kysymykseni ja GTP:n vastaukset ovat alla.

Mitä on tilastotiede?

Tilastotiede on tiedemaailman ala, joka tutkii erilaisten aineistojen keräämistä, kuvaamista, tulkintaa ja mallintamista. Tilastotieteen avulla voidaan tutkia erilaisia ilmiöitä ja saada niihin tieteellisesti perusteltuja vastauksia. Tilastotiede käyttää matemaattisia menetelmiä ja mallinnusta apunaan tehdessään tutkimuksia ja saadakseen selville erilaisia yhteyksiä eri muuttujien välillä. Tilastotiede on tärkeä työkalu monilla aloilla, kuten taloustieteessä, lääketieteessä, sosiaalitieteissä ja teknologiassa.

Millainen on tilastotieteen tulevaisuus?

En pysty sanomaan tarkkaan, minkälaista tilastotieteen tulevaisuus tulee olemaan, koska en ole päivitetty tietoihin tämän aiheen osalta. Tilastotiede on kuitenkin jatkuvassa kehityksessä ja sen tulevaisuus riippuu paljolti siitä, minkälaisia uusia teknologisia keksintöjä ja sovelluksia kehitetään ja kuinka ne vaikuttavat tieteelliseen tutkimukseen. Toisaalta, tilastotieteen tulevaisuudesta voidaan päätellä myös siitä, mitkä aiheet ja kysymykset ovat tällä hetkellä ajankohtaisia ja mikä on tieteellisen tutkimuksen suunta.

Kuinka määrittelet tilastotieteilijän?

Tilastotieteilijä on henkilö, joka on erikoistunut tilastotieteen alaan. He ovat perehtyneet erilaisiin menetelmiin ja tekniikoihin, joita käytetään aineistojen keräämiseen, kuvaamiseen, tulkintaan ja mallinnukseen. Tilastotieteilijät ovat usein hyvin koulutettuja matemaattis-luonnontieteellisissä aineissa ja heillä on kyky analysoida ja jäsentää monimutkaisia aineistoja sekä tehdä johtopäätöksiä niiden perusteella. Tilastotieteilijöitä työskentelee monilla eri aloilla, kuten taloustieteessä, lääketieteessä, sosiaalitieteissä ja teknologiassa.

Suomen kieli tuottaa vaikeuksia GPT:lle. GPT:llä ei ole suomenkielistä tietoa tilastotieteen tulevaisuudesta. Englanninkielellä sillä oli. Maallikosta tuntuu erikoiselta, että GPT osaa kommunikoida varsin hyvin eri kielillä mutta osaa vastata vain kysymyksen kielen opetusaineiston perusteella. GPT nostaa matemaattis-luonnontieteelliset aineet keskeiseksi tilastotieteilijöiden koulutuksessa. Luonnontieteelliset aineet eivät ole kuitenkaan olleet eivätkä ole keskeistä tilastotieteilijöiden koulutustaustaa.

GPT määrittelee tilastotieteen ja kuvaa tilastotieteilijän kelpoisesti englannin kielellä. Ylipäänsä GPT on silti ehkä hieman paremmin perillä – tai ainakin vastaa jonkin verran sujuvammin ja monisanaisemmin – datatieteestä kuin tilastotieteestä. Aineisto on molemmissa tieteissä keskiössä GPT:n mielestä. GPT:n suomen kielen taito ja suomenkielinen tietämys ovat rajoittuneempia.

Keskustelussa GPT:n kanssa on jännitystä ja uutuudenviehätystä. GPT myös huolettaa. Ryhtyvätkö opiskelijat käyttämään GPT:tä oman perehtymisen sijaan? Opiskelussa ei ole tarkoitus vain oppia tietty asia tai teoria vaan ylipäänsä oppia etsimään tietoa, lukemaan kriittisesti ja valikoidusti sekä ajattelemaan ja kirjoittamaan. Aivan viimeiseksi kysyin GPT:ltä, onko se uhka kehittäville opiskelulle:

Is GPT a threat to instructive studying?

GPT vastasi viisaasti joskin ehkä puolueellisesti. Kokeile!

Viitteet

August Johannes Hjelt. “Tilasto”. Teoksessa: *Yhteiskunnallinen käsikirja*. ylipainos. Kansanvalistusseura, 1910.

August Johannes Hjelt. *Tilastotieteen alalta*. Julkaisija tuntematon, 1885.

Markku Kovero. “Hjelt, August Johannes”. Teoksessa: *Kansallinen elämäkerasto*. Toim. K Blomstedt. Vol. II. WSOY, 1929.

Seppo Mustonen ja Timo Teräsvirta. “Tilastotieteen asema korkeakouluissa”. Teoksessa: *Suomen Tilastoseura 1920–1970*. Suomen Tilastoseuran julkaisuja 2. 1970.

Leo Törnqvist -palkinto

GMAR- ja StMAR-mallin yleistäminen G-StMAR-malliksi

SAVI VIROLAINEN
HELSINGIN YLIOPISTO
MATEMATIIKAN JA TILASTOTIETEEN OSASTO

Tiivistelmä

Autoregressiiviset sekoitusmallit soveltuvat sellaisten aikasarjojen mallintamiseen, joissa esiintyy vaihtelua eri tilojen välillä. Tutkielmassa yleistetään kaksi tällaista mallia, GMAR-malli ja StMAR-malli, joustavammaksi G-StMAR-malliksi yhdistämällä mahdollisesti homoskedastisia Gaussisia sekoituskomponentteja ja mahdollisesti heteroskedastisia Studentin t -jakaumaan perustuvia sekoituskomponentteja. Tutkielmassa karakterisoidaan G-StMAR-prosessin stationaarinen jakauma ja osoitetaan prosessin olevan ergodinen. Suurimman uskottavuuden estimaattori näytetään vahvasti tarkentuvaksi ja sillä todetaan olevan tavanomainen asymptoottinen jakauma tavanomaisten yleisten oletusten pätiessä. Mallin sopivuuden tarkastelussa hyödynnetään ns. kvantiiliresiduaaleja, joiden laskemista varten tutkielmassa näytetään miten G-StMAR-mallin ehdollinen kertymäfunktio voidaan esittää suljetussa muodossa hypergeometrisen funktion avulla. Empiirisessä osiossa G-StMAR-mallin ennustetarkkuutta verrataan StMAR-malliin Standard & Poor's 500 osakemarkkinaindeksin päivittäistä volatilitteettia kuvaavaa aikasarjaa käyttäen. Osana tutkielmaa kehitettiin lisäksi R-paketti nimeltä uGMAR, joka sisältää työkaluja GMAR-, StMAR- ja G-StMAR-mallien numeeriseen analyysiin, kuten parametrien suurimman uskottavuuden estimointiin kaksivaiheisella menetelmällä. Tutkielma on luettavissa verkossa osoitteessa <http://urn.fi/URN:NBN:fi-fe201804208572> ja siihen liittyvä R-paketti uGMAR on saatavilla osoitteesta <https://CRAN.R-project.org/package=uGMAR>. Tutkielman malli esitetään myös Virolaisen (Virolainen, 2022) väitöskirjan luvussa 2 ja R-paketti luvussa 3.

Autoregressiiviset sekoitusmallit

Autoregressiivinen sekoitusmalli voidaan ajatella kokoelmaksi lineaarisia autoregressiivisiä malleja, joista kutakin kutsutaan sekoituskomponentiksi, komponenttimalliksi tai lyhyesti vain komponentiksi tai regiimiksi. Kukin komponentti kuvaa kutakin ilmiössä esiintyvää tilaa. Taustalla oleva prosessi generoi havainnon aina jostakin sekoituskomponentistaan, jonka määräävä mekanismi on eri malleilla erilainen. Tarkastelemissamme GMAR- (Kalliovirta et al., 2015), StMAR- (Meitz et al., 2021) ja G-StMAR-malleissa havainnon generoiva komponentti valikoituu satunnaisesti sekoitussuhteiden määräämillä todennäköisyyksillä.

Olkoon y_t , $t = 1, 2, \dots$, reaaliarvoinen aikasarja ja \mathcal{F}_{t-1} satunnaismuuttujien $\{y_{t-j}, j > 0\}$ generoima σ -algebra. Tutkielmassa tarkastellaan autoregressiivisiä sekoitusmalleja, joilla on autoregressiivinen aste p , M sekoituskomponenttia ja joille pätee

$$y_t = \sum_{m=1}^M s_{m,t}(\mu_{m,t} + \sigma_{m,t}\varepsilon_{m,t}), \quad \varepsilon_{m,t} \sim IID(0, 1), \quad (9.1)$$

$$\mu_{m,t} = \varphi_{m,0} + \sum_{i=1}^p \varphi_{m,i}y_{t-i}, \quad m = 1, \dots, M, \quad (9.2)$$

jossa hajonnat $\sigma_{m,t} > 0$ ovat \mathcal{F}_{t-1} -mitallisia, satunnaismuuttujat $\varepsilon_{m,t}$ ovat riippumattomia σ -algebrasta \mathcal{F}_{t-1} , $\varphi_{m,0} \in \mathbb{R}$ ja $1 - \sum_{i=1}^p \varphi_{m,i}z^i \neq 0$ kaikilla $|z| \leq 1$, $m = 1, \dots, M$. Ei-havaittavat satunnaismuuttujat $s_{1,t}, \dots, s_{M,t}$ ovat regiimimuuttujia, joista kullakin t täsmälleen yksi saa arvon yksi ja loput saavat arvon nolla (\mathcal{F}_{t-1} -mitallisten) sekoitussuhteiden $\alpha_{m,t} \equiv P(s_{m,t} = 1 | \mathcal{F}_{t-1})$ määrittämien todennäköisyyksien mukaisesti, joille pätee $\sum_{m=1}^M \alpha_{m,t} = 1$. Lisäksi $s_{m,t}$ ja $\varepsilon_{m,t}$ ovat ehdollisesti riippumattomia ehdolla \mathcal{F}_{t-1} .

Edellä esitetyn määritelmän perusteella prosessi (9.1) generoi kunkin havainnon lineaarisesta autoregressiivisestä (AR) prosessista, joka valikoituu sekoituskomponenttien joukosta satunnaisesti sekoitussuhteiden $\alpha_{m,t}$ osoittamalla todennäköisyyksillä. Muuttujat $\mu_{m,t}$ ja $\sigma_{m,t}^2$ voidaan puolestaan tulkinta kunkin komponenttiprosessin ehdolliseksi odotusarvoksi ja varianssiksi. Erilaisia autoregressiivisiä sekoitusmalleja saadaan siis rakennettua määrittelemällä sekoitussuhteet ja komponenttiprosessit eri tavoin. GMAR-mallissa (Kalliovirta et al., 2015) sekoituskomponentit ovat ehdollisesti homoskedastisia Gaussisia AR-prosesseja, StMAR-mallissa (Meitz et al., 2021) ne ovat ehdollisesti heteroskedastisia Studentin t -jakaumaan perustuvia AR-prosesseja, kun taas G-StMAR-malli sisältää kumpaakin tyyppiä olevia komponenttiprosesseja. Sekoitussuhteet puolestaan ovat näissä malleissa p :n edeltävän havainnon funktioita.

G-StMAR-malli

G-StMAR-mallissa ensimmäiset M_1 komponenttiprosessia ovat ehdollisesti homoskedastisia Gaussisia AR-prosesseja: kaikilla $m = 1, \dots, M_1$ yhtälön (9.1) satunnaismuuttujat $\varepsilon_{m,t}$ noudattavat standardinormaali jakaumaa ja ehdolliset varianssit $\sigma_{m,t}^2$ ovat vakioita σ_m^2 . Loput $M_2 \equiv M - M_1$ komponenttiprosessia ovat

ehdollisesti heteroskedastisia Studentin t -jakaumaan perustuvia AR-prosesseja: kaikilla $m = M_1 + 1, \dots, M$ satunnaismuuttujat $\varepsilon_{m,t}$ noudattavat Studentin t -jakaumaa odotusarvolla 0, varianssilla 1 ja vapausasteilla $\nu_m + p$. Ehdolliset varianssit $\sigma_{m,t}^2$ määritellään p :n edeltävän havainnon kvadraattisena funktiona seuraavasti:

$$\sigma_{m,t}^2 = \frac{\nu_m - 2 + (\mathbf{y}_{t-1} - \mu_m \mathbf{1}_p)' \mathbf{\Gamma}_m^{-1} (\mathbf{y}_{t-1} - \mu_m \mathbf{1}_p)}{\nu_m - 2 + p} \sigma_m^2, \quad (9.3)$$

jossa $\mathbf{y}_{t-1} = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ ($p \times 1$), $\mathbf{1}_p = (1, \dots, 1)$ ($p \times 1$), $\nu_m > 2$ on vapausasteparametri, $\sigma_m^2 > 0$ on varianssiparametri, $\mu_m = \varphi_0 / (1 - \sum_{i=1}^p \varphi_{m,i})$ on komponentin m stationaarinen odotusarvo ja $\mathbf{\Gamma}_m$ stationaarinen ($p \times p$) kovarianssimatriisi (ks. Meitz et al., 2021).

Edellä esitetty määritelmä johtaa prosessiin, jonka ehdollinen tiheysfunktio ehdolla \mathcal{F}_{t-1} on

$$f(y_t | \mathcal{F}_{t-1}) = \sum_{m=1}^{M_1} \alpha_{m,t} n_1(y_t; \mu_{m,t}, \sigma_m^2) + \sum_{m=M_1+1}^M \alpha_{m,t} t_1(y_t; \mu_{m,t}, \sigma_{m,t}^2, \nu_m + p), \quad (9.4)$$

jossa $n_1(\cdot; \mu_{m,t}, \sigma_m^2)$ on normaali-jakauman (ehdollinen) tiheysfunktio odotusarvolla $\mu_{m,t}$ ja varianssilla σ_m^2 ja $t_1(y_t; \mu_{m,t}, \sigma_{m,t}^2, \nu_m + p)$ on Studentin t -jakauman (ehdollinen) tiheysfunktio odotusarvolla $\mu_{m,t}$, varianssilla $\sigma_{m,t}^2$ ja vapausasteilla $\nu_m + p$. G-StMAR-mallin määrittelyä varten tulee kuitenkin vielä määrittellä sekoitussuhteet $\alpha_{m,t}$.

Merkintöjen yksinkertaistamiseksi otetaan käyttöön funktio

$$d_m(\mathbf{y}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m, \nu_m) = \begin{cases} n_p(\mathbf{y}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m), & \text{kun } m \leq M_1, \\ t_p(\mathbf{y}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m, \nu_m), & \text{kun } m > M_1, \end{cases} \quad (9.5)$$

jossa p -ulotteiset tiheysfunktiot $n_p(\mathbf{y}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m)$ ja $t_p(\mathbf{y}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m, \nu_m)$ vastaavat kunkin komponentin stationaarista jakaumaa. G-StMAR-mallin sekoitussuhteet määritellään seuraavasti:

$$\alpha_{m,t} = \frac{\alpha_m d_m(\mathbf{y}_{t-1}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m, \nu_m)}{\sum_{n=1}^M \alpha_n d_n(\mathbf{y}_{t-1}; \mu_n \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_n, \nu_n)}, \quad (9.6)$$

jossa parametrit $\alpha_1, \dots, \alpha_M$ toteuttavat ehdon $\sum_{m=1}^M \alpha_m = 1$. Sekoitussuhteet ovat siis painotettuja suhteita komponenttiprosessien stationaarisista p :hen edeltävään havaintoon perustuvista tiheysfunktioista. Näin ollen prosessi generoi havainnon suuremmalla todennäköisyydellä sellaisesta regimistä, jonka suhteellinen painotettu uskottavuus on suurempi. Tämä on hyödyllinen ominaisuus ennustamisessa, mutta se myös mahdollistaa regimien karakterisoinnin niiden tilastollisten ominaisuuksien perusteella.

Kuten GMAR- ja StMAR-mallinkin tapauksessa, sekoitussuhteiden erityisestä rakenteesta seuraa, että Markovin ketju $\mathbf{y}_t = (y_t, \dots, y_{t-p+1})$ ($p \times 1$) on ergodininen ja sen stationaarinen jakauma saadaan helposti johdettua. Tutkielmassa näytetään, että \mathbf{y}_t :n stationaarinen jakauma on sekoitus p -ulotteisista normaali- ja t -jakaumista tiheysfunktiona

$$f(\mathbf{y}) = \sum_{m=1}^{M_1} \alpha_m n_p(\mathbf{y}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m) + \sum_{m=M_1+1}^M \alpha_m t_p(\mathbf{y}; \mu_m \mathbf{1}_p, \mathbf{\Gamma}_m, \nu_m). \quad (9.7)$$

Lisäksi tutkielmassa näytetään, että stationaarisen G-StMAR-prosessin kaikki dimensiota $q = 1, \dots, p+1$ olevat perättäisten havaintojen reunajakaumat ovat q -ulotteisten normaali- ja t -jakaumien sekoituksia. Parametreille α_m , $m = 1, \dots, M$, saadaan siten tulkinta ehdottomina todennäköisyyksinä sille, että prosessi generoi havainnon m :nestä sekoituskomponentista.

Tutkielmassa tarkastellaan G-StMAR-mallin parametrien estimointia suurimman uskottavuuden menetelmällä ja esitetään mallille sekä eksakti että ehdollinen uskottavuusfunktio. Mallin parametrien osoitetaan identifioituvan, mikäli niitä rajoitetaan siten, että sekoituskomponenttien järjestystä ei voida vaihtaa ja päätyä näin samaan malliin eri parametrivektorilla. Suurimman uskottavuuden estimaattori osoitetaan vahvasti tarkentuvaksi, ja sillä todetaan olevan tavanomainen asymptoottinen jakauma tavanomaisten yleisten oletusten pätiessä.

GMAR-malli (Kalliovirta et al., 2015) saadaan G-StMAR-mallista erikoistapauksena valitsemalla $M_1 = M$ ja StMAR-malli (Meitz et al., 2021) saadaan vastaavasti erikoistapauksena valitsemalla $M_1 = 0$. Koska G-StMAR-mallin Gaussiset komponenttiprosessit ovat samanlaisia kuin GMAR-mallin komponenttiprosessit, kutsutaan niitä GMAR-tyyppisiksi, ja Studentin t -jakaumaan perustuvia komponenttiprosesseja kutsutaan vastaavasti StMAR-tyyppisiksi.

StMAR-tyyppiset komponentit, joiden ehdolliset varianssit $\sigma_{m,t}^2$ (9.3) riippuvat prosessin menneisyydestä AR-parametrien kautta, pyrkivät ottamaan huomioon voimakasta heteroskedastisuutta GMAR-tyyppisiä komponentteja paremmin. Tämä ehdollisen varianssin riippuvuus AR-parametreista voi toisaalta olla rajoittava tekijä silloin, kun regimillä on vahva ehdollinen odotusarvo, mutta heikko ehdollinen varianssi (tai toisin päin). Tällöin vahvan ehdollisen odotusarvon edellyttämät itseisarvoltaan suuret AR-kertoimet osaltaan pakottavat myös ehdollista varianssia voimakkaaksi. Kompensoidakseen AR-kertoimien voimistavaa vaikutusta todellisuudessa heikkoon ehdolliseen varianssiin, estimoituvat kyseisten komponenttien vapausasteparametrit suuriksi, sillä tällöin ehdollinen varianssi $\sigma_{m,t}^2$ lähestyy vakiota σ_m^2 . Koska lisäksi vapausasteparametrin kasvaessa rajatta StMAR-tyyppisen komponenttiprosessin ehdollinen jakauma lähestyy normaalijakaumaa, saadaan GMAR-tyyppinen komponenttiprosessi rajatapauksena.

Erittäin suurien vapausasteparametrien heikko identifioituminen voi kuitenkin aiheuttaa numeerisia ongelmia, koska tällöin log-uskottavuusfunktion Hessen matriisi on usein lähes numeerisesti singulaarinen estimaatissa, ja siten approksimatiivisia keskivirheitä tai Kalliovirran (2012) kvantiiliresiduaalitestejä ei välttämättä saada laskettua. Lisäksi erittäin suuret estimaatit voivat aiheuttaa liukulukujen rajallisen tarkkuuden vuoksi numeerisia virheitä esimerkiksi log-uskottavuusfunktion numeerisessa derivoinnissa.¹ Estimaatteja koskevat ongelmat voidaan kuitenkin välttää muuttamalla suuria vapausasteparametrien estimaatteja sisältävät StMAR-tyyppiset komponentit GMAR-tyyppisiksi, eli vaihtamalla asianmukaiseen G-StMAR-malliin. Tämä myös vähentää mallin parametrien määrää juurikaan huonontamatta sen sopivuutta.

¹Tutkielmaan liittyvä R-paketti uGMAR tosin säätää ylisuurien vapausasteparametrien osalta numeerisessa derivoinnissa käytettyä differenssiä siten, että niistä aiheutuneet numeeriset virheet eivät juuri näy approksimatiivisissa keskivirheissä (mikäli ne saadaan laskettua) tai estimointivaiheessa optimointialgoritmillemme virheellisinä log-uskottavuusfunktion pinnanmuotoina.

Tutkielman empiirisessä osiossa verrataan G-StMAR-mallin ennustetarkkuutta sitä vastaavaan StMAR-malliin, jolla on suuria vapausasteparametrien estimaatteja. Vertailu tehtiin ennustamalla Standard & Poor's 500 osakemarkkinaindeksin päivittäistä volatilitteettia kuvaavaa *Realized Kernel* -estimaattia (Barndorff-Nielsen et al., 2008) ja laskemalla ns. quasi-uskottavuusvirheet (esim. Bollerslev et al., 2016, s. 5), keskineliövirheet sekä yksipuoliset väliennusteet usealla eri ennustehorisontilla. Todettiin, että ennustetarkkuuksissa ei odotetusti ollut merkittävää eroa.

Numeerinen analyysi ja R-paketti uGMAR

Tutkielmaan liittyy CRAN:ista saatavilla oleva R-paketti nimeltä uGMAR (Vilrolainen, 2021), joka sisältää työkaluja GMAR-, StMAR-, ja G-StMAR-mallien numeeriseen analyysiin. Paketti sisältää funktioita esimerkiksi mallin parametrien rajoittamattomaan ja rajoitettuun estimointiin, estimaattien tarkasteluun, mallin sopivuuden tarkasteluun, simuloimiseen ja ennustamiseen. Seuraavassa viittaamme GMAR-, StMAR-, ja G-StMAR-malleihin yhteisesti *GSMAR-malleina*.

Suurimman uskottavuuden (SU) estimoinnissa hyödynnetään numeerista kaksivaiheista menetelmää, jossa geneettistä algoritmia esim. Dorsey ja Mayer, 1995 käytetään alkuarvojen löytämiseksi gradienttiperusteille ns. quasi-Newton-menetelmälle Nash, 1990, algoritmi 21. Endogeenisesti määntyvien sekoitussuhteiden takia estimointiin liittyy useita haasteita, kuten log-uskottavuusfunktion monihuippisuus; laajat alueet parametriavaruudessa, joissa log-uskottavuusfunktio on tasainen useassa suunnassa; sekä SU-estimaatit, jotka sijaitsevat äärimmäisen lähellä parametriavaruuden reunaa, eivätkä ole järkeviä. Estimointiin käytettävää geneettistä algoritmia on tästä syystä muunneltu tehokkaammaksi hyödyntäen sekä kirjallisuudessa esitettyjä yleisiä parannuksia että juuri GSMAR-mallien erityispiirteet huomioivia muokkauksia. Koska estimointialgoritmi voi silti päätyä log-uskottavuusfunktion lokaaliin maksimipisteeseen globaalien maksimipisteen sijasta, on luotettavan tuloksen saamiseksi syytä suorittaa useita estimointikierrroksia, minkä nopeuttamiseksi uGMAR hyödyntää rinnakkaislaskentaa.

Estimaatteja voi tarkastella kätevästi print-, summary-, ja plot-metodeilla. Sen tarkasteluun onko numeerinen estimointialgoritmi päätynyt lokaaliin maksimipisteeseen riittävällä tarkkuudella, uGMAR tarjoaa funktiot log-uskottavuusfunktion numeerisesti approksimoitun gradientin sekä Hessen matriisin ominaisarvojen laskemiseen estimaatissa. Lisäksi uGMAR:issa on funktio parametrien profiiliuskottavuusfunktioiden kuvaajien piirtämiseen. Globaaliin maksimipisteeseen päätyminen todennäköisyyttä voi parhaiten kasvattaa lisäämällä estimointikierrosten määrää, mutta tyyppillisesti uGMAR löytää (järkevä) SU-estimaatin suhteellisen nopeasti. Estimointikierrosten määrän kasvattaminen esimerkiksi useisiin satoihin lisää monesti lähinnä todennäköisyyttä löytää useita äärimmäisen lähellä stationaarisuusalueen reunaa sijaitsevia estimaatteja, jotka eivät ole järkeviä, vaan tuottavat suuren uskottavuuden lähinnä teknisistä syistä.²

²Tästä ongelmasta ei juurikaan keskusteltu tutkielmassa, jonka empiirisessä osiossa esitetään melko läheltä stationaarisuusalueen reunaa löytynyt (järkeväksi katsottu) estimaat-

Tavanomaisia Pearsonin residuaaleja ei ole mielekästä käyttää GSMAR-mallien sopivuuden tarkasteluun, koska ne eivät ole yhtälössä (9.1) esiintyvien termien $\varepsilon_{m,t}$ empiirisiä vastineita, eivätkä ne ole esimerkiksi ajasta riippumattomia. Tästä syystä mallin sopivuuden tarkastelussa hyödynnetään ns. kvantiiliresiduaaleja (ks. Kalliovirta, 2012), jotka määritellään seuraavasti:

$$R_t = \Phi^{-1}(F(y_t|\mathcal{F}_{t-1})), \quad (9.8)$$

jossa $\Phi^{-1}(\cdot)$ on standardinormaalijakauman kvantiilifunktio ja $F(\cdot|\mathcal{F}_{t-1})$ on prosessin ehdollinen kertymäfunktio (ehdolla prosessin menneisyys). Tutkielmassa näytetään miten G-StMAR-prosessin ehdollinen kertymäfunktio voidaan esittää suljetussa muodossa hypergeometrisen funktion avulla silloin, kun hypergeometrisen funktion on määritelty, ja todetaan, että muussa tapauksessa kvantiiliresiduaalit voidaan laskea integroimalla ehdollinen tiheysfunktio numeerisesti.

Oikein spesifioidun GSMAR-mallin kvantiiliresiduaalien empiiriset vastineet ovat asympotoottisesti riippumattomia ja noudattavat standardinormaalijakaumaa Kalliovirta, 2012, Lemma 2.1, joten niitä voidaan käyttää graafisiin tarkasteluihin samaan tapaan kuin Pearsonin residuaaleja. Graafisten tarkasteluiden lisäksi uGMAR tarjoaa funktion Kalliovirran (2012) kvantiiliresiduaalitestien laskemiseen. Kalliovirran (2012) testit ottavat huomioon estimoinnista aiheutuneen epävarmuuden todellisesta parametriarvosta ja testaavat kvantiiliresiduaalien autokorreloituneisuutta, heteroskedastisuutta ja normaalisuutta.

R-paketti uGMAR sisältää myös funktiot GSMAR-prosesseista simuloimiseen sekä mallin rakentamiseen annetuilla parametriarvoilla ilman estimointia, esimerkiksi simuloimista varten. Koska usean askeleen ennusteiden laskeminen GSMAR-prosesseille analyttisesti on hankalaa, ennustamisessa hyödynnetään simulointiin perustuvaa, seuraavanlaista menetelmää. Ensin annetuilla alkuarvoilla simuloidaan riippumattomia otoksia prosessin tulevista havainnoista haluttuun ennustehorisonttiin asti, minkä jälkeen piste-ennusteet lasketaan simuloitujen otoksien otoskeskiarvosta tai mediaanista ja väliennusteet muodostetaan empiirisistä kvantiilipisteistä.

Edellä esitettyjen toimintojen lisäksi uGMAR:issa on myös monia muita funktioita GSMAR-mallien numeeriseen analyysiin. Esimerkiksi funktio, jolla voi rakentaa malleja log-uskottavuusfunktion lokaaleista maksimipisteistä; funktio, jolla voi estimoida suuria vapausasteparametrien estimaatteja sisältävän StMAR-mallin estimaatin pohjalta G-StMAR-mallin; funktio ehdollisten momenttien aikasarjoja piirtämiseen; ja funktio mallin parametroiden vaihtamiseen. Lisäksi uGMAR:issa on funktiot mm. uskottavuusosamäärätestin ja Waldin testin laskemiseen. Osa uGMAR:in toiminnoista on lisätty tutkielman valmistumisen jälkeen, ja pakettiin voi tulla muutoksia myös jatkossa. Ajantasainen lista uGMAR:in funktioista ja ohjeet niiden käyttöön löytyvät paketin dokumentaatiosta.

ti. Äärimmäisen lähellä parametriavaruuden reunaa löytyvistä järjettömistä estimaateista ja niiden hylkäämisestä voi lukea lisää Virolaisen (Virolainen, 2022) väitöskirjan luvussa 3 tai uGMAR-paketin dokumentaatiosta <https://cran.r-project.org/package=uGMAR>.

Viitteet

- O. Barndorff-Nielsen, P. Hansen, A. Lunde ja N. Shephard. “Designing Realized Kernels to Measure the ex post Variation of Equity Prices in the Presence of Noise”. *Econometrica* 76.6 (2008), s. 1481–1536. DOI: [10.3982/ECTA6495](https://doi.org/10.3982/ECTA6495).
- T. Bollerslev, A.J. Patton ja R. Quaedvlieg. “Exploiting the errors: A simple approach for improved volatility forecasting”. *Journal of Econometrics* 192.1 (2016), s. 1–18. DOI: [10.1016/j.jeconom.2015.10.007](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.10.007).
- R. Dorsey ja W. Mayer. “Genetic algorithms for estimation problems with multiple optima, nondifferentiability, and other irregular features”. *Journal of Business and Economic Statistics* 13.1 (1995), s. 53–66. DOI: [10.1080/07350015.1995.10524579](https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524579).
- L. Kalliovirta. “Misspecification tests based on quantile residuals”. *The Econometrics Journal* 15.2 (2012), s. 358–393. DOI: [10.1111/j.1368-423X.2011.00364.x](https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2011.00364.x).
- L. Kalliovirta, M. Meitz ja P. Saikkonen. “A Gaussian Mixture Autoregressive Model for Univariate Time Series”. *Journal of Time Series Analysis* 36.2 (2015), s. 247–266. DOI: [10.1111/jtsa.12108](https://doi.org/10.1111/jtsa.12108).
- M. Meitz, D. Preve ja P. Saikkonen. “A mixture autoregressive model based on Student’s t -distribution”. *Communications in Statistics - Theory and Methods* (2021). DOI: [10.1080/03610926.2021.1916531](https://doi.org/10.1080/03610926.2021.1916531).
- J. Nash. *Compact Numerical Methods for Computers. Linear Algebra and Function Minimization*. 2nd. Bristol ja New York: Adam Hilger, 1990. DOI: [10.1201/9781315139784](https://doi.org/10.1201/9781315139784).
- S. Virolainen. “Essays on mixture autoregressive models with applications to macroeconomics and finance”. Tohtorinväitöskirja. University of Helsinki, 2022. URL: <http://hdl.handle.net/10138/350319>.
- S. Virolainen. *uGMAR: Estimate Univariate Gaussian or Student’s t Mixture Autoregressive Model*. R package version 3.3.1 available at CRAN: <https://CRAN.R-project.org/package=uGMAR>. 2021. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=uGMAR>.

Väitöskirjapalkinto

Statistical inference for eye movement sequences using spatial and spatio-temporal point processes

ANNA-KAISA YLITALO
UNIVERSITY OF JYVÄSKYLÄ
DEPARTMENT OF MATHEMATICS AND STATISTICS

Abstract

In this dissertation we employ point process statistics for eye tracking data in order to understand its spatial nature together with the temporal dynamics. The emphasis is in statistical inference on eye movements using existing point process statistics along with the new methods and models. The objective is to get understanding of eye movements as a temporally evolving process in space in four steps: first, second-order characteristics of point processes are applied to describe features of the process. Second, new functional summary statistics are developed in order to evaluate the temporal nature of the eye movements. Third, likelihood-based modelling is used to assess the uncertainty related to these data summaries. Fourth, the developed models are used both for group comparisons and for distinguishing components in an eye movement sequence. The empirical results of this dissertation give new information on visual processing of paintings.

The thesis is available at: <http://urn.fi/URN:ISBN:978-951-39-7064-2>

Introduction

Eye movements are reflections of cognitive processes in the brain and provide valuable information on where the attention is being directed to. The movement of the gaze on a target is recorded by eye trackers. The eye tracking method has been applied in various psychological studies, such as reading, scene perception,

visual search or music reading (e.g. Duchowski, 2002; Rayner, 1998; Rayner, 2009). Despite the increasing use of eye tracking, the statistical methodology for analysing eye movement data is still rather limited.

Eye movements can be split into several kinds of events, of which the most reported one is a *fixation* (e.g. Holmqvist et al., 2011). Fixation is a state, when the gaze is staying fairly still around a location over a time period. The duration of a fixation can vary from tens of milliseconds up to several seconds. Another essential phase of eye movements is the rapid movement of the gaze from one fixation to another, called *saccade*. Saccades are really fast, typically lasting only 30–80 ms. In this work, saccades are loosely described as linear jumps between consecutive fixations, whereas in reality they may be of any shape.

In general, the main role of fixations is to gather visual information whereas the role of saccades is to move the attention and gaze to another spot. Most of the visual information is acquired during the fixations (Rayner, 2009) and therefore we will mainly focus on the fixations.

This dissertation provides tools for statistical inference on eye tracking data by employing spatial and spatio-temporal point process statistics and modelling. The novelty of this work is in considering the temporal evolution of an eye movement process without strong aggregation in space and in presenting model-based inference on the functional summary statistics describing the evolution.

The motivation for this work comes from an experiment, where 20 participants were looking at static pictures of paintings on a computer screen and their eye movements were recorded. There were no given structure which would have restricted the gaze during the experiment (as there is, for example, in reading a text), and therefore the set-up is called free-viewing condition. Eye movement data in this kind of free-viewing situation are rich, non-standard from the point of view of statistical analysis, and usually quite complex to analyse.

The main aims for this dissertation are: to perform group comparisons, to assess the uncertainty of appropriate summary statistics and to detect long-term dependence in an observed eye movement sequence. For answering these questions, we use existing methods of point processes, introduce new summary statistics, develop sequential spatial and spatio-temporal point process models, do model fitting, and experiment with synthetic and real data. The results are expected to be useful for other applications measuring eye movements in a free-viewing condition, where the gaze is allowed to move freely in a two-dimensional space, but the models may be applied for other spatio-temporal data as well.

Point processes as models for eye movements

Statistically speaking, eye movement data can be considered as a realisation of a spatio-temporal point process, where each point represents the location and occurrence time of an event (e.g. Diggle, 2013; Daley and Vere-Jones, 2008). This kind of data may be complex to analyse for various reasons: the data can be very rich when the viewing period is long since eye movements are really fast and fixations usually short. Since eye movements gather visual information,

they are affected by several components even in experimental studies. Such components are, for example, the target stimulus, task of the experiment or the domain knowledge of the participant (Castelhano and Henderson, 2008; Rayner, 2009; Tatler et al., 2005). In addition, fixation pattern is usually inhomogeneous and clustered in the target picture. Therefore, the inspection of the whole eye movement sequence may be too ambitious and some aggregation may be needed. A natural choice to proceed further would be to retain the valuable information on the exact locations of fixations, but to aggregate in the temporal domain. That choice leads to spatial point process modelling and various analysis tools it offers (see e.g. Baddeley et al., 2015; Diggle, 2013; Illian et al., 2008).

Decomposition of art viewing: an example

One of the objectives of this thesis is to study the evolution of an eye movement sequence and to find evidence of learning during the viewing process. This learning can be, for instance, a change from global viewing to local one as suggested by the model in Locher, 2006, or it can turn out that the gaze starts to return or avoid previously studied areas of the picture. Our interest is to find this kind of behaviour that would statistically discriminate eye movement process from a memoryless process such as the random walk. Therefore, we develop models which remember the history of the sequence and can be used in studying the learning of the process.

In this example, we decompose an art viewing process of one subject in order to study learning. For simplicity, we do it with a sequential spatial point process model conditioning the spatio-temporal process by the observed temporal order. The idea is to experiment, whether long-term dependence (learning) exists in an eye movement sequence recorded during the viewing.

We concentrate on the first 100 fixations occurred when a subject was looking at the painting *La croisée des destins* by Risto Suomi (see, Figure 10.1.1). These fixations were measured during the first 41 seconds of inspection. In this painting there are some clearly salient elements, namely the shark and the rabbit. It can be expected that these elements will be looked at quite early and, as the saccades in Figure 10.1.1 (left) indicate, the gaze jumps between these elements. In this example, we study if we can decompose this eye movement sequence using sequential spatial point process modelling. Is the gaze jumping on the painting randomly or is there a learning effect?

For studying the long-term dependence, we decompose the fixation sequence into three components, which are thought to catch important characteristics of eye movements during free-viewing. The reasoning of the components and their construction for the modelling are reviewed next.

Spatial heterogeneity. The first feature of the fixation sequence that should be taken into account is *spatial heterogeneity* appearing in any eye movement data, because people do not look at pictures uniformly. Engbert et al. (2015) suggested to estimate spatial heterogeneity by empirical intensity function, which is estimated from a pooled fixation data of all the subjects participating the experiment. Another possibility to consider spatial heterogeneity is to

predict fixation locations by models of visual attention, namely saliency maps (see e.g. Barthelmé et al., 2013), which are based on multiple feature maps of the target picture.

In our data set, we have eye movements from 20 participants and hence 20 independent replicates, which can be used for estimating the empirical intensity. The reason for employing replicates is that the intensity surface describes the first-order characteristic of the point pattern and in order to study higher-order characteristics we have to use some additional data, e.g. covariates or replicates (Diggle et al., 2007). The drawback of this empirical intensity approach is that there might be extra clustering which cannot be explained by the features of the picture alone, since the short saccades are typically more common than the long ones in a free-viewing condition.

Dependency between consecutive fixations. Next we should take into account dependency between the fixations. Our idea is to control the length of the saccades, since the gaze has a tendency to make short correction saccades (Engbert et al., 2015) whereas long saccades are more rare. This feature is called *contextuality*. One way to control the effect of saccade lengths is to assume that the location of a fixation (\mathbf{x}_{k+1}) depends on the location of the previous fixation (\mathbf{x}_k), thus having the Markov property. This construction can be modelled by the kernel function $K(\mathbf{x}_k, \mathbf{x}_{k+1})$, which can be e.g. truncated Gaussian kernel (see Penttinen and Ylitalo, 2016) or separable function modelling saccade lengths and angles (see Ylitalo et al., 2016).

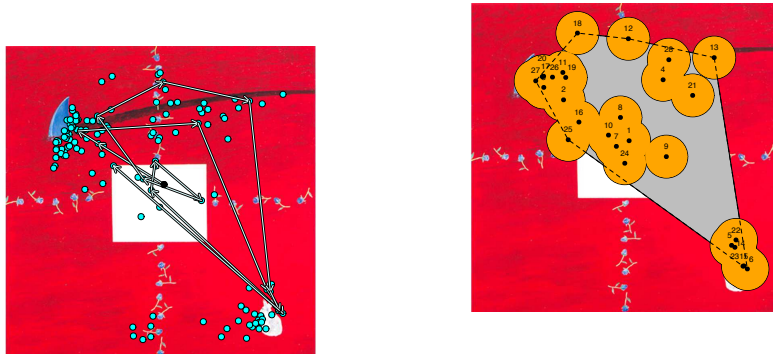


Figure 10.1.1: Left: Eye movements on a painting *La croisée des destins* (1988) by Risto Suomi (printed with a kind permission of the artist). The dots represent the fixations during the first minute of inspection and the arrows represent the saccades during the first five seconds. The first fixation located in the centre of the painting is marked with a black dot. The size of the painting on the screen was 766×768 pixels.

Right: Example of the convex hull and ball union coverage measures of fixations during the first 10 seconds of inspection. The dots represent locations of the fixations and the numbers indicate their order. The grey polygonal area is the convex hull coverage and the orange area is the ball union coverage (with radius $r = 50$ pixels).

Structured long-term dependence. When the process is suspected to change in time, the long-term dependence can be included in the model. In our case, it means that every time when the process takes a jump (saccade), the previous fixations of the process affect the probability law of the transition. The process is then said to have *self-interaction* feature. We consider two types of self-interaction: coverage-based and recurrence-based. The purpose of the coverage-based self-interaction is to create a two-stage viewing model where the target picture is first inspected globally and, after some time, the attention is allocated to local details. In this case, the function of the coverage of the fixations, e.g. convex hull or ball union, increases rapidly in the beginning indicating the disperse of the fixations.

The recurrence-based self-interaction is based on the idea that after the initial view of the picture, the gaze will return to the interesting elements of the picture. The process with recurrence-based self-interaction can, for example, favour locations close to previous fixations of the process. Such a behaviour causes spatial clustering, which is stronger than the clustering caused by the heterogeneous environment and short transitions.

The long-term dependence can be included into the model through a kernel function or as a separable component. If it is adapted to the kernel function, the kernel depends on the history, for instance, such that the information on the history is used to adjust the width of the Gaussian kernel. An alternative is to model long-term dependence as a separable component, when the long-term dependence of the eye movement sequence is less confounded with the saccade lengths controlled by the kernel. See Penttinen and Ylitalo, 2016 for examples of sequential point process models with long-term dependence.

Model fitting

Assume that a participant of an eye movement experiment is inspecting a target picture on a screen for fixed time, say T milliseconds. The eye tracker records movements of the participant's gaze in a given bounded window $W \subset \mathbb{R}^2$, representing the target picture, during the inspection time interval $[0, T]$. The obtained fixation sequence can be interpreted as a set $\{(\mathbf{x}_i, t_i, m_i), i = 1, \dots, n\}$, where $\mathbf{x}_i \in W$ is the location, $t_i \in [0, T]$ is the occurrence time and $m_i \in \mathbb{R}^+$ is the duration of the fixation i . This kind of sequence can be considered to be a realisation of a simple (marked) spatio-temporal point process. Sequential spatial point process can be obtained conditioning by the temporal order, which we know in the case of eye movement data, and the ordered sequence of fixations $\vec{\mathbf{x}}_n = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)$ then includes all the information.

As an example, we here fit a sequential spatial point process model, namely *history dependent rejection model* with ball union coverage weighting (see Penttinen and Ylitalo, 2016). It consists of

- spatial heterogeneity term $\alpha(\mathbf{x}_{k+1})$ represented by empirical intensity function,

- truncated Gaussian kernel $K(\mathbf{x}_k, \mathbf{x}_{k+1}) \propto e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\|\mathbf{x}_k - \mathbf{x}_{k+1}\|^2} \mathbf{1}_W(\mathbf{x}_{k+1})$ controlling length of the jumps,
- long-term penalization term $\pi(\mathbf{x}_{k+1}, \vec{\mathbf{x}}_k)$ taking into account the history.

The penalization term depends on whether the new point (fixation) \mathbf{x}_{k+1} is inside the ball union created by the previous points or not, that is,

$$\pi(\mathbf{x}_{k+1}, \vec{\mathbf{x}}_k) = \begin{cases} \rho & \text{if } \mathbf{x}_{k+1} \in \text{Bcov}(\vec{\mathbf{x}}_k) = \bigcup_{i=1}^k b(\mathbf{x}_i, r) \cap W \\ 1 - \rho & \text{otherwise,} \end{cases}$$

where $\rho \in [0, 1]$ and $b(\mathbf{x}_i, r)$ is a ball centered at location \mathbf{x}_i with radius r . See an example of ball union coverage in Figure 10.1.1 (right). The likelihood of the model can be written as

$$f_1(\mathbf{x}_1) \prod_{i=1}^{n-1} \frac{\alpha(\mathbf{x}_{i+1}) e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\|\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_{i+1}\|^2} ((1 - \rho) \mathbf{1}_{W \setminus \text{Bcov}(\vec{\mathbf{x}}_i)}(\mathbf{x}_{i+1}) + \rho \mathbf{1}_{\text{Bcov}(\vec{\mathbf{x}}_i)}(\mathbf{x}_{i+1}))}{\int_W \alpha(\mathbf{u}) e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\|\mathbf{x}_i - \mathbf{u}\|^2} ((1 - \rho) \mathbf{1}_{W \setminus \text{Bcov}(\vec{\mathbf{x}}_i)}(\mathbf{u}) + \rho \mathbf{1}_{\text{Bcov}(\vec{\mathbf{x}}_i)}(\mathbf{u})) d\mathbf{u}},$$

where the density $f_1(\mathbf{x}_1)$ can be assumed to follow the empirical intensity function $\alpha(\mathbf{x})$, or modelling can be conditional on the first fixation \mathbf{x}_1 . The normalizing integral depends on every parameter of the model and it has to be calculated for each step from \mathbf{x}_k to \mathbf{x}_{k+1} , $k = 1, \dots, n - 1$.

The ball union coverage is chosen to be used in the penalization term, because the target painting includes a few visually very salient elements that will probably attract attention. According to this model, a new point outside the ball union created by the previous points is accepted with probability $1 - \rho$ and inside the ball union with probability ρ . Thus, when $\rho > 0.5$, the process favours locations inside the ball union created by the previous points. If $\rho = 0.5$, the model coincides with the random walk in heterogeneous space. To study the long-term dependence, we fit both the random walk model and the history-dependent rejection model to the data.

The spatial heterogeneity term $\alpha(\mathbf{x})$ and the ball radius $r = 50$ (pixels) of the long-term penalization term are fixed before model fitting. The radius is chosen such that one ball located on the top of the shark or the rabbit covers the whole object (see Figure 10.1.1, right), since we assume that these salient objects can be recognised with one fixation. As the heterogeneity term $\alpha(\mathbf{x})$ we use the empirical intensity estimated from all fixations measured from 19 participants, excluding the fixations of the subject under study. The coordinate ascent algorithm is used for fitting the models to the fixation sequence.

For the random walk model, we obtain $\hat{\sigma} = 240$ as an estimate of the kernel parameter, whereas for the history-dependent rejection model we get $\hat{\sigma} = 260$ and $\hat{\rho} = 0.8$. In both cases, the Gaussian kernel is then quite flat and allows the process to make rather long jumps. In terms of long-term dependence, the two fitted models differ. The estimate $\hat{\rho} = 0.8$ of the history-dependent rejection model indicates that the locations inside the ball union coverage are favoured compared to those outside the coverage.

In order to check the goodness-of-fit of the two models, we simulate realisations of these fitted models and compare them to the data. The first fixation is fixed

for each realisation in order to reduce variation in the beginning of the process. Figure 10.1.2 (left) shows the first 100 fixations of the subject on the estimated intensity surface. Realisations of the fitted random walk model and history-dependent rejection model are presented in the middle and on the right hand side of the figure. The point map resulting from the random walk model is less clustered compared to the data indicating that the spatial heterogeneity (estimated from the pooled data) does not alone explain the locations of fixations. The point map of the realisation of the history-dependent rejection model performs better in terms of clustering, but the points seem to be allocated somehow differently than the data.

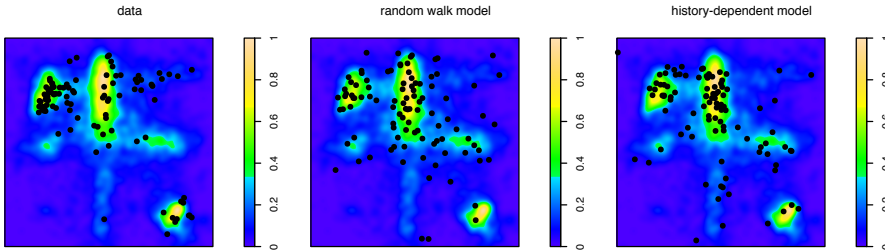


Figure 10.1.2: Point maps of the data (left), a realisation of the random walk model (middle) and a realisation of the history-dependent rejection model (right) with the empirical intensity surface.

Next, we simulate 99 independent realisations of both fitted models, each consisting of 100 points. From these simulations we calculate pointwise envelopes for four summary statistics used in model evaluation. We suggest to use several summary statistics, because none of the summaries alone are able to describe all the important features of the process. Here, we employ the data summaries represented in the thesis: ball union coverage, convex hull coverage, scanpath length and cumulative recurrence. Scanpath length is a sum of saccade lengths, whereas recurrence function indicates number of previous points within radius $r = 50$ from the current point and its cumulative version is used here. Examples of ball union and convex hull coverage can be seen in Figure 10.1.1 (right). Since we used the ball union coverage with $r = 50$ in model construction, here we used the smaller radius $r = 35$.

For the random walk model, the empirical ball union coverage exceeds the pointwise lower envelope and the cumulative recurrence function exceeds the upper envelope, see Figure 10.1.3. This means that the model favours locations outside the ball union coverage and are hence apart from the previous fixations. Based on these summary statistics, the random walk model does not fit the data well, whereas in the case of the history-dependent rejection model, all the four data summaries remain inside the pointwise envelopes, see Figure 10.1.4.

To conclude, the history-dependent rejection model fits better to the fixation sequence under study. The estimated model parameter $\hat{\rho} = 0.8$ indicates that the eye movement sequence is not just a random walk, but the locations inside the ball union coverage created by the previous points are favoured. From Figure 10.1.1 we see that the fixations cover the most salient elements, the shark and the rabbit, during the first seconds of inspection. After that, the increase in the

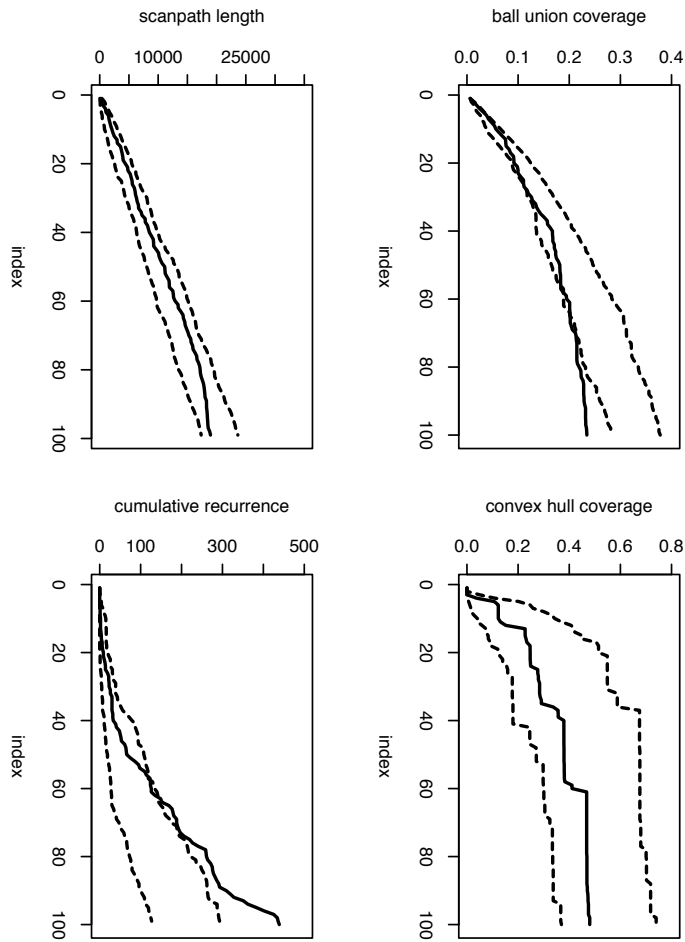


Figure 10.13: Goodness-of-fit of the fitted random walk model ($\hat{\sigma} = 240$). Dashed lines represent simulated pointwise envelopes based on 99 realisations and solid lines represent the data.

ball union coverage curve declines (Figure 10.1.4) meaning that the gaze does not jump far away from the previous fixations. This kind of behaviour can be interpreted as an evidence of learning: the process tends to favour locations that has been already visited. Thus, in this empirical example we were able to find indications of learning in the eye movement sequence with a rather parsimonious model and using information only on the order and location of fixations.

Discussion

To sum up, this dissertation answers to the question how spatial point processes can be used to study the dynamics of an eye movement sequence, presents a group level model that is used for assessing the uncertainty of the relevant summary statistics and also for performing group comparisons, and introduces

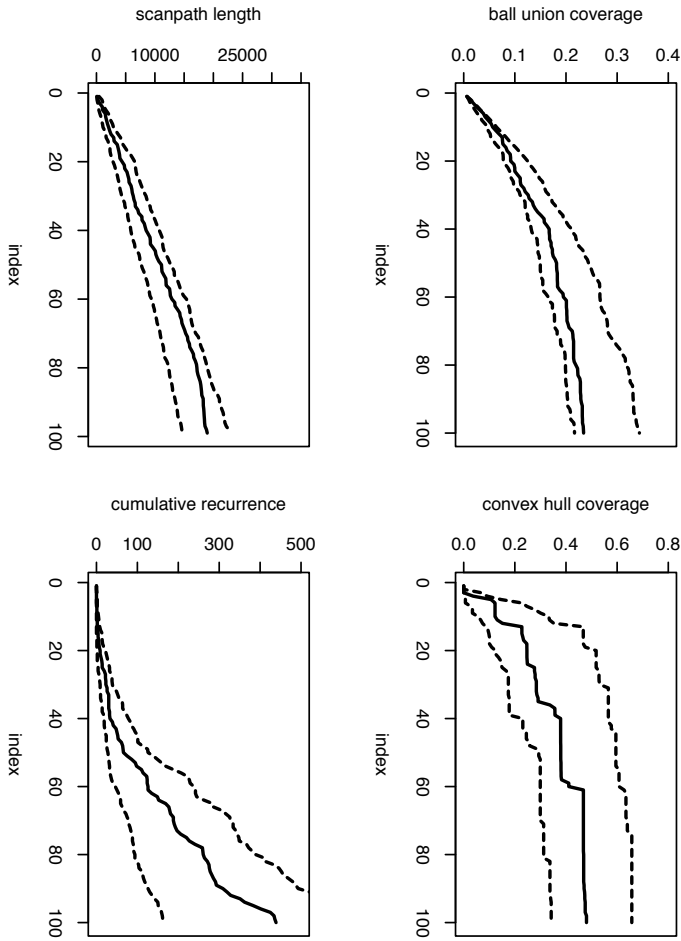


Figure 10.1.4: Goodness-of-fit of the fitted history-dependent rejection model ($\hat{\sigma} = 260, \hat{\rho} = 0.8$). Dashed lines represent simulated pointwise envelopes based on 99 realisations and solid lines represent the data.

tools for studying learning effect in an eye movement sequence by means of sequential point process models and spatio-temporal point process statistics. The methods presented are applied to an eye movement data set from an art study, but their usefulness for other applications is acknowledged.

Final remarks

The sequential point process models introduced in this thesis have been further developed for sweat glands (Kuronen et al., 2021) and forest tree stands (Yazigi et al., 2021). These kind of sequential models can also be useful when modelling animal movement data consisting of locations of an animal recorded at regular time intervals. For instance, Schlägel and Lewis, 2014 introduced a model similar to ours that takes into account resources in the environment (spatial

heterogeneity) and where the animal has been before and when (memory) to describe the movement behaviour of individual animals. Schlägel et al. (2017) applied this model to movement data of wolves, but with rather coarse spatial resolution. These and many other ongoing work indicate that incorporating memory to point process models is useful for other applications as well.

Bibliography

- A. J. Baddeley, E. Rubak, and R. Turner. *Spatial Point Patterns: Methodology and Applications with R*. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC Press, 2015.
- S. Barthelmé, H. Trukenbrod, R. Engbert, and F. Wichmann. “Modelling fixation locations using spatial point processes”. In: *Journal of Vision* 13.12 (2013), pp. 1–34.
- M. S. Castelhana and J. M. Henderson. “Stable individual differences across images in human saccadic eye movements.” In: *Canadian Journal of Experimental Psychology* 62.1 (2008), pp. 1–14.
- D. J. Daley and D. Vere-Jones. *An Introduction to the Theory of Point Processes: Volume II: General Theory and Structure*. New York: Springer-Verlag, 2008.
- P. J. Diggle. *Statistical Analysis of Spatial and Spatio-Temporal Point Patterns*. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC Press, 2013.
- P. J. Diggle, V. Gómez-Rubio, P. E. Brown, A. G. Chetwynd, and S. Gooding. “Second-order analysis of inhomogeneous spatial point processes using case-control data.” In: *Biometrics* 63.2 (2007), pp. 550–557.
- A. T. Duchowski. “A breadth-first survey of eye tracking applications.” In: *Behavior Research Methods, Instruments & Computers (BRMIC)* 34 (2002), pp. 455–470.
- R. Engbert, H.A. Trukenbrod, S. Barthelmé, and F. A. Wichmann. “Spatial statistics and attentional dynamics in scene viewing.” In: *Journal of Vision* 15.1 (2015), pp. 1–17.
- K. Holmqvist, M. Nyström, R. Andersson, R. Dewhurst, H. Jarodzka, and J. Van de Weijer. *Eye Tracking: A Comprehensive Guide to Methods and Measures*. OUP Oxford, 2011.
- J. Illian, A. Penttinen, H. Stoyan, and D. Stoyan. *Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns*. Chichester: Wiley, 2008.
- Mikko Kuronen, Mari Myllymäki, Adam Loavenbruck, and Aila Särkkä. “Point process models for sweat gland activation observed with noise”. In: *Statistics in Medicine* 40.8 (2021), pp. 2055–2072.
- P. J. Locher. “The usefulness of eye movement recordings to subject an aesthetic episode with visual art to empirical scrutiny”. In: *Psychological Science* 48 (2006), pp. 106–114.
- A. Penttinen and A.-K. Ylitalo. “Deducing self-interaction in eye movement data using sequential spatial point processes”. In: *Spatial Statistics* 17 (2016), pp. 1–21.

K. Rayner. “Eye movements and attention in reading, scene perception, and visual search”. In: *The Quarterly Journal of Experimental Psychology* 62 (2009), pp. 1457–1506.

K. Rayner. “Eye movements in reading and information processing: 20 years of research.” In: *Psychological Bulletin* 124 (1998), pp. 372–422.

Ulrike E Schlägel and Mark A Lewis. “Detecting effects of spatial memory and dynamic information on animal movement decisions”. In: *Methods in Ecology and Evolution* 5.11 (2014), pp. 1236–1246.

Ulrike E Schlägel, Evelyn H Merrill, and Mark A Lewis. “Territory surveillance and prey management: Wolves keep track of space and time”. In: *Ecology and evolution* 7.20 (2017), pp. 8388–8405.

B. W. Tatler, R. J. Baddeley, and I. D. Gilchrist. “Visual correlates of fixation selection: Effects of scale and time.” In: *Vision Research* 45 (2005), pp. 643–659.

Adil Yazigi, Antti Penttinen, Anna-Kaisa Ylitalo, Matti Maltamo, Petteri Packalen, and Lauri Mehtätalo. “Modeling Forest Tree Data Using Sequential Spatial Point Processes”. In: *JABES* (2021).

A.-K. Ylitalo, A. Särkkä, and P. Guttorp. “What we look at in paintings: A comparison between experienced and inexperienced art viewers”. In: *The Annals of Applied Statistics* 10.2 (2016), pp. 549–574.

Improving identification algorithms in causal inference

SANTTU TIKKA

UNIVERSITY OF JYVÄSKYLÄ

DEPARTMENT OF MATHEMATICS AND STATISTICS

Abstract

Great strides have been taken in the field of causal inference with regards to identifiability of causal effects under various scenarios. Both experimental and observational data can be readily combined with state-of-the-art algorithms to answer causal questions that cannot be solved with any single data set alone. However, even though many of these algorithms are complete in a sense that they will always provide the correct solution and they fully characterize the problem at hand, there is still room for improvement from a practical standpoint. The thesis focuses on practical usability of causal identifiability algorithms. This summary provides a general overview of the thesis. For technical details and the discussed algorithms, the reader is referred to the main thesis and the cited papers. The thesis is available online at <https://jyx.jyu.fi/handle/123456789/59193>.

Introduction

Causal inference is built on a strong foundation via a combination graphical models and probability theory. Graphs provide an intuitive visual overview of the causal system being modeled, where edges are used to represent the direction of causation and nodes represent the variables of interest. Furthermore, when the nodes of the graph represent random variables, the graph can also be used to infer conditional independence statements that must hold between the variables. When the edges are assumed to represent deterministic functions, we arrive at the notion of a causal model which can be queried via the famous *do*-operator (Pearl, 2009), representing symbolic interventions on the model.

One of the most fundamental problems of causal inference is determining whether a causal effect can be uniquely computed from the available information given a graphical representation of the causal model. Causal effects that have this property are called identifiable and they serve as the link between observational and experimental information. Non-parametric identifiability has been studied in various contexts: with observational data alone (Shpitser and Pearl, 2006; Huang and Valtorta, 2006b; Huang and Valtorta, 2006a), with surrogate experiments (Bareinboim and Pearl, 2012a), under selection bias (Bareinboim and Pearl, 2012b), when observational and experimental data are available from heterogeneous domains (Bareinboim and Pearl, 2013) and many others. The origins of these results can be traced back to the work by Tian and Pearl (2002) and Tian and Pearl (2003). The aforementioned identifiability problems are all

solved via a sound and complete algorithm. However, this only means that the methods are exhaustive and always correct. The formulas obtained as output from identifiability algorithms are often impractical and unnecessarily complicated to be used in practice.

The purpose of this thesis is to improve the current causal inference methodology in three ways. First, we implement fundamental algorithms and provide them as free software. One of the main contributions of this thesis is the software package `causaleffect` implemented in the statistical computing language R (R Core Team, 2018; Tikka and Karvanen, 2017a). Second, we provide tools for improving the clarity and practical usability of the pre-existing methods. We derive a simplification procedure that attempts to symbolically manipulate output expressions of causal identifiability algorithms in order to reach a simpler expression (Tikka and Karvanen, 2017b). The simplicity of the expression can be evaluated by various criteria. Third, a new method called pruning is presented which seeks to eliminate unrelated variables from the causal model before the identification takes place, thereby reducing the complexity of the task and the output (Tikka and Karvanen, 2018).

We use the following notation in this summary: capital letters denote variables and small letters denote their values. Bold letters denote sets. A directed graph is an ordered pair $G = (\mathbf{V}, \mathbf{E})$ where \mathbf{V} is the set of vertices and \mathbf{E} is the set of edges. By $\text{Pa}(\mathbf{W})_G$, $\text{Ch}(\mathbf{W})_G$, $\text{An}(\mathbf{W})_G$ and $\text{De}(\mathbf{W})_G$ we denote sets that contain \mathbf{W} in addition to its parents, children, ancestors and descendants in G , respectively.

Probabilistic causal models

Structural causal model (SCM), or equivalently probabilistic causal model (PCM) as labeled by (Pearl, 2009), is the primary tool for formally representing causal systems.

Definition 1 (Probabilistic causal model). *A probabilistic causal model is a quadruple*

$$M = (\mathbf{U}, \mathbf{V}, \mathbf{F}, P(\mathbf{u}))$$

where

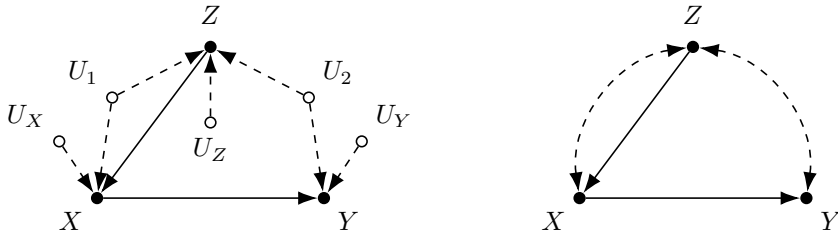
1. \mathbf{U} is a set of unobserved (exogenous) variables that are determined by factors outside the model.
2. \mathbf{V} is a set $\{V_1, V_2, \dots, V_n\}$ of observed (endogenous) variables that are determined by variables in $\mathbf{U} \cup \mathbf{V}$.
3. \mathbf{F} is a set of functions $\{f_{V_1}, f_{V_2}, \dots, f_{V_n}\}$ such that each f_{V_i} is a mapping from (the respective domains of) $\mathbf{U} \cup (\mathbf{V} \setminus \{V_i\})$ to V_i and such that the entire set \mathbf{F} forms a mapping from \mathbf{U} to \mathbf{V} .
4. $P(\mathbf{u})$ is a joint probability distribution of the variables in the set \mathbf{U} .

Each causal model induces a directed graph that provides a graphical representation of the model. Often we do not have enough information to fully specify

the functions of \mathbf{F} and our inference relies only on the induced graph and the joint probability distribution P . The induced graph contains a vertex for each variable in $\mathbf{U} \cup \mathbf{V}$ and a directed edge from $V_i \in \mathbf{U} \cup \mathbf{V}$ into $V_j \in \mathbf{V}$ whenever f_{V_j} is defined in terms of V_i . Together, the set \mathbf{F} and the joint distribution $P(\mathbf{u})$ also induce a joint distribution $P(\mathbf{v})$ over the observed variables.

Causal inference often focuses on a sub-class of models that satisfy additional assumptions: each $U \in \mathbf{U}$ appears in at most two functions of \mathbf{F} , the variables in \mathbf{U} are mutually independent and the induced graph of the model is acyclic. Models that satisfy these additional assumptions are called *semi-Markovian causal models*. The first two of these assumptions are made for convenience and the assumption of acyclicity simply defines the target of our interest. Causal models that induce acyclic graphs are called *recursive* (Shpitser and Pearl, 2006; Kiviveri et al., 1984). Cyclic causal systems are outside of the scope of the thesis and this summary.

A graph associated with a semi-Markovian model is called a *semi-Markovian graph* (SMG). In SMGs every $U \in \mathbf{U}$ has at most two children. In these models we do not depict unobserved variables explicitly. A shorthand notation is used where every edge of the form $V_i \leftarrow U \rightarrow V_j$ is instead depicted as $V_i \leftrightarrow V_j$. Furthermore, unobserved variables with at most one child are omitted. As an example, Figure 10.2.1(a) shows a graph where the entire set \mathbf{U} is explicitly visible. Figure 10.2.1(b) depicts the same graph using the shorthand notation.



(a) A graph showing unobserved variables explicitly.

(b) A graph where unobserved variables are abbreviated.

Figure 10.2.1: An example on the shorthand notation of unobserved variables.

This notation provides a useful interpretation where directed edges correspond to causal relations and bidirected edges denote the existence of unobserved confounders.

There are several important aspects to consider, such as faithfulness, that allow us to link the graphical properties of the induced SMG with the conditional independence properties of the distribution $P(\mathbf{V})$ (Pearl, 1988; Verma and Pearl, 1988; Verma, 1993). We refer the reader to the thesis for these considerations

Interventional distributions

An important feature of PCMs is their capacity to model external actions that impose changes to the model. The target of these actions is the set of functions

F. An action that forces a variable \mathbf{X} to take a specific set of values \mathbf{x} is called an *intervention* and it is denoted by $\text{do}(\mathbf{X} = \mathbf{x})$ (or just simply $\text{do}(\mathbf{x})$) (Pearl, 2009). An intervention $\text{do}(\mathbf{x})$ on a PCM M creates a new submodel $M_{\mathbf{x}} = (\mathbf{V}, \mathbf{U}, \mathbf{F}_{\mathbf{x}}, P(\mathbf{u}))$, where the new set of functions $\mathbf{F}_{\mathbf{x}}$ is obtained from \mathbf{F} by replacing the functions that determine the value of \mathbf{X} with constant functions that output the corresponding values in \mathbf{x} . Other aspects of the submodel, mainly the sets \mathbf{V} and \mathbf{U} and the distribution $P(\mathbf{u})$ are unchanged.

This functional change in the model generates a new joint distribution over the observed variables and an induced graph for the submodel $M_{\mathbf{x}}$ that differ from those of the original model M . The *interventional distribution* of a set of variables \mathbf{Y} in the model $M_{\mathbf{x}}$ is denoted by $P_{\mathbf{x}}(\mathbf{y})$ (or by $P(\mathbf{y}|\text{do}(\mathbf{x}))$). This distribution is also known as the *causal effect* of \mathbf{X} on \mathbf{Y} . For any intervention that we consider, we also require that $P(\mathbf{x}|\text{Pa}(\mathbf{x})_G \setminus \mathbf{x}) > 0$ to ensure that the full distribution of the submodel $P_{\mathbf{x}}(\mathbf{v})$ is well defined (Shpitser and Pearl, 2006). It should be noted that the term “causal effect” has various different meanings in related literature depending on the context.

Identifiability

We are reliant on the information encoded in the causal model when determining the effects of actions. Typically, we do not have direct access to the interventional distribution which means that we must try to find a direct link between the joint distribution over the observed variables $P(\mathbf{v})$ and the causal effect $P_{\mathbf{x}}(\mathbf{y})$ of interest. Perhaps the most fundamental question in causal inference is whether a given causal effect can be uniquely determined in such a manner. Formally, this property is defined as follows.

Definition 2 (Causal effect identifiability). *Let $G = (\mathbf{V}, \mathbf{E})$ be an SMG and let \mathbf{X} and \mathbf{Y} be disjoint sets of variables such that $\mathbf{X}, \mathbf{Y} \subset \mathbf{V}$. The causal effect of \mathbf{X} on \mathbf{Y} is said to be identifiable from P in G if $P_{\mathbf{x}}(\mathbf{y})$ is uniquely computable from $P(\mathbf{v})$ in any causal model that induces G .*

Uniquely computable in this context means that whenever $P^1(\mathbf{v}) = P^2(\mathbf{v})$ for two PCMs M_1 and M_2 , then also $P_{\mathbf{x}}^1(\mathbf{y}) = P_{\mathbf{x}}^2(\mathbf{y})$. This provides us with a straightforward way to test non-identifiability. However, determining identifiability is a challenging task. Do-calculus provides a set of inference rules for manipulating interventional distributions (Pearl, 1995) with the goal of eliminating all -operators from the expression. However, the rules provide no direct indication on how they should be applied with the aforementioned goal in mind. While manual derivations are possible, a more disciplined approach is to apply an identifiability algorithm, such as the ID-algorithm by Shpitser and Pearl (2006).

As one of the contributions of the thesis, we provide an implementation of the ID-algorithm via the R package `causaleffect`. The package provides a simple interface for defining the graph that represents the causal model, and functions to identify causal effects and conditional causal effects. The package has since been expanded to implement many other identifiability algorithms. The package is available on CRAN <https://cran.r-project.org/package=causaleffect>.

As an example, by applying the ID algorithm we can determine that $P_x(y)$ is identifiable in the graph of Figure 10.2.2 and we obtain its formula as

$$P_x(y) = \sum_{w,x} P(z|w,x)P(w) \sum_{x'} P(y|w,x',z)P(x'|w).$$

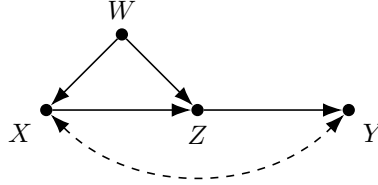


Figure 10.2.2: The graph for the example on an identifiable causal effect.

Simplification

We provide a rigorous approach for expression simplification in a probabilistic context. The fundamental primitive unit of a probabilistic expression is an atomic expression of the form

$$P_A = \sum_{\mathbf{s}} \prod_{i=1}^n P(v_i|\mathbf{c}_i).$$

In other words, atomic expressions are marginalized products of conditional distributions where the left-hand side contains a single variable. More complicated expressions can be constructed using atomic expressions.

The main focus is the simplification of expressions obtained as output from the ID algorithm. It is challenging to give a general definition of simplification. We can, however, consider various criteria when comparing two expressions for the same causal effects of interest, such as expression length, the number of summations, the number of unique variables and the number of fractions. We provide a complete simplification procedure for atomic expressions that admit a specific factorization in terms of a single variable that is to be eliminated from the expression. This procedure can also be applied to non-atomic expressions by first simplifying all atomic expressions that were used construct the non-atomic expressions, combining the results into new atomic expressions and simplifying them again until the expression can no longer be further simplified. As an example on expression simplification, consider the graph in Figure 10.2.3. Using the ID algorithm we obtain the following expression for the causal effect of X on Y

$$P_x(y) = \sum_{z_2, z_3, z_1} \frac{\sum_{x'} P(y|z_2, z_3, x', z_1)P(x'|z_2, z_3)P(z_3|z_2)P(z_2)}{\sum_{x', y'} P(y'|z_2, z_3, x', z_1)P(x'|z_2, z_3)P(z_3|z_2)P(z_2)} \times \left(\sum_{z'_3, x', y'} P(y'|z_2, z'_3, x', z_1)P(x'|z_2, z'_3)P(z'_3|z_2)P(z_2) \right) \times P(z_1|z_2, x)P(z_3|z_2),$$

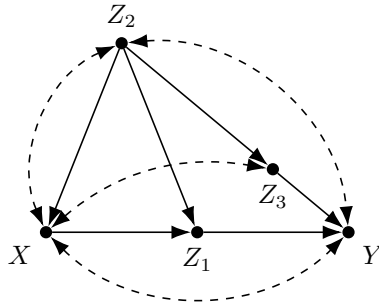


Figure 10.2.3: The graph for the example on simplification.

which has undesirable qualities as it is long, contains a fraction of probabilities and has redundant terms. We can apply the simplification algorithm presented in (Tikka and Karvanen, 2017b) to obtain an equivalent expression:

$$P_x(y) = \sum_{z_2, z_3} P(z_3|z_2)P(z_2) \sum_{z_1} P(z_1|z_2, x) \sum_{x'} P(y|z_2, z_3, x', z_1)P(x'|z_2, z_3).$$

We have now eliminated the fraction term and significantly reduced the expression length.

Pruning

Often complicated expressions, such as the one presented in the previous section, arise as a result of variables being included in the causal model that play no role in the identification of causal effect of interest. Due to the nature of the ID algorithm, the presence of these variables carries over to the output which can have detrimental effects. Typically, a simpler expression can easily be derived by removing these variables from the causal model before the identification task takes place. We call this operation *pruning*.

We provide several criteria that can be used to easily construct sets of variables that can be pruned from the model. Even though these methods are not shown to be complete, they have a polynomial time complexity and avoid enumeration over the possible vertex subsets making them suitable for almost any setting. Some examples of sets that can be pruned include specific ancestors of the variable that has been intervened on and variables that are connected to other vertices through a single vertex. We also show that latent projections can be used as a tool for pruning.

As an example on pruning, if our causal effect of interest is once again $P_x(y)$, we can apply the results presented in (Tikka and Karvanen, 2018) on the graph in Figure 10.2.4(a) to obtain the graph in Figure 10.2.4(b).

Conclusion

We have presented several results and an R package that help to make causal identification methods more accessible to researchers and to be applied in prac-

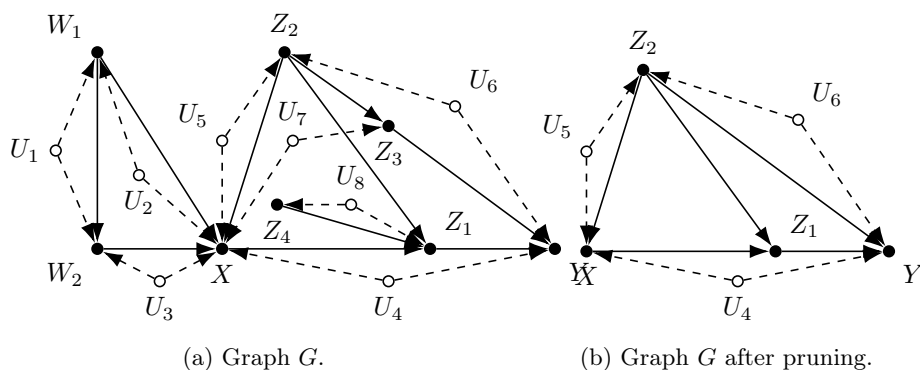


Figure 10.2.4: Graphs for the pruning example.

tice. Obtaining simpler expressions can help alleviate issues with estimation of causal effects due to missing data, measurement error, or by avoiding expressions that can be computationally unstable, such as fractions that involve probabilities close to zero, for example. Combining simplification and pruning can greatly reduce the complexity of the induced graphs of causal models, as well as the formulas of identifiable causal effects.

Bibliography

- E. Bareinboim and J. Pearl. “A General Algorithm for Deciding Transportability of Experimental Results”. In: *Journal of Causal Inference* 1 (1 2013), pp. 107–134.
- E. Bareinboim and J. Pearl. “Causal inference by surrogate experiments: z-identifiability”. In: *Proceedings of the 28th Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence*. Ed. by N. de Freitas and K. Murphy. AUAI Press, 2012, pp. 113–120.
- E. Bareinboim and J. Pearl. “Controlling Selection Bias in Causal Inference”. In: *JMLR Proceedings of the Fifteenth International Conference on Artificial Intelligence and Statistics (AISTATS)*. Vol. 22. 2012, pp. 100–108.
- Y. Huang and M. Valtorta. “Identifiability in causal Bayesian networks: A sound and complete algorithm”. In: *Proceedings of the 21st National Conference on Artificial Intelligence*. AAAI Press, 2006, pp. 1149–1154.
- Y. Huang and M. Valtorta. “Pearl’s calculus of intervention is complete”. In: *Proceedings of the 22nd Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence*. AUAI Press, 2006, pp. 217–224.
- H. Kiiveri, T. P. Speed, and J. B. Carlin. “Recursive Causal Models”. In: *Journal of the Australian Mathematical Society. Series A. Pure Mathematics and Statistics* 36.1 (1984), pp. 30–52.
- J. Pearl. “Causal diagrams for empirical research”. In: *Biometrika* 82 (4 1995), pp. 669–688.
- J. Pearl. *Causality: Models, Reasoning and Inference*. 2nd. New York: Cambridge University Press, 2009.

J. Pearl. *Probabilistic Reasoning in Intelligent Systems: Networks of Plausible Inference*. Morgan Kaufmann, 1988.

R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2018. URL: <https://www.R-project.org/>.

I. Shpitser and J. Pearl. “Identification of Joint Interventional Distributions in Recursive semi-Markovian Causal Models”. In: *Proceedings of the 21st National Conference on Artificial Intelligence – Volume 2*. AAAI Press, 2006, pp. 1219–1226.

J. Tian and J. Pearl. “A general identification condition for causal effects”. In: *Proceedings of the 18th National Conference on Artificial Intelligence*. AAAI/The MIT Press, 2002, pp. 567–573.

J. Tian and J. Pearl. *On the identification of causal effects*. Tech. rep. R-290-L. Department of Computer Science, University of California, Los Angeles, 2003.

S. Tikka and J. Karvanen. “Enhancing Identification of Causal Effects by Pruning”. In: *Journal of Machine Learning Research* 18.194 (2018), pp. 1–23.

S. Tikka and J. Karvanen. “Identifying Causal Effects with the R Package *causaleffect*”. In: *Journal of Statistical Software* 76.12 (2017), pp. 1–30.

S. Tikka and J. Karvanen. “Simplifying Probabilistic Expressions in Causal Inference”. In: *Journal of Machine Learning Research* 18.36 (2017), pp. 1–30.

T. Verma. *Graphical Aspects of Causal Models*. Tech. rep. R-191. Department of Computer Science, University of California, Los Angeles, 1993.

T. Verma and J. Pearl. *Influence Diagrams and d-Separation*. Tech. rep. R-101. Cognitive Systems Laboratory, University of California, Los Angeles, 1988.

Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2019

BOARD MEMBERS OF THE FINNISH STATISTICAL SOCIETY IN 2019

Puheenjohtaja Chair	Pauliina Ilmonen	Filosofian tohtori PhD
Varapuheenjohtaja Vice Chair	Ari Jaakola	Filosofian maisteri MSc
Rahastonhoitaja Treasurer	Mikhael Koufos	Valtiotieteiden maisteri MSocSc
Sihteeri Secretary	Tommi Mäklin	Filosofian maisteri MSc
Jäsen Member	Paula Bergman	Filosofian maisteri MSc
Jäsen Member	Tommi Härkänen	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Jyrki Möttönen	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Pekka Pere	Doctor of Philosophy DPhil
Jäsen Member	Johanna Seppänen	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Riku Laine	Valtiotieteiden kandidaatti BSocSc

Varajäsen Deputy member	Marianne Laalo	Valtiotieteiden kandidaatti BSocSc
Klubimestari, varajäsen Deputy member	Lauri Viitasaari	Tekniikan tohtori DSc (Tech)
Varajäsen Deputy member	Niko Lietzén	Diplomi-insinööri MSc (Tech)

Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2020

BOARD MEMBERS OF THE FINNISH STATISTICAL SOCIETY IN 2020

Puheenjohtaja Chair	Pauliina Ilmonen	Filosofian tohtori PhD
Varapuheenjohtaja Vice Chair	Ari Jaakola	Filosofian maisteri MSc
Rahastonhoitaja Treasurer	Mikhael Koufos	Valtiotieteiden maisteri MSocSc
Sihteeri Secretary	Tommi Mäklin	Filosofian maisteri MSc
Jäsen Member	Tommi Härkönen	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Pekka Pere	Doctor of Philosophy DPhil
Jäsen Member	Riku Laine	Valtiotieteiden kandidaatti BSocSc
Jäsen Member	Marianne Laalo	Valtiotieteiden kandidaatti BSocSc
Jäsen Member	Reija Helenius	Yhteiskuntatieteiden maisteri MSocSc
Klubimestari, jäsen Member	Lauri Viitasaari	Tekniikan tohtori DSc (Tech)

Varajäsen
Deputy member

Niko Lietzén

Diplomi-insinööri
MSc (Tech)

Varajäsen
Deputy member

Paula Bergman

Filosofian maisteri
MSc

Varajäsen
Deputy member

Jyrki Möttönen

Filosofian tohtori
PhD

Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2021

BOARD MEMBERS OF THE FINNISH STATISTICAL SOCIETY IN 2021

Puheenjohtaja Chair	Pauliina Ilmonen	Filosofian tohtori PhD
Varapuheenjohtaja Vice Chair	Ari Jaakola	Filosofian maisteri MSc
Rahastonhoitaja Treasurer	Tapani Linnaluoto	Luonnontieteiden ylioppilas
Sihteeri Secretary	Tommi Mäklin	Filosofian maisteri MSc
Jäsen Member	Tommi Härkänen	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Pekka Pere	Doctor of Philosophy DPhil
Jäsen Member	Reija Helenius	Yhteiskuntatieteiden maisteri MSocSc
Jäsen Member	Paula Bergman	Filosofian maisteri MSc
Jäsen Member	Jyrki Möttönen	Filosofian tohtori PhD
Klubimestari, jäsen Member	Lauri Viitasaari	Tekniikan tohtori DSc (Tech)

Varajäsen
Deputy member

Niko Lietzén

Diplomi-insinööri
MSc (Tech)

Varajäsen
Deputy member

Marianne Laalo

Valtiotieteiden kandidaatti
BSocSc

Varajäsen
Deputy member

Mikhael Koufos

Valtiotieteiden maisteri
MSocSc



Suomen Tilastoseuran hallitus vuonna 2022

BOARD MEMBERS OF THE FINNISH STATISTICAL SOCIETY IN 2022

Hallitus 3.5.2022 asti

Puheenjohtaja Chair	Jyrki Möttönen	Filosofian tohtori PhD
Varapuheenjohtaja Vice Chair	Ari Jaakola	Filosofian maisteri MSc
Sihteeri Secretary	Elisa Falck	Valtiotieteiden kandidaatti BSocSci
Rahastonhoitaja Treasurer	Tapani Linnaluoto	Luonnontieteiden ylioppilas student (Nat sci)
Klubimestari, jäsen Member	Tommi Härkänen	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Pekka Pere	Doctor of Philosophy DPhil
Jäsen Member	Reija Helenius	Yhteiskuntatieteiden maisteri MSocSc
Jäsen Member	Paula Bergman	Filosofian maisteri MSc
Jäsen Member	Mika Gissler	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Arvi Tolvanen	Luonnontieteiden kandidaatti BSc
Varajäsen Deputy member	Tommi Mäklin	Filosofian maisteri MSc

Hallitus 30.5.2022 jälkeen

Puheenjohtaja Chair	Pekka Pere	Doctor of Philosophy DPhil
Varapuheenjohtaja Vice Chair	Ari Jaakola	Filosofian maisteri MSc
Sihteeri Secretary	Elisa Falck	Valtiotieteiden kandidaatti BSocSci
Rahastonhoitaja Treasurer	Tapani Linnaluoto	Luonnontieteiden ylioppilas
Klubimestari, jäsen Member	Tommi Härkänen	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Reija Helenius	Yhteiskuntatieteiden maisteri MSocSc
Jäsen Member	Paula Bergman	Filosofian maisteri MSc
Jäsen Member	Mika Gissler	Filosofian tohtori PhD
Jäsen Member	Arvi Tolvanen	Luonnontieteiden kandidaatti BSc
Jäsen Member	Jyrki Möttönen	Filosofian tohtori PhD
Varajäsen Deputy member	Tommi Mäklin	Filosofian tohtori PhD
Varajäsen Deputy member	Johanna Laiho-Kauranne	Filosofian tohtori PhD

Gunnar Modeen -minnesmedaljen

JUKKA HOFFRÉN
TILASTOKESKUS

Statistiska Samfundet i Finland r.f. har i samband med de nordiska statistikdagarna traditionsenligt delat ut Gunnar Modeen -minnesmedaljen till särskilt meriterade statistiker. Praxisen har varit att dela ut medaljen till en representant för det land där statistikdagarna hålls.

Gunnar Modeen -minnesmedaljen beviljas för en betydande livsgärning inom statistikbranschen. Meningen är att den person som belönas är en framstående senior expert inom statistikbranschen, som uttryckligen utmärkt sig i det praktiska statistik-arbetet och som uppskattas av sina kolleger.

Styrelsen för Statistiska Samfundet väljer den person som får medaljen och medaljen överläts i samband med ett nordiskt statistikermöte. Enligt fondens stadga överläts medaljen till en betydande nordisk statistiker från det land som respektive år arrangerar mötet. Den första medaljen överläts vid det nordiska statistikermöte som hölls i Finland år 1989.

Bakgrunden till och kriterier för GM-minnesmedaljen

Efter Gunnar Modeens bortgång år 1988 grundades en medaljfond till hans minne. Medaljen utarbetades på basis av den medaljong som Gunnar Modeens familj gett konstnären Matti Haupt i uppdrag att utforma till Modeens 70-årsdag år 1965. Mot-tagaren av medaljen väljs av styrelsen för Statistiska Samfundet i Finland och medaljen överläts i samband med ett nordiskt statistikermöte. Enligt fondens stadga överläts medaljen till en betydande nordisk statistiker från det land som respektive år arrangerar mötet. Den första medaljen överläts vid Nordiska Statistikermetet i Finland år 1989. Priset utdelas vart tredje år till en meriterad statistiker från det land där Nordiska Statistikermetet anordnas.

Allmänna kriterier för Gunnar Modeen -minnesmedaljen:

- priset beviljas för en betydande livsgärning inom statistikbranschen.

Den person som tilldelas medaljen:

- är en expert inom statistikbranschen, som uttryckligen utmärkt sig i det praktiska statistikarbetet
- är en nordisk, framstående senior expert som uppskattas av sina kolleger,
- har akademisk examen (magister, licentiat eller doktor) och
- är villig att ta emot GM-medaljen

Mottagare av GM-minnesmedaljen

Den första medaljen tilldelades Mauno Koivisto, Finlands dåvarande president, som en särskild hedersbetygelse. År 1989 var han beskyddare av Nordiska Statistikermötet i Finland som firade 100-årsjubileum för nordisk statistik. Ytterligare en medalj delades ut på mötet och mottagare var professor Eino H. Laurila. Övriga mottagare av medaljen:

År 1992 tilldelades medaljen inte.

År 1995 direktör Poul Jensen, Danmarks Statistik.

År 1998 professor Sven Nordbotten, Universitetet i Bergen.

År 2001 professor Emeritus Gunnar Kulldorf, Umeå universitet.

År 2004 direktör Asta Manninen, Helsingfors stads faktacentral.

År 2007 generaldirektör Hallgrímur Snorrason, Hagstofa, Island.

År 2010 direktör Lars Thygesen, Danmarks Statistik.

År 2013 Liv Hobbestad Simpson, pensionerad från Statistisk sentralbyrå (SSB) som Head of National accounts och past chair of IARIW

År 2016 Eva Elvers, PhD, pensionerad från Design and Plan & Build and Test som Process owner

År 2019 professor Risto Lehtonen, Helsingfors universitet

Scandinavian Journal of Statistics

Recognised as a leading journal in its field, the Scandinavian Journal of Statistics is an international publication devoted to reporting significant and innovative original contributions to statistical methodology — both theory and applications. The journal specializes in statistical modelling, showing particular appreciation of the underlying substantive research problems. Scandinavian Journal of Statistics is published on behalf of the Danish Society for Theoretical Statistics, the Finnish Statistical Society, the Norwegian Statistical Society, and the Swedish Statistical Society. The journal is currently edited by professors Peter Dalgaard and Niels Richard Hansen. The national editor for Finland is Jukka Corander (University of Helsinki, Finland), and the other national editors are Jacob von Bornemann Hjelmberg (University of Southern Denmark, Denmark), Geir Olve Storvik (University of Oslo, Norway), and Jimmy Olsson (KTH Royal Institute of Technology, Sweden). The chairman of the board is Thomas Scheike (University of Copenhagen, Denmark) and the board members are Juha Karvanen (University of Jyväskylä, Finland), Hans Karlsen (University of Bergen, Norway), and Sara Sjöstedt de Luna (Umeå University, Sweden).

Scandinavian Journal of Statistics is published quarterly in March, June, September and December by Wiley-Blackwell Publishers, 108, Cowley Road, Oxford OX4, 1JF, UK or 238 Main Street, Cambridge, MA 02142, USA.

Members of the Finnish Statistical Society are entitled to discount prices when ordering the Scandinavian Journal of Statistics. For further information, please see the webpage at <http://www.wiley.com/bw/subs.asp?ref=0303-6898&site=1>

ISI Journal Citation Reports® Ranking: 2022: 97/125 (Statistics & Probability).

Impact Factor: 1.040 (2021).

Online ISSN: 1467-9469.

Myönnetyt palkinnot

Leo Törnqvist –palkinnot

1978 Rene Tigerstedt, Helsingin yliopisto. En modell för valbeteende i trafiken.

1979 Pirkko Kirjavainen, Turun kauppakorkeakoulu. Mallin rakentaminen ja ennusteen laatiminen Suomen sähkön kulutukselle kahta aikasarja-analyysimenetelmää käyttäen.

1980 Esa Läärä, Helsingin yliopisto. Ikä-, aika- ja kohorttitekijöiden vaikutukset Suomen miesten keuhkosityöpäsairastavuudessa vuosina 1953–76.

1981 Arvi Suvanto, Tampereen yliopisto. Kausivaihtelu aikasarjamalleissa.

1982 Maija Salo, Helsingin yliopisto. Yritys prioriteeton käytöstä alkoholijuomien kulutusta selittävän kysyntämallin tukena. Jamel Boucelham, Jyväskylän yliopisto: Tunnustuspalkinto.

1983 Vesa Vihriälä, Helsingin yliopisto. Aikasarjojen välisen riippuvuuden mitaus ja testaus: sovellus suomalaisiin rahatalouden sarjoihin. Pirkko Welin, Tampereen yliopisto: Tunnustuspalkinto.

1984 Jari Palsio, Turun kauppakorkeakoulu. Skenaarioiden rakentaminen ristivaikutusanalyysimallia käyttäen.

1985 Kenneth Nordström, Helsingin yliopisto. Gauss-Markov-mallien erikoisongelmista.

1986 Tapio Nummi, Tampereen yliopisto. APL-pohjainen ohjelmisto GMANOVA-mallille.

1987 Ari Veijanen, Helsingin yliopisto. Pickardin kentän soveltamisesta kuva-analyysissä. Kari Nissinen, Jyväskylän yliopisto: Tunnustuspalkinto.

1988 Jaason Haapakoski, Helsingin yliopisto. Binomijakautuneiden muuttujien muutospisteongelma.

1989 Pasi Korhonen, Helsingin yliopisto. Kemometrian tilastollisista menetelmistä.

1990 Päivi Partanen, Jyväskylän yliopisto. Suljetun populaation koon estimointi merkintä-takaisinpyynti-menetelmällä: log-lineaarinen lähestymistapa. Markku Nurhonen, Tampereen yliopisto: Tunnustuspalkinto.

1991 Elina Järvinen, Helsingin yliopisto. Rajoitettujen, stokastisten ja konveksien estimaattoreiden käytöstä polynomisen viipymämallin parametrien estimoinnissa simulointikokeiden valossa.

1992 Jouni Kuha, Helsingin yliopisto. Binääristen regressiomallien selittäjien mittausvirheet ja parametriestimaattien mittausvirhekorjaukset. Juha Heikkinen, Jyväskylän yliopisto: Tunnustuspalkinto.

1993 Palkintoa ei jaettu (yhtään ehdotusta ei saatu).

1994 Ilkka Taskinen, Jyväskylän yliopisto. Äärelliset Markovin ketjut ja anelointi.

1995 Mika Rautakorpi, Teknillinen korkeakoulu. Application of Markov chain techniques in certification of software. Tuija Jäppilä, Jyväskylän yliopisto: Tunnustuspalkinto.

1996 Veli-Matti Suppola, Jyväskylän yliopisto. Robustit menetelmät. Jakauksen vinouden vaikutuksesta korrelaatiomatriisin estimointiin.

1997 Albert Höglund, Teknillinen korkeakoulu. An Anomaly Detection System for Computer Networks.

1998 Samuli Visuri, Oulun yliopisto. Robustista kovarianssimatriisin estimoinnista ja sen sovelluksista signaalinkäsittelyssä.

1999 Jani Raitanen, Tampereen yliopisto. Jalkapallo-ottelun lopputuloksen tilastollinen mallintaminen.

2000 Reijo Sund, Helsingin yliopisto. Tilastollisia menetelmiä dynaamisten potilaspopulaatioiden mallintamiseen. Tapahtumahistoria-analyysia hoitoilmoitusrekisterin skitsofreenikoille.

2001 Samu Mäntyniemi, Oulun yliopisto. A Hierarchical Bayes Model for Assessing Salmon (Salmo salar L.) Parr and Smolt Populations.

2002 Ilmari Juutilainen, Oulun yliopisto. Teräslevyjen lujuuden ennustaminen regressio- ja neuroverkkomalleilla.

2003 Leena Kalliovirta, Helsingin yliopisto. Mar-malli.

2004 Mikko Myrskylä, Jyväskylän yliopisto. Estimation of Class Frequencies with Micro Level Auxiliary Information.

2005 Antti Liski, Tampereen yliopisto. Lonkkamurtumapotilaiden hoitokustannusten vertailu vastaavuuspistemäärään perustuvalla menetelmällä.

2006 Karri Seppä, Oulun yliopisto. Suomalaisten paksusuolisyöpöpotilaiden ennusteen analyysi suhteellisen elossapysymisen ja syykohtaisen kuolleisuuden malleilla käyttämällä suurimman uskottavuuden ja Bayesin menetelmiä.

2006 Jukka Siren, Helsingin yliopisto. Populaatioiden geneettisen rakenteen spatiaalinen mallintaminen.

2007 Outi Ahti-Miettinen, Helsingin yliopisto. Kaksivaiheisen potenssi-
intiöinnin käyttö otoksen tehostamisessa - Esimerkkinä otoksen suunnittelu
työvoimakustannusindeksin tietojen keruulle.

2008 Paul Catani, Svenska handelshögskolan. Enhetsrottest och initialvärdet
Tillämpning på arbetslösheten i Finland

2009 Elina Ahola, Jyväskylän yliopisto. Eksponenttisen perheen tila-
avaruusmallien sovellus alkoholikuolleisuusaineistoon Matias Leppisaari, Aalto
yliopiston teknillinen korkeakoulu: Tunnustuspalkinto.

2010 Sanna Peltomäki, Tampereen yliopisto. Estimation of Below Threshold
Intra-EU Trade.

2011–2012 Tytti Pasanen, Tampereen yliopisto. Two-Level Structural Equation
Modeling with Non-Normal Observed Variables for Assessing Poverty in Laos.

2013–2014 Joni Virta, Turun yliopisto. Some tools for linear dimension reduc-
tion.

2015-2016 Niko Lietzén, Aalto-yliopisto. New Approach to Complex Valued
ICA: From FOBI to AMUSE

2015-2016 Santtu Tikka, Jyväskylän yliopisto. Kausaalivaikutusten identifointi
algoritmisesti.

2017-2018 Savi Virolainen, Helsingin yliopisto. GMAR- ja StMAR-mallin
yleistäminen G-StMAR-malliksi.

Väitöskirjapalkinnot

2009-2012 Jukka Sirén, Helsingin yliopisto. Statistical models for inferring the
structure and history of populations from genetic data.

2013-2016 Johan Pensar, Åbo Akademi. Structure Learning of Context-Specific
Graphical Models.

2017-2020 Anna-Kaisa Ylätaalo, Jyväskylän yliopisto. Statistical inference for
eye movement sequences using spatial and spatiotemporal point processes.

2017-2020 Santtu Tikka, Jyväskylän yliopisto. Improving identification algo-
rithms in causal inference.

Suomen Tilastoseuran julkaisuja

PUBLIKATIONER UTGIVNA AV STATISTISKA SAMMANFUNDET

PUBLICATIONS ISSUED BY THE FINNISH STATISTICAL SOCIETY

1. Monikielinen väestötieteen sanakirja, suomenkielinen laitos, Helsinki 1962.
Multilingual Demographic Dictionary, Finnish section, Helsinki 1962.
2. Suomen Tilastoseura – Statistiska Sammanfundet i Finland 1920-1970, Porvoo - Borgå 1970.
3. Pohjoismainen tilastosanasto, toinen tarkistettu laitos.
Nordisk statistik nomenklatur, andra reviderade upplagan.
Nordic statistical nomenclature, 2nd revised edition. Jyväskylä 1975
4. Aikasarja-analyysin menetelmiä, Helsinki 1977.
5. Pekka Tavaila: Leo Törnqvist Posti- ja lennätinhallituksen liiketaloudellisen tutkimuslaitoksen esimiehenä 1949–1977, Helsinki 1982.
6. Otanta teoriassa ja käytännössä. Vesa Kuusela ja Leif Nordberg (toim.). Helsinki 1986.
7. Suomen Tilastoseura 70 vuotta. Statistiska Sammanfundet i Finland 70 år.
The Finnish Statistical Society 70 years. Helsinki 1991.
8. Tilastotieteen sanasto. Juha Alho, Elja Arjas, Esa Läärä ja Pekka Pere.
Helsinki 2021.

Tilastotieteellisiä tutkimuksia

STATISTISKA UNDERSÖKNINGAR

STATISTICAL RESEARCH REPORTS

ISSN 0356-3499

1. Pentti Manninen: Puolueiden kannatusosuuksien estimoinnin tarkkuus Demingin vyöhykepoiminnassa. (The Accuracy of Party Support Estimation in Deming Zone Selection. In Finnish with English Summary.) Helsinki 1976.
2. Timo Hakulinen: On Competing Risks of Death. Helsinki 1977.
3. Lars-Erik Öller: Time Series Analysis of Finnish Foreign Trade. Helsinki 1978.
4. Pekka Laippala: The Empirical Bayes Two-Action Rules with Floating Optimal Sample Size and Exponential Conditional Distributions. Helsinki 1980.
5. Markku Nurminen: Some Developments in Quantitative Methods of Epidemiology. Helsinki 1982.
6. Pentti Saikkonen: Comparing Asymptotic Properties of Some Tests Used in the Specification of Time Series Models. Helsinki 1985.
7. Lauri Tarkkonen: On Reliability of Composite Scales. Helsinki 1987.
8. Juni Palmgren: Models for Categorical Data with Errors of Observation. Helsinki 1987.
9. Ari Veijanen: On Estimation of Parameters of Partially Observed Random Fields and Mixing Processes. Helsinki 1989.
10. Ritva Luukkonen: On Linearity Testing and Model Estimation in Non-Linear Time Series Analysis. Helsinki 1990.
11. Hely Salomaa: Factor Analysis of Dichotomous Data. Helsinki 1990.
12. Kenneth Nordström: Contributions to the Comparison of Linear Models and to the Löwner-Ordering Antitonicity of Generalized Inverses. Helsinki 1990.
13. Seppo Laaksonen: Handling Household Survey Nonresponse Data. Helsinki 1992.
14. Mervi Eerola: On Predictive Causality in the Statistical Analysis of a Series of Events. Helsinki 1993.
15. Mikael Linden: Studies in Integrated and Co-Integrated Economic Time Series. Helsinki 1995.
16. Tadeusz Dyba: Precision of Cancer Incidence Predictions Based on Poisson Distributed Observations. Helsinki 2000.

-
17. Kimmo Vehkalahti: Reliability of Measurement Scales. Helsinki 2000.
 18. Sirpa Heinävaara: Modelling survival of patients with multiple cancers. Helsinki 2003.

Suomen Tilastoseuran vuosikirja

ÅRSBOK FÖR STATISTISKA SAMMANFUNDET I FINLAND

THE YEARBOOK OF THE FINNISH STATISTICAL SOCIETY

ISBN 0355-5941

1975 Helsinki 1976	1995 Helsinki 1996
1976 Helsinki 1977	1996 Helsinki 1997
1977 Helsinki 1978	1997 Helsinki 1998
1978 Helsinki 1979	1998 Helsinki 1999
1979 Helsinki 1980	1999–2000 Helsinki 2000
1980 Helsinki 1981	2001 Helsinki 2002
1981 Helsinki 1982	2002 Helsinki 2003
1982 Helsinki 1983	2003 Helsinki 2004
1983 Helsinki 1984	2004 Helsinki 2005
1984 Helsinki 1985	2005 Helsinki 2006
1985 Helsinki 1986	2006 Helsinki 2007
1986 Helsinki 1987	2007 Helsinki 2008
1987 Helsinki 1988	2008 Helsinki 2009
1988–1989 Helsinki 1990	2009 Helsinki 2010
1990 Helsinki 1991	2010 Helsinki 2011
1991 Helsinki 1992	2011–2012 Helsinki 2012
1992 Helsinki 1993	2013–2014 Helsinki 2014
1993 Helsinki 1994	2015–2016 Helsinki 2017
1994 Helsinki 1995	

Tilastoseuran julkaisuja voi tiedustella sihteeriltä sähköpostitse osoitteesta suomentilastoseura@gmail.com. Joidenkin julkaisujen painokset ovat tosin jo loppuneet.

Muita julkaisuja

ANDRA PUBLIKATIONER

OTHER PUBLICATIONS

Suomen tilastoseura 1920–1945, Helsinki 1946

Statistiska Sammanfundet i Finland 1920–1945, Helsingfors 1946


Pohjoismainen tilastosanasto – Nordisk statistisk nomenklatur, Kööpenhamina 1954

13:e Nordiska statistikermötet i Helsingfors 14–16 juni 1973, Jyväskylä 1974

The 13th Joint Meeting of the Nordic Statistical Societies in Helsinki June 1973, Jyväskylä 1974

Det 18:e nordiska statistikmötet i Esbo, Hundraårsjubileum, Helsingfors 1990

The Joint Conference of the Nordic Statisticians in Espoo, Finland 1989, Helsinki 1990



ISSN 0355 – 5941 (painettu)
ISSN 2953 – 9307 (verkossa)