

Tartu Ülikool
Loodus- ja täppisteaduste valdkond
Matemaatika ja statistika instituut

Mats Ploompuu

Sündimust iseloomustavad tempo-täpsustatud näitajad

Matemaatilise statistika eriala
Bakalaureusetöö (9 EAP)

Juhendaja Mare Vähi

Tartu 2016

Sündimust iseloomustavad tempo-täpsustatud näitajad

Alates üheksakümnendatest aastatest on Ida-Euroopas ja Eestis sündimus olnud küllaltki madal, mille üheks põhjuseks on sünnitamise edasilükkamine. Selliseid sünnitamise ajastamisest tingitud moonutusi sündimuses nimetatakse tempo efektideks ning nende moonutuste kõrvaldamist vastavalt tempo-täpsustuseks. Antud töös rakendatakse Eesti sündimusandmetele tempo-täpsustust Bongaarts-Feeney ja Kohler-Ortega meetodil, leides nii tempo-täpsustatud sündimusnäitajad.

Märksõnad: sündimus, sündimuse edasilükkamine, tempo-täpsustatud sündimus, sündimus Eestis.

Teadusala nimetus ja kood: Statistika, operatsioonanalüüs, programmeerimine, finants- ja kindlustusmatemaatika (P160).

Tempo adjusted fertility measures

Since the nineties fertility in Eastern Europe, including Estonia, has been relatively low. One of the reasons is fertility postponement. The distortions due to changes in the timing of childbearing are called tempo effects and the process removing those distortions is accordingly called tempo adjustment. In this paper Bongaarts-Feeney and Kohler-Ortega methods of tempo adjustments are applied to the Estonian fertility data, resulting in tempo adjusted fertility measures.

Keywords: fertility, fertility postponement, tempo adjusted fertility, fertility in Estonia.

CERCS classification and code: Statistics, operation research, programming, actuarial mathematics (P160).

Sisukord

1. Sissejuhatus	4
2. Sünnimust iseloomustavad näitajad	6
3. Tempo efektid ja tempo-täpsustus	10
4. Tempo-täpsustatud sünnimusnäitajad	12
4.1. Tempo-täpsustatud summaarne sünnimuskordaja	12
4.1.1. Bongaarts-Feeney meetodi kriitika	15
4.2. Perioodi sünnimusindeks	17
5. Sünnimusnäitajate tempo-täpsustused Eesti andmete põhjal	23
5.1. Sünnimuse tempo muutused	23
5.2. Tempo-täpsustus Bongaarts-Feeney meetodil	25
5.3. Tempo-täpsustus Kohler-Ortega meetodil	29
5.3.1. Naiste vanuse ja laste arvu põhised andmed	29
5.3.2. Tempo-täpsustus tuletatud andmete põhjal	31
6. Kokkuvõte	36
7. Kasutatud kirjandus	37

Sissejuhatus

Sündimus on kogu ühiskonda puudutav oluline valdkond. Teadmine, kui palju lapsi sünnib, annab võimaluse prognoosida, milline hakkab rahvastiku koosseis tulevikus välja nägema, kui palju on tööealisi inimesi, kelle kanda jäävad kaudselt ka meie vananevas ühiskonnas üha rohkearvulisemad pensionärid – kas näiteks Eesti enda naised sünnitavad piisavalt palju tagamaks ühiskonna edukas toimimine tulevikus, või töökäte puudus lahendatakse immigratsiooni teel.

Võttes arvesse sündimuse olulisust, tuleb rakendada kõiki võimalusi võimalikult täpsete sündimusnäitajate hinnangute saamiseks. Üheks selliseks võimaluseks on tempo-täpsustuse ehk ajastuskorrektsiooni kasutamine, mis võtab arvesse sünnitamise edasilükkamist kõrgematesse vanustesse.

Tõuke sünnitamise tempo muutuste mõju uurimiseks üldisele sündimusele andis 90-ndate alguse madal sündimus paljudes eelkõige Ida-Euroopa riikides, sealhulgas Eestis. Näiteks endise Ida-Saksamaa aladel mõõdeti 1994. aastal summaarseks sündimuskordajaks rekordiliselt madal 0,77 [Goldstein, Sobotka, Jasilioniene 2009] – keskmiselt nii mitu last sünnitanuks Ida-Saksa naine elu jooksul, kui 1994. aasta näitajad jäänuks kestma. Eestis asjad nii hullud ei ole olnud: laulva revolutsiooni aegsele beebibuumile 1980-ndate lõpul järgnes küll esialgu järsk sündimuse kukkumine, mis hiljem aeglustus [Tiit 2011], kuid õnneks sündimus Ida-Saksamaa tasemini ei langenud. Kõige madalam oli sündimus 1998. aastal, mil summaarne sündimuskordaja oli umbes 1,3.

Erakordselt madalad summaarsed sündimuskordajad äratasid rahvastikuteadlastes tähelepanu. Sellised madalad näitajad polevat püsivad ning kui vaadata sündimust põlvkondade kaupa, ei oleks see nii madal üheski sünnipõlvkonnas [Goldstein, Sobotka, Jasilioniene 2009].

Üheks madala sündimuse põhjuseks peeti laste saamise edasilükkamist ehk keskmise vanuse tõusu laste sünnitamisel – muutust sünnitamise tempos ehk ajastamises. 1998. aastal John Bongaarti ja Griffith Feeney poolt loodud meetod, mis hindab summaarset sündimuskordajat, võttes arvesse tempo mõju, oli teerajajaks antud valdkonnas. Läbi täienduste jõuti mitmete uute meetoditeni, millest üheks olulisemaks on Hans-Peter Kohleri ja José Antonio Ortega poolt välja töötatud meetod perioodi sündimusedeksi leidmiseks. Neile kahele meetodile keskendub tempo-täpsustuse käsitlemisel ka antud töö.

Töö praktilises osas on tempo-täpsustused ehk ajastuskorrektsioonid rakendatud Eesti andmetele, leides nii hinnangud sündimust iseloomustavatele tempo-täpsustatud näitajatele. Kõik töö praktilise osa aluseks olevad andmed on võetud Eesti Statistikaameti (ESA) avaliku ligipääsuga andmebaasidest.

Sündimust iseloomustavad näitajad

Olgu vaatluse all mingi haldusüksus või geograafiliselt, kultuuriliselt või muud moodi piiratud rahvastikurühm. Sündimuse kirjeldamiseks selles rühmas on mitmeid võimalusi. Järgnevalt on neid käsitletud loogilises arengujärjekorras, võttes samm-sammult arvesse uut infot.

Kõige loomulikum viis sündimust mõõta on lugeda kokku kõik sündinud lapsed, mida oleks loogiline piirata mingi ajaperioodiga. Sellisel juhul saadakse laste arv mingi ajaperioodi kohta, näiteks 2015. aastal sündis Eestis 14 000 last [ESA, a], arvestades elussünnide. Edaspidi käivadki sündimusnäitajad mingi ajaperioodi kohta, milleks harilikult on üks aasta, isegi kui seda pole eraldi välja toodud ning sündimusnäitajate arvutamisel lähevad arvesse vaid elussünnid.

Paljudel juhtudel pakubki huvi vaid elussünnide koguarv, sest see määrab ära tulevaste lasteaialaste, kooliõpilaste, tööjõu ja muu sellise arvu. Rahvastikuteaduse sündivust puudutav haru uurib aga peamiselt suhtelisi sündimusnäitajaid. Suhteliste näitajate abil uuritakse muutusi rahvastikus ja erinevusi rahvastike vahel ning samuti proovitakse leida, mis tegurid neid suhteid mõjutavad. [Luy, Pöttsch 2010]

Kui lisaks sündide arvule on teada ka ajaperioodi keskmine rahvaarv, saab leida ühe sellise suhtelise sündimusnäitaja – sündimuse üldkordaja (*crude birth rate*):

$$\text{sündimuse üldkordaja} = \frac{\text{sündide arv vaadeldud perioodil}}{\text{keskmine rahvaarv vaadeldud perioodil}}.$$

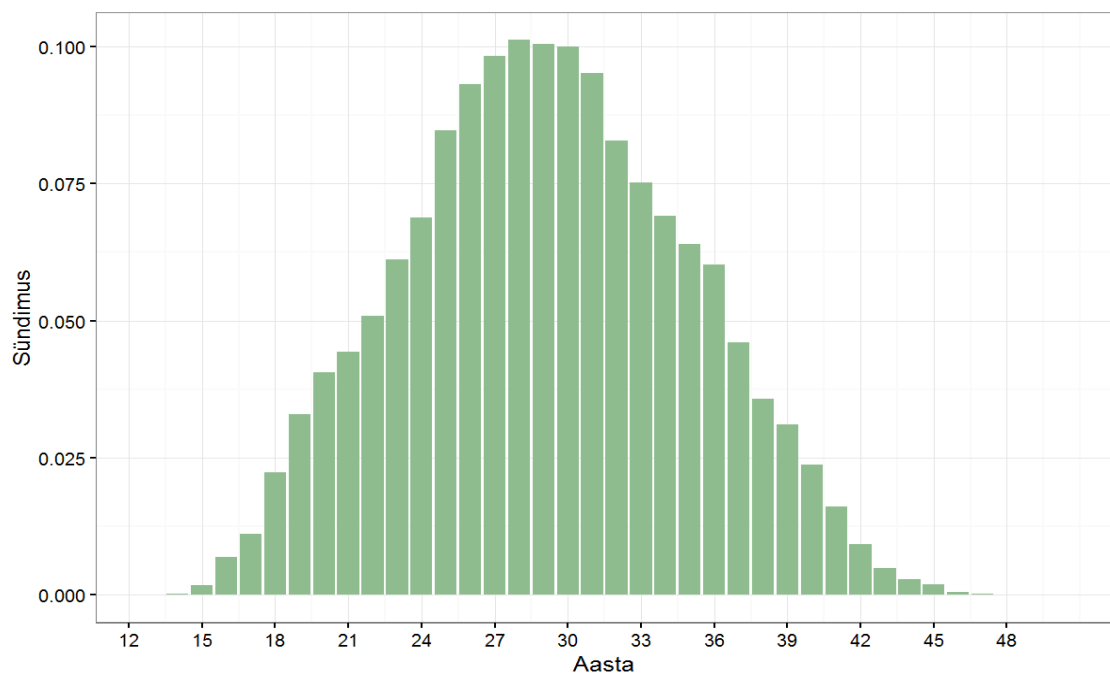
Sündimuse üldkordaja esitatakse enamasti promillides ehk 1000 aastakeskmise elaniku kohta [Katus 1993]. Näiteks Eestis oli 2014. aastal sündimuse üldkordaja 10,3 promilli [ESA, b], näitaja, mis on maailmas madalaimate seas, kusjuures paljudes Sahara-taguse Aafrika riikides on sündimuse üldkordaja üle 40 promilli [The World Bank].

Kuna mehed lapsi ilmale tuua ei saa ning naistelgi on sünnitamine vanuseliselt piiratud, moodustub eraldi sünnitusealiste naiste grupp. Enamasti loetakse naiste puhul fertiilseks eaks 15–49 eluaastat. Jagades sündide arvu vastavas eas naiste arvuga, leitakse sündimuse erikordaja (*general fertility rate*):

$$\text{sündimuse erikordaja} = \frac{\text{sündide arv vaadeldud perioodil}}{15\text{--}49 \text{ aastaste naiste keskmine arv vaadeldud perioodil}}.$$

Kõigi 15–49-aastaste naiste seas ei ole erinevates vanustes sündimus võrdne. Jooniselt 1 on näha, et Eestis on sündimus kõrgeim 20-ndate eluaastate lõpus. 2014. aastal sünnitas keskmiselt iga kümnes 28–30-aastane naine lapse. Võttes arvesse asjaolu, et sündimus erineb vanuseti, arvutatakse iga vanuse a jaoks eraldi sündimuse vanusekordaja (*Age Specific Fertility Rate*, edaspidi ka ASFR):

$$\text{sündimuse vanusekordaja}_a = \frac{\text{sündide arv vanuses } a}{\text{naiste arv vanuses } a}.$$



Joonis 1: Sündimuse vanusekordajad 2014. aastal

Joonisel 1 on iga tulp vastava vanuse a sündimuse vanusekordaja 2014. aastal. Kui vajalikud andmed on kättesaadavad, arvutatakse ASFR-id soovi korral eraldi vastavalt sünnijärjekorrale [Sobotka 2003]. Sellisel juhul on murru lugejaks vastavas sünnijärjekorras ja ema vanuses sündinud laste arv ning nimetajas kõigi vastavas vanuses naiste arv.

Ühe konkreetse vanuse asemel vaadeldakse vanusekordajaid sageli viieaastaste vanusegruppide lõikes.

Võttes arvesse sündimuse erinevust vanuse või vanusegruppide kaupa, leitakse summaarne sündimuskordaja (*Total Fertility Rate*, edasipidi ka TFR):

$$\text{summaarne sündimuskordaja} = \sum_a \text{sündimuse vanusekordaja}_a .$$

Kui sündimuskäitumine püsib pikema aja jooksul sellisena kui vaatlusaastal, siis võib TFR-i interpreteerida kui keskmiselt naise kohta sünnitatud laste arvu [Tiit 2000].

Täpsemalt näitab TFR, kui palju lapsi naine oma elu jooksul sünnitab, juhul kui kehtivad:

- a. ta ei sure enne menopausi;
- b. ta sünnitab vastavalt hetkel vaadeldud sündimuse vanusekordajatele. [Imhoff 2001]

Summaarne sündimuskordaja on tänapäeval kõige sagedamini kasutatav sündimust iseloomustav näitaja [Bongaarts, Feeney 1998], mille üheks põhjuseks on kindlasti tema lihtne tõlgendus: „lapsi ühe naise kohta“ on intuiitiivselt mõistetav indikaator [Sobotka 2003].

Joonisel 1 kajastatud sündimuse vanusekordajad kokku liites saame, et 2014. aastal oli Eestis summaarne sündimuskordaja 1,54 last naise kohta, mis on tugevalt alla taastetaseme. Taastetasemeks loetakse niisugust summaarse sündimuskordaja taset, mille korral järgmise põlvkonna arvukus ühtib eelmise omaga [Tiit 2011]. Eestis loetakse taastetaseme väärtuseks 2,06 [Tiit 2011].

Summaarseid sündimuskordajaid saab arvutada ka vastavalt laste sünnijärjekorrale, kui on olemas vajalikud andmed sünnijärjekorra-spetsiifiliste sündimuse vanusekordajate

leidmiseks. Sellisel juhul tähistagu TFR_1 esiklapse summaarset sündimuskordajat, TFR_2 teise jne. TFR_1 märgib keskmist esiklaste sündide arvu, kui kehtiksid vaadeldud aasta esiklapse sündimuse vanusekordajad. Seejuures komponentide TFR_1 , TFR_2 jne summa annab kokku summaarse sündimuskordaja TFR . [Bongaarts, Feeney 1998] Selliseid sündimuskordajaid nimetatakse ka summaarseteks sündimuse järjestuskordajateks [Katus 1993].

Tempo efektid ja tempo-täpsustus

Sündimusnäitajaid kirjeldavas peatükis on sündimust erinevatel viisidel standardiseeritud. Esmalt ajaperioodi järgi, siis aastakeskmise rahvaarvu järgi, leides sündimuse üldkordaja, ning rahvaarvu omakorda kitsendades fertiilses eas naiste arvuga, jõudes sündimuse erikordajani. Lõpuks võtab summaarne sündimuskordaja arvesse naiste vanust sünnitamise hetkel ehk sündimus on lisaks eelnevale standardiseeritud ka vanuse järgi.

Ent pelgalt vanuse järgi standardiseerimine ei ole piisav, kuna sünnitamise ajastamise mõjud põhjustavad moonutusi sündimuse perioodnäitajates. Seetõttu peaks perioodnäitajaid standardiseerima ka tempo efektide põhjal. [Luy 2010] Tempo all mõeldakse siinkohal sünnitamise ajastamist.

Tempo efekte märgati ja neid hakati uurima seoses sündimusnäitajatega. Bongaarts ja Feeney toovad näite, kui naiste sünnitusiga lükkub hilisemaks, ent elu jooksul sünnitatavate laste arv jääb samaks, langeb perioodil, mil toimub edasilükkamine, aastane sündide arv madalamaks, kui see oleks olnud ilma edasilükkamiseta, sest sama sündide arv on jaotunud pikema ajaperioodi peale. Kui aga naised hakkavad sünnitama varasemas eas, siis on aastased sündide arvud kõrgemad, sest sünnid toimuvad lühema aja jooksul. Sünnitamise ajastamise muutusest tingitud erinevused aastases sündide arvus on tempo efektid, üldisemalt defineeritud kui mingi ajaperioodi kohta käiva demograafilise näitaja tõus või langus, mis on põhjustatud keskmise vanuse tõusust või langusest mingi sündimuse toimumisel. Seejuures esinevad tempo efektid mitte ainult sündimuses, vaid näiteks ka abiellumuses ja suremuses. [Bongaarts, Feeney 2003]

John Hajnal juhtis sündimusega seotud tempo efektile tähelepanu juba 1947. aastal, viidatud läbi Bongaarti ja Feeney [Bongaarts, Feeney 1998], märkides, et tänu laialt levinud sündimuskontrolli meetoditele saavad perekonnad vastavalt iseenda äranägemisele ajastada,

millal nad soovivad lapsi saada ning samuti piirata üldist laste arvu. Sellistes tingimustes ei pruugi mingil aastal toimunud sündimuse muutus enam põhjustada muutust naiste elu jooksul sünnitatud laste arvus. [Hajnal 1947]

Tänapäeva Eestis ja suures osas maailmas on pereplaneerimine võimalik. Seda juba vähemalt 70 aastat: Ene-Margit Tiit osutab [Tiit 2011], et Eestis on sünnitaja keskmine vanus viimase 70 aasta jooksul muutunud viie aasta ulatuses, esialgu langedes ja seejärel tõustes, ning rõhutab: „on selge, et sünnitamisvanuse suurenemine, st sündide edasilükkamine, mõjutab kõiki sündimust iseloomustavaid näitajaid.“

Kuna tempo efektid on defineeritud kui mingi sündmuse toimumise keskmise ea muutusest tingitud demograafilise näitaja tõus või langus, võib eelmise lõigu põhjal väita, et need efektid esinevad ka Eestis. Sama kindlalt esinevad nad mujal maailmas. Kui me suudaksime demograafilisi näitajaid hinnata ilma tempo efektide poolt põhjustatud moonutusteta, oleksime kasutanud tempo-täpsustust ehk meie käsutuses oleksid tempo-täpsustatud sündimuskäitumist iseloomustavad näitajad.

Näiteks tempo-täpsustatud summaarne sündimuskordaja TFR* on interpreteeritav kui TFR, mis oleks antud aastal vaadeldud, kui kõikide, st iga sünnijärjekorra, sündimuse vanusekordajad ei muutuks aasta jooksul [Luy 2010]. Kui kõik vanusekordajad oleksid muutumatud, oleksid konstantsed ka keskmised vanused sünnitamisel ja seda iga sünnijärjekorra puhul.

Tempo-täpsustatud sündimusnäitajad

Rakendades mingile sündimusnäitajale tempo täpsustust, saame näitaja, mis oleks antud perioodil kehtinud, kui sündimuse tempos poleks toimunud muutusi. Järgnevalt tulevad vaatluse alla kaks enimlevinumat meetodit tempo-täpsustatud sündimuse hindamiseks: Bongaarts-Feeney tempo-täpsustatud summaarne sündimuskordaja TFR* ja Kohler-Ortega perioodi sündimusindeks PF. Mõlemad hindavad mingi vaadeldud ajavahemiku tempo-täpsustatud sündimusnäitajate põhjal, kui palju naised elu jooksul lapsi sünnitaksid, kui need tempo-täpsustatud näitajad kehtiksid kogu naise fertiilse ea jooksul.

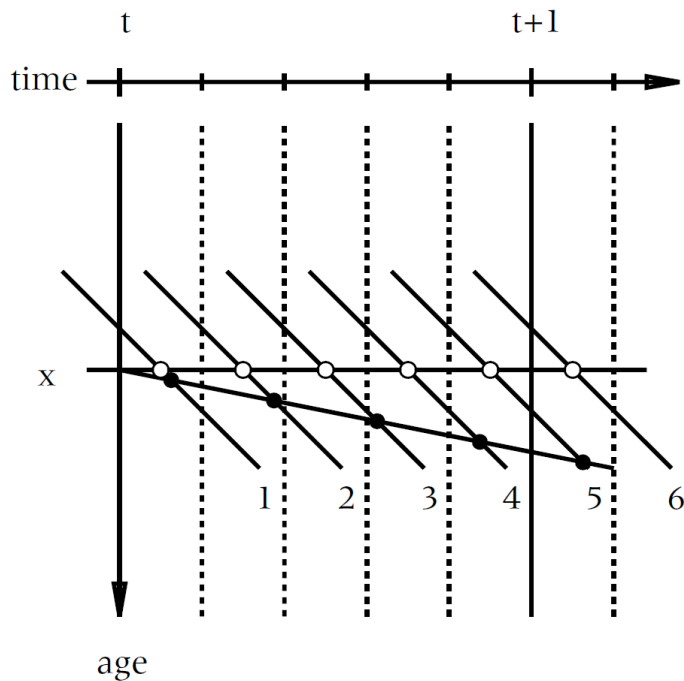
Tempo-täpsustatud summaarne sündimuskordaja

Tänapäeval ühe enim kasutatud summaarse sündimuskordaja tempo-täpsustuse töötasid välja John Bongaarts ja Griffith Feeney 1998. aastal. Nende meetod on võrreldes hilisematega, näiteks Kohler-Ortega omaga [Kohler, Ortega 2002], suhteliselt lihtsasti hoomatav ja konkreetne ning vajab ka vähem andmeid. Tempo-täpsustatud summaarse sündimuskordaja leidmiseks sel meetodil on vaja teada vaadeldava perioodi sündide arve vastavalt sünnijärjekorrale ja ema vanusele ning teiseks, aastakeskmisi naiste arve vanuste kaupa.

Järgnev peatükk põhineb suuresti Bongaarti ja Feeney artiklil *On the Quantum and Tempo of Fertility* [Bongaarts, Feeney 1998], kus pakutakse välja meetod summaarse sündimuskordaja tempo-täpsustuseks.

Nagu meetodite puhul tavapärase, tuleb esmalt teha mõningasi eeldusi. Bongaarts ja Feeney võtsid eelduseks, et sündimus võib sõltuda vaadeldavast ajaperioodist, ema vanusest ja olemasolevate laste arvust ning ajast, mis on möödunud viimasest sünnitusest, ent sündimus

ei sõltu vaadeldavast kohordist ehk sünnipõlvkonnast. Lisaks sellele eeldusele jagavad Bongaarts ja Feeney sündimuse tinglikult kaheks: esimeseks komponendiks on sündimuse taseme muutused (*quantum effects*), mis viitavad sündimuse muutustele ajas juhul, kui sünnitamise ajastamine on muutumatu, ning teiseks komponendiks on tempo efektid ehk sündimuse ajastamisest tingitud mõjutused. Nende kahe komponendi mõju eristamiseks toovad Bongaarts ja Feeney näite, kus vaadeldakse esmasünnitamist kahel erineval juhul viies järjestikuses sünnikohordis ühe aasta jooksul, kusjuures igas järgmises kohordis sünnib vähem lapsi. Olgu langus mõlemal juhul sama ning summaarselt sündigu kohortide peale kokku sama arv lapsi, ent esimesel juhul olgu langus tingitud tempo efektist, nagu see on kujutatud joonisel 2, ning teisel juhul sündimuse tasemest. Sündimus langeb mõlemal juhul, kuid erinevus seisneb selles, et esimesel juhul langeb keskmine vanus sünnitamise hetkel, ent teisel juhul jääb keskmine vanus igas järgnevas kohordis samaks. [Bongaarts, Feeney 1998]



Joonis 2: Sünnitamise edasilükkamine [Bongaarts, Feeney 1998]

Järgnevalt tuleb põhjalikuma käsitluse alla eelpool mainitud ja joonisel 2 kujutatud hüpoteetiline olukord sündimuse edasilükkamisest, kus on vaadeldud esmasünnitusi kuues võrdses kohordis. Eeldatakse, et sünnitused toimuvad ühtlaselt läbi vaadeldava aasta t ning kõik naised sünnitavad täpselt samas vanuses x . Kui nüüd oletada, et aasta t jooksul tõuseb keskmine sünnitamise vanus 0,2 aasta võrra, lükkuvad sünid, mis varem leidsid aset vanuses x , edasi, kusjuures on edasilükkamise ulatus esimeses kohordis kõige väiksem ja viiendas kõige suurem. Selle edasilükkamise tõttu nihkuvad viienda kohordi sünnitused juba järgmisesse aastasse $t+1$, millest tingituna langeb aastal t toimunud sünnituste arv 20%. Kui aga sünnitamist toodaks samas määras ettepoole, nihkuksid kuuendas kohordis toimunud sünnitused aastast $t+1$ aastasse t ja seeläbi aastal t sündimus tõuseks. [Bongaarts, Feeney 1998]

Eelneva näite põhjal on selge, et esmasünnituse edasilükkamine mõjutab sündide arvu. Kehtib seos:

$$B_{adj} = \frac{B}{1-r}, \quad (1)$$

kus B_{adj} tähistab sündide arvu, kui sündimuse tempos poleks vaadeldaval ajaperioodil toimunud muutust, B tähistab sündide arvu vaadeldud ajaperioodil ning r on esmasünnituse keskmise vanuse muutus vaadeldud ajaperioodil. [Bongaarts, Feeney 1998] Teisisõnu, kuna on kõrvaldatud tempo muutusest tingitud moonutused, on B_{adj} tempo-täpsustatud esmasündide arv.

Kui lisada eeldus, et vaadeldaval aastal lükkavad kõik naised sünnitamist edasi samas ulatuses või, vastupidi, toovad ettepoole, sõltumata nende vanusest või kohordist, kuhu nad kuuluvad, võib loobuda eeldusest, et kõik naised sünnitavad esimese lapse samas vanuses x

ning valem (1) käib kõigi esmasündide kohta sõltumata ema vanusest sünnitamise ajal ning veel enamgi: kuigi näide käis vaid esmasündide kohta, kehtib see iga sünnijärjekorra puhul. [Bongaarts, Feeney 1998]

Saadud tulemusi, mis näitavad sündinud laste arvu, saab edasi kanda sünnijärjekorra-spetsiifilistele summaarsele sündimuskordajale

$$TFR_j^* = \frac{TFR_j}{1 - r_j}, \quad (2)$$

kus TFR_j on vaadeldud sünnijärjekorra-spetsiifiline summaarne sündimuskordaja antud perioodil, r_j on keskmise vanuse muutus sünnijärjekorralt j -nda lapse sünnitamisel ajaperioodi lõpuks, võrreldes algusega ning TFR_j^* on sünnijärjekorra-spetsiifiline summaarne sündimuskordaja, mis oleks vaadeldud antud perioodil, kui poleks olnud tempo efekte ehk kui keskmine vanus j -nda lapse sünnitamisel poleks muutunud. Summeerides valemiga (2) leitud kordajad TFR_j^*

$$TFR^* = \sum_j TFR_j^* \quad (3)$$

saadaksegi tempo-täpsustatud summaarne sündimuskordaja. [Bongaarts, Feeney 1998]

Bongaarts-Feeney meetodi kriitika

Üheks Bongaarts-Feeney meetodi eelduseks on, et vaadeldaval perioodil lükatakse sünnitamist edasi või tuuakse ettepoole samas ulatuses sõltumata naiste vanusest ehk sündimuse vanusekordajate omavahelised suhted ei muutu tempo efektide mõjul. Van Imhoff ja Keilman [Imhoff, Keilman 1999] väidavad Hollandi ja Norra andmete põhjal, et see eeldus on rikutud. See tähendab, et muutused tempos sõltuvad sünnitaja kohordist ja seega puudub

alus lahutada sündimus sündimuse tasemeks ja tempo-efektiks. Veel heidavad Imhoff ja Keilman ette, et sünnijärjekorrapõhiste TFR-ide arvutamiseks ei kasutata sünnitamise toimumise ja riski (*occurrence-exposure*) suhteid, vaid kasutatakse sünnijärjekorraspetsiifilisi sündimuse vanusekordajaid, mis suurendavad tempo efektide poolt põhjustatud moonutusi [Imhoff, Keilman 1999]. Erinevus seisneb selles, et toimumise ja riski suhted võtavad arvesse vaid need naised, kellel on võimalus sünnitada vastava sünnijärjekorraga lapsi, leides vastava sünnijärjekorraga laste ja *riskialuste* naiste suhte. Selliseid suhteid nimetatakse demograafias ka esimest liiki näitajateks (*rates of the first kind*), sünnijärjekorraspetsiifilised sündimuse vanusekordajad kuuluvad aga teist liiki näitajate alla (*rates of the second kind*).

Perioodi sündimusindeks

Võib öelda, et Kohler-Ortega meetod perioodi sündimusindeksi arvutamiseks on läbi loogiliste sammude välja kasvanud Bongaarts-Feeney meetodist. Hans-Peter Kohler ja Dimiter Philipov pakuvad oma artiklis [Kohler, Philipov 2001] välja laienduse Bongaarts-Feeney meetodile, mis võtaks lisaks keskmise vanuse muutumisele arvesse ka keskmise vanuse dispersiooni muutumise vaadeldaval perioodil. Kohler ja Philipov leiavad, et dispersiooni suurenemine mängib olulist rolli sündimuse vanusemustris muutustes. Dispersiooni arvesse võtmine täiustab nende arvates tempo-täpsustatud summaarsest sündimuskordajast tehtavaid järeldusi. [Kohler, Philipov 2001] Kõnealust dispersiooni arvesse võttes leiavad Kohler ja Philipov ka tempo-täpsustatud TFR-i.

Teine Bongaarts-Feeney ja Kohler-Ortega meetodite põhiline erinevus on, et esimene võtab lähtepunktiks sünnijärjekorra-spetsiifilised sündimuse vanusekordajad, teine aga sündimuse intensiivsused (*childbearing intensities*) – sünnitamise toimumise ja riski suhted, mis näitavad vastava sünnijärjekorraga sündide arvu suhet vaid nende naise arvuga, kel on võimalik vastava sünnijärjekorraga laps ilmale tuua. Näiteks teise lapse sünnitamise intensiivsuse leidmiseks jagatakse selles vanuses naiste sünnitatud teiste laste arv vastavas vanuses ühe lapse emade arvuga. Sellest tingituna on Kohler-Ortega meetodi rakendamiseks vaja perioodilisi andmeid naiste arvu kohta sõltuvalt nende vanusest ja laste arvust, lisaks Bongaarts-Feeney meetodis kasutatud ema vanuse ja lapse sünnijärjekorra-spetsiifilise sünniarvudele.

Neid intensiivsusi arvesse võttes saab Kohler-Ortega meetod lõpliku kuju Kohleri ja José Antonio Ortega artiklis *Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility* [Kohler, Ortega 2002]. Artikkel on äärmiselt põhjalik ning käsitleb peale tempo-täpsustatud summaarse sündimuskordaja ka mitmeid teisi sündimust iseloomustavaid näitajaid. Käesoleva töö kontekstis on huvipakkuvaks näitajaks

perioodi sündimusedeks (*Period Fertility index*, PF), mille väärtus on võrreldav tempo-täpsustatud summaarse sündimuskordaja omaga, sest nagu Kohler ja Ortega välja toovad, on PF võrdne lõpetatud sündimusega, kui naised sünnitaksid vaadeldaval perioodil vastavate tempo-täpsustatud intensiivsustega. [Kohler, Ortega 2002]. Artikkel ise on suhteliselt teoreetiline, meetodi rakendamise kohta saab täiendavat informatsiooni samade autorite artiklist *Measuring Low Fertility: Rethinking Demographic Methods* [Ortega, Kohler 2002]. Meetodi üheks aluseks olevad vanuse- ja sünnijärjekorrapõhised sünnitamise intensiivsused arvutatakse järgnevalt:

$$m_j(a) = \frac{B_j(a)}{E_j(a)}, \quad (4)$$

kus j tähistab lapse sünnijärjekorda ning a ema vanust sünnitamisel, $B_j(a)$ on a -aastastele emadele sündinud j -ndate laste arv ning $E_j(a)$ vastavas vanuses riskialuste emade arv. Risk sünnitada j -s laps saab olla vaid neil emadel, kellel on juba $j-1$ last.

Sarnaselt Bongartsile ja Feeneyle jagavad ka Kohler ja Ortega sündimuse, antud juhul sündimuse intensiivsuse, tinglikult kaheks:

$$m_j(a, t) = q_j(t) \cdot h_j(a, t), \quad (5)$$

kus t tähistab vaadeldavat aastat, $q_j(t)$ on laste arvu ja perioodi spetsiifiline tasemeefekt (*level effect*) ning $h_j(a, t)$ on sünnitusintensiivsuse vanusemuustrit määrav komponent, mille muutused on tingitud vaid tempo efektidest. Kui sünnitamise ajastamises ei ole muutusi, on vanusemuustrit määrav komponent konstantne. [Kohler, Ortega 2002] Tasemeefekt $q_j(t)$ langeb kokku Bongaarts-Feeney kasutatud sündimuse tasemega: mõlemad näitavad sündimuse varieeruvuse allikat, mis ei sõltu muutustest sünnitamise ajastamises.

Rõhutamaks, et tasemeefekt $q_j(t)$ on sõltuv ajaperioodist, on antud lõigus kasutatud perioodi tähist t . Edaspidi ei ole tähist t eraldi ära toodud, kuigi enesestmõistetavalt käivad vaadeldavad suurused mingi ajaperioodi kohta.

Eelnevast tuleneb, et sünnitamise intensiivsus $m_j(a)$ on läbi vanusemustri määrava komponendi $h_j(a, t)$ mõjutatav tempo efektide poolt ja sarnaselt Bongaarts-Feeney meetodile, leidub mingi suurus $r_j(a)$, mille abil saab tempo mõju kompenseerida, kuid mis erinevalt Bongaarts-Feeney meetodist on sõltuv ka sünnitaja vanusest. Tempo-täpsustatud intensiivsused saab leida eeskirjaga

$$m_j^*(a) = \frac{m_j(a)}{1 - r_j(a)}, \quad (6)$$

kus $m_j^*(a)$ tähistab j -nda lapse vanusespetsiifilist tempo-täpsustatud sünnitamise intensiivsust [Ortega, Kohler 2002]. Tempo-täpsustuseks vajaliku parameetri

$$r_j(a) = \gamma_j + \delta_j(a - \bar{a}_j) \quad (7)$$

leidmiseks on vaja teada sünnitusintensiivsuse põhjal arvatud keskmise vanuse muutust γ_j , δ_j tähistab muutust logaritmitud keskmise vanuse standardhälbes ning \bar{a}_j on sünnitusintensiivsuste põhjal leitud keskmine vanus. [Ortega, Kohler 2002]

Parameetrid γ_j , δ_j ja \bar{a}_j tuletatakse valemite (6) ja (7) põhjal iteratsiooni teel kuni keskmise vanuse muutuse γ_j koondumiseni. Keskmine vanus leitakse valemiga

$$\bar{a}_j = \frac{\sum_a a \cdot m_j^*(a)}{\sum_a m_j^*(a)} \quad (8)$$

ning keskmise vanuse variatsiooni arvutamiseks kasutatakse valemit

$$s_j^2 = \frac{\sum_a (a - \bar{a}_j)^2 \cdot m_j^*(a)}{\sum_a m_j^*(a)}. \quad (9)$$

[Ortega, Kohler 2002]

Iteratsiooni käivitamiseks vajalikud perioodipõhised keskmised vanused ja dispersioonid hinnatakse vaadeldud sünnitusintensiivsuste põhjal [Kohler, Ortega 2002].

Kasutades iteratsiooni tulemusena leitud täpsustajaid $r_j(a)$ valemis (6), on saadud tempo-täpsustatud j -nda lapse sünnitamise intensiivsused $m_j^*(a)$. Nende intensiivsuste põhjal leitakse perioodi sündimusindeks PF, mis on tempo-täpsustatud versioon PATFR indeksist [Ortega, Kohler 2002]. Perioodi sündimusindeks leitakse kasutades PATFR indeksi arvutamise eeskirja [Jasilioniene et al. 2015], kus mõõdetud intensiivsused $m_j(a)$ on asendatud tempo-täpsustatud intensiivsustega $m_j^*(a)$.

Perioodi sündimusindeksi arvutamine ise on protsess, milleks on vaja teada vaid täpsustatud sünnitusintensiivsusi $m_j^*(a)$, kuid arvutuskäik koosneb mitmetest vahesammudest, mille tulemused ei pruugi omada iseseisvat väärtust.

Esimese sammuna tuleb intensiivsuste põhjal arvutada tõenäosused

$$q_j(a) = \frac{m_j^*(a)}{1 + [1 - w_j(a)] \cdot m_j^*(a)}, \quad (10)$$

kus $w_j(a)$ tähistab vanuses $[a, a+1)$ elatud keskmist aega osakaaluna perioodi pikkusest enne lapse sünnitamist [Jasilioniene et al. 2015]. Näiteks 18-aastased sünnitavad suurema tõenäosusega oma esimese lapse eluaasta lõpus kui alguses, mistõttu keskmine 18-aastaste esmasünnitajate vanus on enam kui 18 ja pool aastat, näiteks 18,58. Sellisel juhul $w_1(18) =$

0,58. Suuruse $w_j(a)$ väärtuseks võib iga vanuse ja sünnijärjekorra puhul lugeda ka 0,5 [Jasilioniene et al. 2015], mis teeb arvutused mõnevõrra lihtsamaks.

Perioodi sündimusindeksi leidmiseks tuleb esmalt määrata algseisud $l_0(a_{min}) = n$ ning $l_j(a_{min}) = 0, j > 0$ [Jasilioniene et al. 2015]. Sellisel juhul on tinglikult vaatluse all kohort suurusega n naist, kuid iseenesest pole konkreetne arv tähtis. a_{min} tähistab vähimat vanust, mille sünnitusintensiivsusi arvutustes kasutatakse.

Edasistes arvutuses on vaja järgnevaid valemeid:

$$l_j(a) = l_j(a-1) \cdot [1 - q_{j+1}(a-1)], \quad (11.1)$$

$$l_j(a) = l_j(a-1) - b_{j+1}(a-1) + L_{j-1}(a-1) \cdot m_j^*(a-1), \quad (11.2)$$

$$l_{j+}(a) = l_{j+}(a-1) + L_{j-1}(a-1) \cdot m_j^*(a-1). \quad (11.3)$$

Valemit (11.1) kasutatakse juhul, kui laste arv $j = 0$, valemit (11.2) kõrgemate sünnijärjekordade korral kuni mingi piirini, millest alates leitakse näitaja $l_{j+}(a)$ kõigi järgnevate sünnijärjekordade jaoks ühiselt valemi (11.3) põhjal. [Jasilioniene et al. 2015]

Valemeid

$$L_j(a) = l_j(a) - l_j(a) \cdot q_{j+1}(a) \cdot [1 - w_j(a)], \quad (12.1)$$

$$L_j(a) = l_j(a) + l_{j-1}(a) \cdot q_j(a) \cdot [1 - w_j(a)] - l_j(a) \cdot q_{j+1}(a) \cdot [1 - w_j(a)], \quad (12.2)$$

$$L_{j+}(a) = l_{j+}(a) + l_{j-1}(a) \cdot q_j(a) \cdot [1 - w_j(a)] \quad (12.3)$$

kasutatakse analoogilistel juhtudel eelmistega. Teades ka suuruse

$$b_j(a) = L_{j-1}(a) \cdot m_j^*(a) \quad (13)$$

arvutamise eeskirja, on lõpuks võimalik leida otsitav näitaja:

$$PF_j = \sum_{a_{min}}^{a_{max}} \frac{b_j(a)}{n} \quad (14)$$

tähistab j -nda lapse kohta käivat perioodi sündimusindeksit. [Jasilioniene et al. 2015] Arv n on $l_0(a_{min})$ poolt määratud algseis, näiteks 10 000 naist, ning suurust $b_j(a)$ võib vaadata kui n naisele vanuses a keskmiselt juurde sündivate j -ndate laste arvu.

Summeerides valemiga (14) arvutatud sünnijärjekorrapõhised indeksid PF_j , on leitud Kohler-Ortega meetodil tempo-täpsustatud sündimusnäitaja – perioodi sündimusindeks PF.

Kuna sündimusindeksi aluseks on tempo-täpsustatud sünnitusintensiivsused mitte sündimuse vanusekordajad, puuduvad sel indeksil ülesehituslikud ning sündimuse tempo muutustest tingitud moonutused. Perioodi sündimusindeks on seega sündimuse perioodnäitaja, mida võib interpreteerida kui sündimuse taset vaadeldud perioodil, mis on arvutatud täpsustatud sünnitusintensiivsuste põhjal. [Kohler, Ortega 2012]

Sündimusnäitajate tempo-täpsustused Eesti andmete põhjal

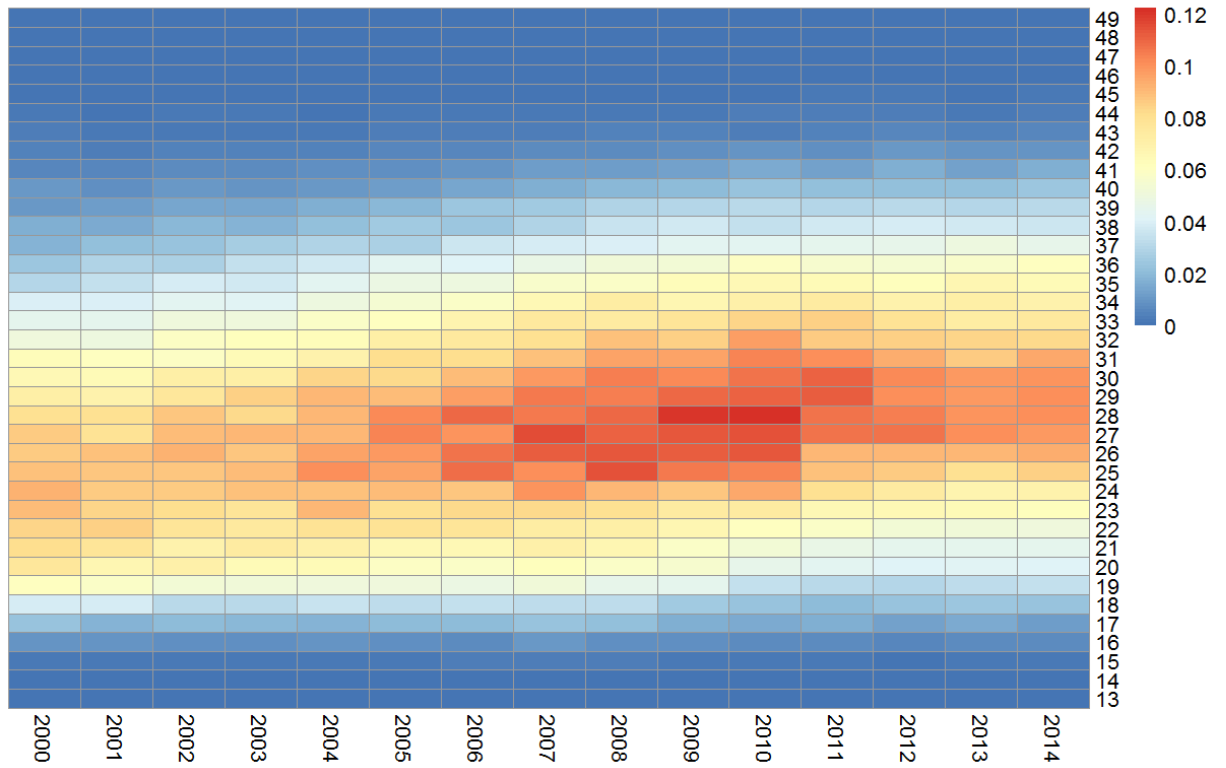
Eesti andmete põhjal on varem tempo-täpsustatud sündimusnäitajaid uurinud Puur ja Rahnu [Puur, Rahnu 2011] ja Puur ja Klesment [Puur, Klesment 2011]. Nende töödes on kasutatud vaid Bongaarts-Feeney meetodil saavutatud tempo-täpsustust, mida Puur ja Rahnu nimetavad ajastuskorrektsiooniks, summaarsele sündimuskordajale ning tingituna tööde varasemast valmimisajast ei kattu nende töödes vaadeldud periood käesoleva töö omaga.

Käesolevas töös rakendatakse lisaks Bongaarts-Feeney meetodile Eesti andmetele ka Kohler-Ortega meetodit. Viimase jaoks ei ole Statistikaametist andmed kättesaadavad ja seega on suur osa Kohler-Ortega meetodi rakendamise seotud tööst vajalike andmete tuletamine sekundaarsetest andmetest.

Sündimuse tempo muutused

Üldisest tempo-täpsustuse teoriast tuleneb otseselt, et tempo-täpsustusel ei oleks mingisugust mõtet, kui sünnitamise tempo ei muutuks ehk ei toimuks sünnitamise edasilükkamist või ettepoole toomist. Sellisel juhul langeks tempo-täpsustatud sündimusnäitaja teoreetiliselt kokku traditsioonilise näitajaga. Nagu eespool on juba mainitud, on Eestis sünnitaja keskmine vanus viimase 70 aasta jooksul tugevalt kõikunud. Joonis 3 kujutab sündimuse vanusekordajaid üheaastaste vanusegruppide kaupa aastatel 2000 kuni 2014, kus sinine märgib kõige madalamat sündimust ja punane kõige kõrgemat. Visuaalne kujutus annab ilmekalt edasi, et aastatel 2000 kuni 2008 on sünnitajate keskmine vanus tõusnud, kõrgem sündimus on liikunud naiste vanemasse ikka. Kuigi hilisemast

perioodist on raske mingit trendi välja lugeda, on olemas hea alus, millele toetudes rakendada tempo-täpsustust Eesti sündimuskäitumist iseloomustavatele näitajatele.



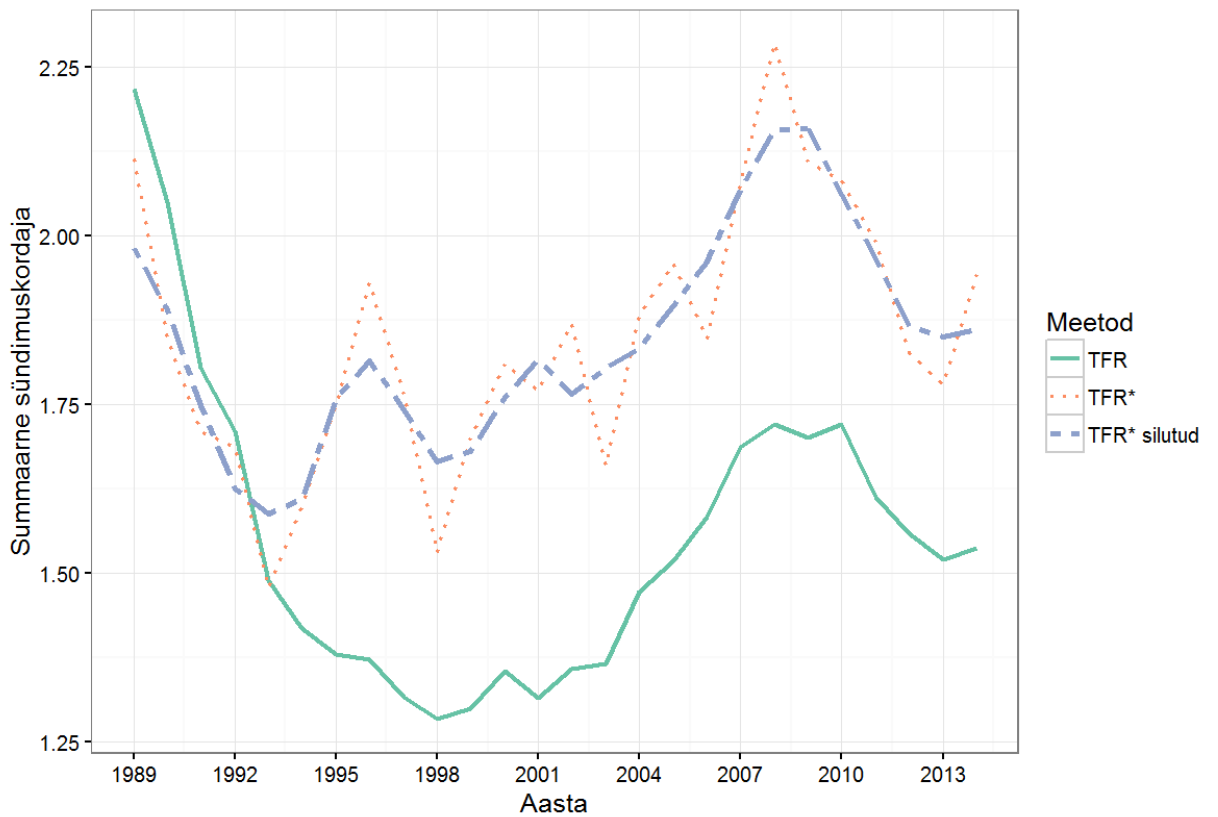
Joonis 3: Sündimus vanuse kaupa 2000-2014

Tempo-täpsustus Bongaarts-Feeney meetodil

Tempo-täpsustatud summaarne sündimuskordaja TFR* on leitud vastavalt Bongaarts-Feeney meetodile Statistikaameti andmete RV0211, RV0212 ja RV129 põhjal, millest kaks esimest näitavad rahvaarvu ja viimane elussündide arvu ema vanuse järgi [ESA, c, d, e].

Joonisel 4 on ajavahemikus 1989 kuni 2014 kujutatud nii tempo-täpsustamata summaarset sündimuskordajat TFR kui ka täpsustatud TFR-i (TFR*). Kuna TFR* kõigub märkimisväärselt, kus üles-alla liikumised on raskesti tõlgendatavad [Sobotka 2003] ehk tõenäoliselt juhuslikud, on vastavalt kirjanduse eeskujule [Goldstein, Sobotka, Jasilioniene 2009] esitatud lisaks silutud TFR*, mille aluseks on kolme aasta keskmine näitaja (otspunktide puhul kahe aasta). Arvestades joonisel 4 nähtavat tempo-täpsustatud TFR-i kõikumist, tundub see olevat otstarbekas valik ning on võimalik, et saadud aegrida tuleks veel enam siluda.

Jooniselt 4 on näha, et 80-ndate lõpus ja 90-ndate alguses on mõõdetud TFR kõrgem kui tempo-täpsustatud TFR*. Tõenäoliselt avaldab sel ajal mõju veel 80-ndate ja 90-ndate alguse madal sünnitaja keskmine vanus, mis saavutas põhja 1993. aastal [Tiit 2011]. Alates sellest ajast on ema keskmine vanus pidevalt kasvanud [Tiit 2011], mis annab põhjust eeldada, et naised on laste sünnitamist edasi lükanud. Sellest tingituna on TFR* edaspidi kõrgem kui TFR, saavutades suurima erinevuse 2001. aastaks, mil TFR* oli enam kui 0,5 lapse võrra kõrgem kui TFR. Arvestades Eesti madalat sündimust, on see suur erinevus. Edasi hakkas erinevus vähenema ehk sünnitamist enam nii palju edasi ei lükatud, olles viimastel aastatel suhteliselt stabiilselt 0,3 juures. Sellist erinevust, kus TFR* on kõrgem kui TFR, on Puur ja Klesment nimetanud negatiivseks tempo efektiks, 90-ndate alguse vastupidist juhtu aga positiivseks tempo efektiks [Puur, Klesment 2011].



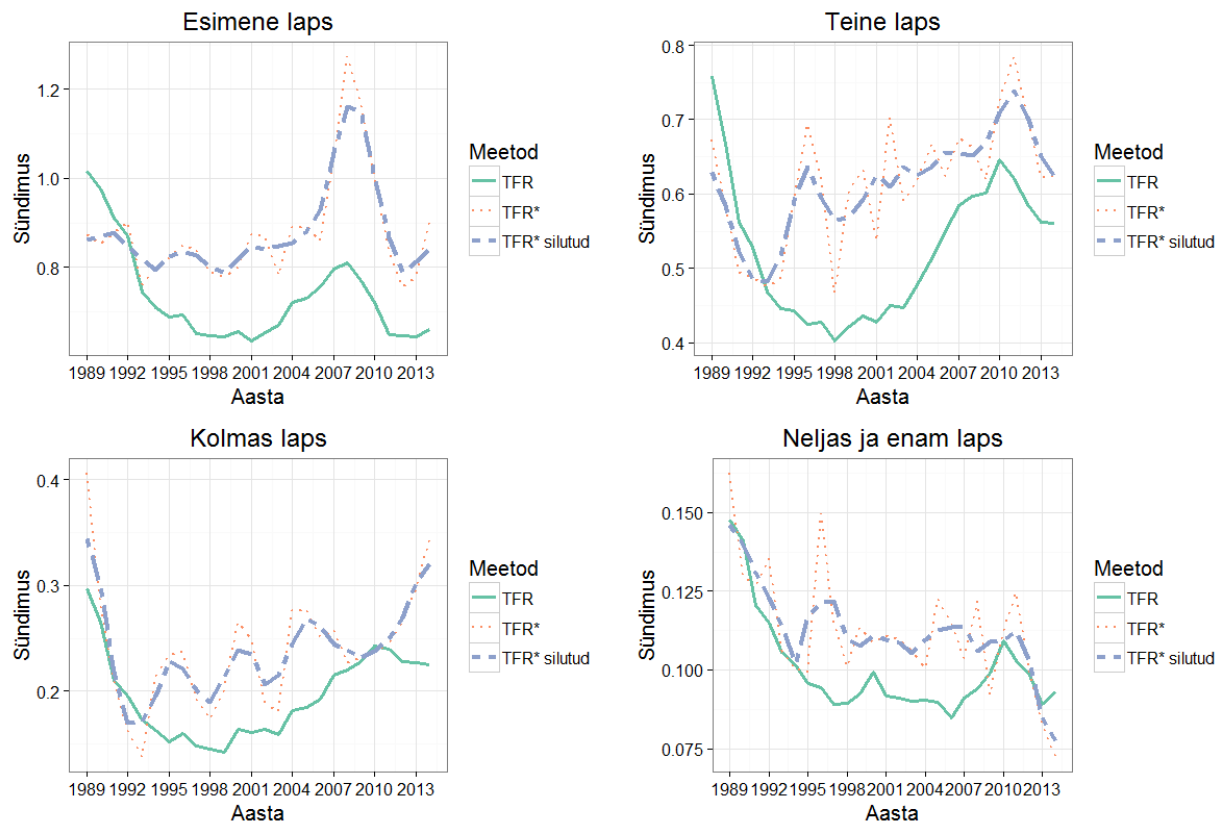
Joonis 4: Summaarne sündimuskordaja 1989-2014

Sellal kui TFR on üle taastetaseme 2,06 vaid 1989. aastal, langedes pärast seda väga järsult, annab TFR* enam lootust eesti rahva püsijäämisele, olles üle taastetaseme neljal järjestikusel aastal 2000-ndate lõpus. Kuid nagu optimismi ohjeldades märgivad samuti Eesti andmete põhjal tempo-täpsustatud summaarset sündimuskordajat uurinud Puur ja Rahnu [Puur, Rahnu 2011], siis “tuleb silmas pidada, et ajastuskorrigeeritud näitarvud kujutavad endast arvutuslikul teel leitud suurusi, mis rajanevad teatud tehnilistel eeldustel.”

Bongaarts-Feeney meetodil on võimalik tempo-täpsustatud sündimuskordajaid arvutada ka laste sünnijärjekorra põhjal ehk leida summaarsed sündimuse järjestuskordajad. Joonisel 5

kujutatud järjestuskordajad näitavad, kui palju keskmiselt vastava sünnijärjekorraga lapsi naine elu jooksul sünnitab. Kindlasti ei saa ükski naine elu jooksul sünnitada enam kui ühte esiklast ega ka enam kui ühte mis tahes sünnijärjekorraga last, seetõttu sisaldab joonisel 5 kujutatud esimese lapse summaarne sündimuskordaja TFR_1 teatavat vastuolu: 1989. aastal mõõdetatud andmete põhjal arvutatud vastav näitaja on üle ühe. Selles pole aga midagi erakordset: näiteks Ameerika Ühendriikides ületas TFR_1 1940-ndatel ja 1950-ndatel enamikel aastatel märgilise ühe lapse piiri [Bongaarts, Feeney 1998]. Ebareaalselt kõrge TFR_1 1989. aastal oli põhjustatud tempo efektidest, täpsemalt sünnitamise ettepoole toomisest, ning nagu joonisel 5 näha, siis pärast tempo-täpsustusega see vastuolu kaob ehk tempo-täpsustus täidab oma eesmärgi. Küll aga on tempo-täpsustatud näitaja TFR^* mitmel järjestikkusel aastal 2000-ndate lõpus üle ühe ja seda ka pärast silumist, mis võib olla tingitud Bongaarts-Feeney meetodi sobimatusest sünnitamise keskmiste vanuste suurte muutuste korral. Valemi (2) põhjal on selge, et kui j -nda lapse sünnitamisel läheneb keskmise vanuse aastane muutus r_j ühele aastale, põhjustab see lõpmatult suurt tempo-täpsustust ehk TFR_j^* väärtus võib teoreetiliselt olla lõpmatult suur. Kui r_j on aga üle ühe aasta, muutub TFR_j^* -i väärtus hoopiski negatiivseks.

Teise, kolmanda ja neljanda ning enam lapse summaarsete sündimuse järjestuskordajatega eeltoodud probleeme ei esine.



Joonis 5: Summaarsed sündimuse järjestuskordajad 1989-2014

Kõik joonisel 5 kujutatud summaarsed sündimuse järjestuskordajad liiguvad küllaltki samale seaduspärale alludes: 90-ndate alguses toimub suur langus, mis kümnendi lõpuks pidurdub ning 2000-ndate alguses pöördub tõusuks, hakates 2010-ndatel aastatel uuesti langema. Vastavate tempo-täpsustatud näitajate korral langus peatub või pöördub tõusule kõigil juhtudel varem – see kajastub ilmekalt ka TFR*-i näol joonisel 4. Kui esimese ja teise lapse korral saavutab TFR* oma langusjärgse tipu 2000-ndate lõpus, mis langeb kokku ka vaadeldud andmete põhjal arvatud TFR-iga, siis kolmanda lapse TFR* on kõrgeim vaadeldava perioodi lõpus 2014. aastal.

Tempo-täpsustus Kohler-Ortega meetodil

Kohler-Ortega meetodil ajastuskorrigeeritud summaarsete sündimuskordajate arvutamine on kahtlemata töömahukam ja nõuab ka rohkem andmeid võrreldes Bongaarts-Feeney meetodiga. Kitsaskohaks, millele on tähelepanu juhtinud ka Puur ja Klesment [Puur, Klesment 2011], on just vajalike andmete puudumine: kuigi keerulisemad meetodid on olemas, viidates Kohlerile ja Philipovile ning Kohlerile ja Ortégale, takistab nende meetodite rakendamist korraliste vanuse- ja sünnijärjekorra-spetsiifiliste sünnitusintensiivsuste kohta käivate andmete puudumine, ja seda ka Eestis. Õnneks ei pruugi see probleem olla ületamatu.

Naiste vanuse ja laste arvu põhised andmed

Eesti Statistikaameti avalikes andmebaasides puuduvad iga-aastased vanuse ja sünnitatud laste arvu põhised andmed naiste kohta. Seetõttu pole võimalik vahetult arvutada sünnitamise toimumise ja riski suhteid ehk sünnitusintensiivsusi vastavalt ema vanusele ja sündiva lapse sünnijärjekorrale.

Naiste arvud vanuse ja laste arvu kaupa on olemas 2000. ja 2011. aasta rahvaloenduse andmetes. Võttes need aluseks, on võimalik koostada andmestik, mis sisaldab neid näitajaid ajaperioodi 2000 – 2015 kohta, kui on olemas iga-aastased andmed ema vanuse ja lapse sünnijärjekorra põhiste sündide arvu kohta. Juhul kui suremust, sündimust ega migratsiooni arvesse mitte võtta, on t -ndal aastal j lapse emasid, kes on a aastat vanad, sama palju, kui oli $t-1$. aastal $a-1$ aastasi j lapse emasid. Võttes arvesse sündimust, peame liitma emade arvule $t-1$. aastal j -nda lapse sünnitanud emade arvu ning lahutama $j+1$ lapse sünnitanud emade arvu. Migratsiooni ja suremuse kohta võib eeldada, et need ei sõltu laste arvust [Ortega,

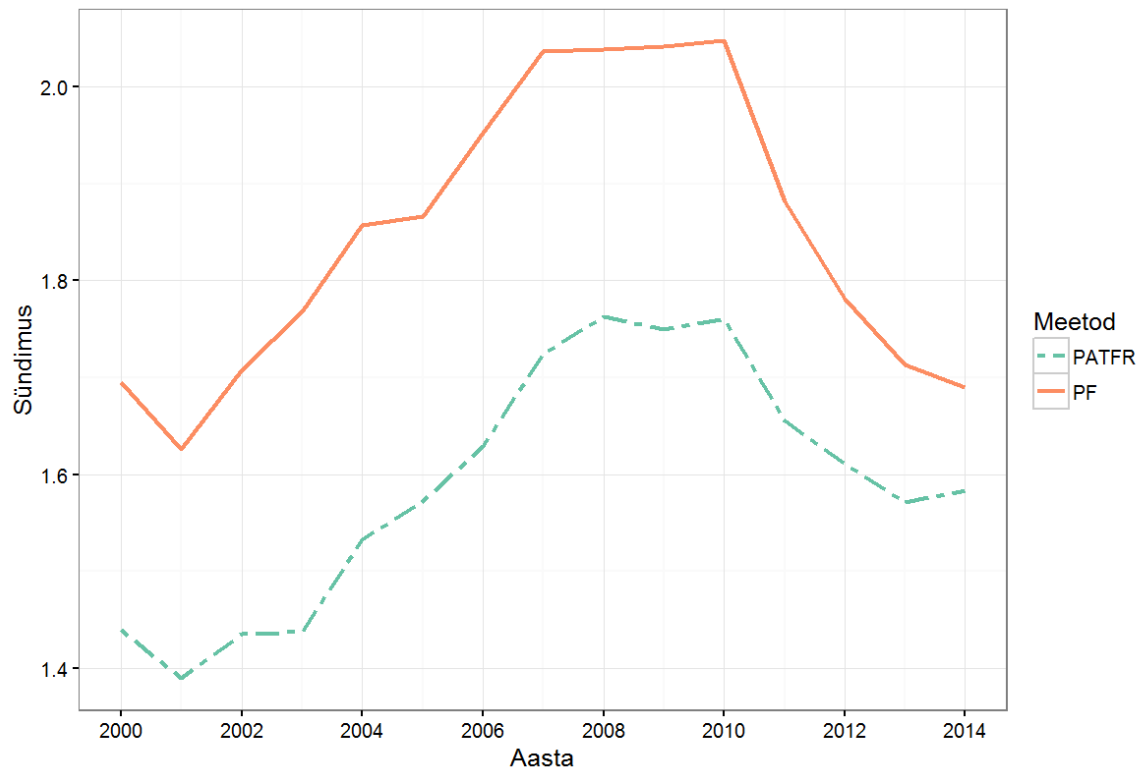
Koher 2002] ning vanuste kaupa on teada nii suremuse kui ka migratsiooni komponenti sisaldav rahvaarvu muutus.

Algandmetena on teada 2000. aasta 31. märtsi naiste arvud vastavalt elu jooksul sünnitatud laste arvule ja vanusele. Kasutades neid sagedusi 2000. aasta 1. jaanuari rahvaarvu peal, on olemas vajalikud andmed uuritava perioodi alguses. Siinkohal loetakse 31. detsembril 2011 loendatud rahvaarvu samaaegseks 2012. aasta 1. jaanuari rahvaarvuga, mille saab võtta vaheseisuks, mille põhjal täpsustada ka rahvaloenduste vahepealsesse perioodi jäävaid sündide arvu pealt tuletatud näitajaid. Seejuures tuleb silmas pidada, et rahvaloendusel esineb teatav alakaetus, hinnanguliselt vähemalt 1,2% [ESA, h], ehk rahvaloenduse andmetest saab vanuse ja laste arvu põhised emade arvu sagedused, mis tuleb omakorda üle kanda 2012. 1. jaanuari vastavas vanuses emade arvule. Näiteks olgu tuletatud andmete põhjal 2012. aasta 1. jaanuaril 32-aastasi kahe lapse emasid 2200. Olgu rahvaloenduse andmetel, täpsemalt üle kandes rahvaloenduse põhjal saadud sagedused 2012. aasta 1. jaanuari naiste arvule, 2000 kahe lapse ema. Erinevus on 200 inimest. Igal eelneval aastal olgu see erinevus väiksem, kuni 2000. aastaks on erinevus null. Lisaks saab vahepealsete aastate emade arvu korrigeerida nii, et kõikide antud vanuses emade summa võrduks Statistikaameti andmete põhise vastavas vanuses naiste üldarvuga, seejuures suhtelised sagedused samaks jättes. Iga-aastaste sünniandmete kombineerimist rahvaloenduse andmetega on soovitanud ka meetodi autorid Kohler ja Ortega [Ortega, Kohler 2002]. Töös kasutatav andmestik on sellisel viisil koostatud ESA avalikult kättesaadavate andmete RL211, RL0411, RV129 ja RV0212 põhjal, mis on vastavalt vanuse ja sünnitatud laste arvu põhised naiste arvud 2000. ja 2011. aasta rahvaloenduse seisuga, ema vanuse ja lapse sünnijärjekorra andmed elussündide arvu kohta ning viimastest andmetest on kättesaadavad naiste arvud vanuste lõikes [ESA, f, g, c, e].

Tempo-täpsustus tuletatud andmete põhjal

Kohler-Ortega meetodi rakendamisel leitav tempo-täpsustatud sündimusnäitaja – perioodi sündimusindeks (*Period Fertility index, PF*) – on arvatud aastate 2000 kuni 2014 kohta. Lisaks on arvatud ka PATFR indeksid, mis on samal meetodil arvatud suurused kasutades tempo-täpsustamata sünnitusintensiivsusi.

Erinevalt Bongaarts-Feeney meetodil leitud tempo-täpsustatud sündimusnäitajast TFR*, ei ole PF-i pärast arvutamist silutud, küll aga on silutud esialgsete sünnitusintensiivsuste põhjal arvatud sünnijärjekorra põhiste sünnitamise keskmiste vanuste muutusi ja keskmiste vanuste dispersioonide muutusi. Seda soovivad ka meetodi autorid [Kohler, Ortega 2002], kummatigi poleks eelnevat silumist kasutamata tempo-täpsustuse saamiseks vajalik iteratiivne protsess andnud tulemusi. Lisaks sellele on tempo-täpsustuste arvutamisel välja jäetud osad kõrgemate sünnijärjekordade nooremate vanuste sünnitusintensiivsused. Neis kategooriates on *riskialuste* naiste arv väga madal, mis põhjustab suuri kõikumisi sünnitusintensiivsustes [Ortega, Kohler 2002], samuti halvates omakorda iteratsiooni töö. PF-i arvutamisel on selliste täpsustamisest välja jäänud väärtuste asemel kasutatud tempo-täpsustamata intensiivsusi.

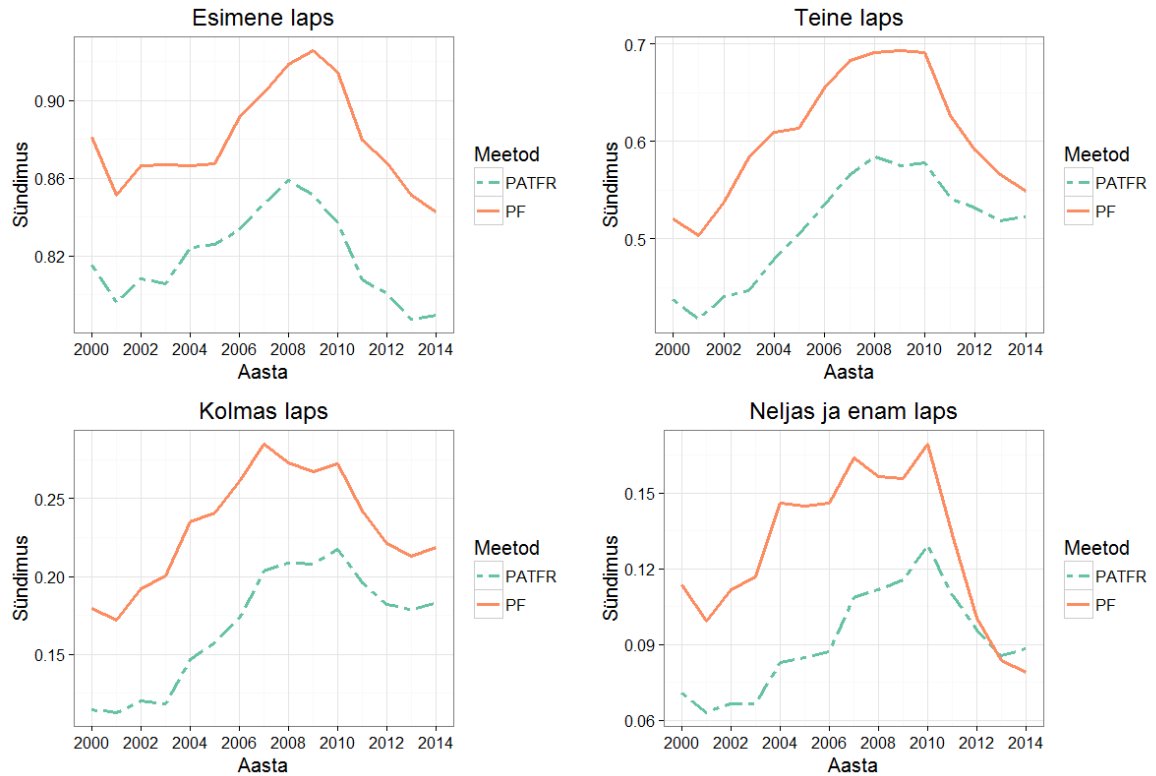


Joonis 6: Perioodi sündimusindeks 2000 – 2014

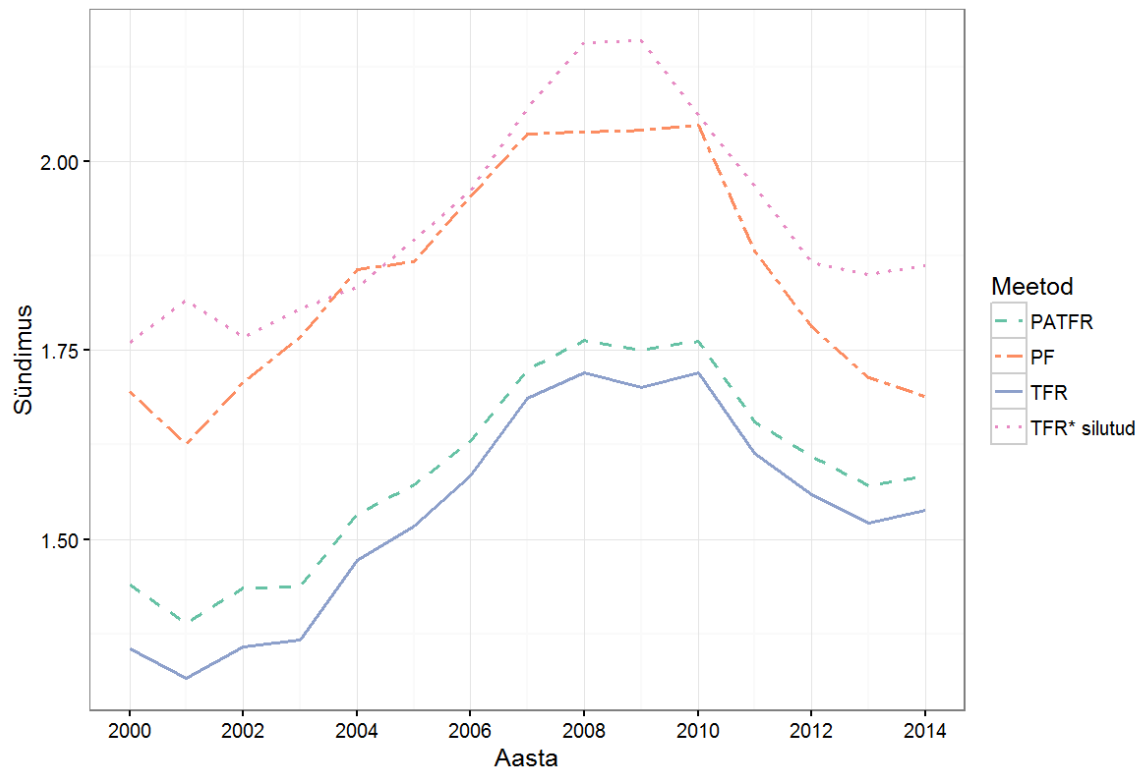
Joonisel 6 kujutatud perioodi sündimusindeks on läbi vaadeldavate aastate 2000 – 2014 kõrgem kui vastav tempo-täpsustamata näitaja PATFR indeks. Kõige suurem negatiivne tempo efekt on olnud aastatel 2003 – 2007, mil PF-i ja PATFR-i erinevus oli keskmiselt enam kui 0,3 last. 2014. aastal oli erinevus vaid 0,1. PF ei ületa ühelgi aastal taastetaset 2,06, kuigi aastatel 2007 – 2010 on see väga lähedal.

Erinevalt Bongaarts-Feeney meetodi vastavast näitajast TFR_1^* , ei ületa joonisel 7 teiste seas kujutatud esimese lapse sündimusindeks PF_1 mitte ühelgi aastal ühe lapse piiri. Kahjuks ei ole teada, kuidas PF_1 oleks käitunud 1989. aastal, mil TFR oli vaadeldud andmete põhjal üle ühe.

Kõikide sünnijärjekordade puhul liiguvad PF ja PATFR võrdlemisi samas suunas, vaid neljanda ja enam lapse korral langeb PF 2010-ndatel aastatel väga kiiresti, langedes 2014. aastaks isegi madalamale kui PATFR. Üldpilti see aga väga ei mõjuta, arvestades, et neljandaid ja enam lapsi sünnib kordades vähem kui esimesi või teisi lapsi.



Joonis 7: Perioodi sündimusindeks vastavalt sünnijärjekorrale 2000 – 2014



Joonis 8: Tempo-täpsustatud summaarne sündimuskordaja ja perioodi sündimusindeks

Joonisel 8 on kujutatud mõlemat tempo-täpsustatud sündimuse näitajat koos. Kui vaadata tempo-täpsustamata andmete põhjal arvatud näitajaid TFR ja PATFR, siis PATFR hindab kõigil vaadeldud aastatel sündimust kõrgemaks kui TFR. TFR ja PATFR liiguvad samades suundades – kui tõuseb TFR, tõuseb ka PATFR, vastassuunalist liikumist ei esine ühelgi aastal. Sama ei kehti tempo-täpsustatud näitajate TFR* ja PF kohta: TFR* tõuseb 2000. aastal, PF aga langeb ning 2001. aastal vastupidi, kuid kui perioodi algus 2000 – 2001 välja jätta, liiguvad PF ja TFR* suhteliselt paralleelselt, seejuures on PF peaaegu kõigil aastatel madalam kui TFR*, erandiks on aasta 2004. Lahknevus sündimuse hinnangutes kasvab viimastel aastatel: 2014. aastal TFR* hindab sündimust 0,17 võrra kõrgemaks kui PF.

Kohler-Ortega meetodil leitud tempo-täpsustatud sündimusnäitaja PF annab konservatiivsemaid hinnanguid kui Bongaarts-Feeney TFR* ehk sünnitamise edasilükkamise mõju hinnatakse väiksemaks. Kahjuks ei saa Eesti andmete põhjal vaadata, kuidas antud näitajad käituksid teineteisega võrrelduna situatsioonis, kus tuleks sündimust tempo-täpsustada tulenevalt sündimuse nihkumisest nooremasse ikka.

Kokkuvõte

Tempo-täpsustuse meetodite olemasolu on Eesti näite põhjal, kus esineb sünnitamise edasilükkamist, kindlasti tänuväärne ning nende rakendamine annab võimaluse uueks vaatenurgaks sündimusnäitajatele. Tänu teadmisele, et sünnitamist lükatakse edasi, ei ole üllatav, et tempo-täpsustuse rakendamine Eesti andmetele annab üldjuhul tulemuseks kõrgemad sündimusnäitajad kui täpsustamata andmete kasutamine.

Kahest töös kasutatud meetodist on Bongaarts-Feeney meetod kindlasti lihtsamini rakendatav. Eesti näitel on Bongaarts-Feeney meetodi eeliseks andmete kättesaadavus, erinevalt Kohler-Ortega meetodist, mille rakendamine Eesti andmetele nõuab olulisel määral eeltööd vajaliku andmestiku koostamisel. Siiski on raske öelda, kumb meetod annab täpsema tulemuse ehk kumb täpsustab mõõdetud sündimust paremini. Kuna mõlemad näitajad on tingimuslikud, eeldades hüpoteetilist olukorda, kui ei oleks tempo efekte, ei saa saadud tulemusi mingite mõõdetud näitajatega võrrelda. Bongaarts-Feeney meetodi puhul saab puudusena välja tuua teatava vastuolu ilmnemise: mitme aasta andmete põhjal sünnitatakse rohkem kui üks esiklaps, samas Kohler-Ortega meetodi puhul ei ole teada, kui täpselt konstrueeritud andmed tegelikkusele vastavad ning kas ja kui palju antud asjaolu omakorda tulemusi moonutada võib.

Kohler-Ortega meetodi jaoks tarviliku andmestiku koostamist võib võtta kui eraldiseisvat ülesannet. Loodetavasti saab töö kõrvaltulemusena leitud sünnitusintensiivsusi ka tulevikus rakendada, kuigi kuna antud andmestiku koostamine ei olnud töös primaarne, võib eeldada, et selles vallas on võimalik täiendusi ja täpsustusi teha.

Kasutatud kirjandus

1. Bongaarts, John; Feeney, Griffith 1998: „On the quantum and tempo of fertility“. *Population and Development Review* 24, 2: 271-291
2. Bongaarts, John; Feeney, Griffith 2003: “Estimating mean lifetime”. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 100, 23: 13127–13133
3. Eesti Statistikaamet (ESA). www.stat.ee
 - a. www.stat.ee/277477
Vaadatud 29.04.2016
 - b. www.stat.ee/29947
Vaadatud 29.04.2016
 - c. RV129: ELUSSÜNDINUD EMA VANUSE JA SÜNNIJÄRJEKORRA JÄRGI
 - d. RV02111: RAHVASTIK SOO JA VANUSE JÄRGI
 - e. RV0212: RAHVASTIK AASTA ALGUSES JA AASTAKESKMINE RAHVAAARV SOO JA VANUSE JÄRGI
 - f. RL211: NAISED SEADUSLIKU JA TEGELIKU PEREKONNASEISU, VANUSE, RAHVUSE JA SÜNNITATUD LASTE ARVU JÄRGI
 - g. RL0411: NAISED SÜNNITATUD LASTE ARVU, VANUSE JA RAHVUSE JÄRGI, 31. DETSEMBER 2011
 - h. Rahva ja eluruumide loendus 2011. Koondaruanne.
4. Goldstein, Joshua; Sobotka, Tomáš; Jasilioniene, Aiva 2009: “The End of "Lowest-Low" Fertility?” *Population and Development Review* 35, 4: 663-699
5. Hajnal, John 1947: “The analysis of birth statistics in the light of the recent international recovery of the birth-rate”. *Population Studies* 1: 137–164

6. Imhoff, Evert van 2001: "On the quantum of fertility: Demographic indices for understanding changes in family formation processes". Konverentsiettekannet.
7. Imhoff, Evert van; Keilman, Nico 2000: „On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment“. *Population and Development Review* 26, 3: 549-553
8. Jasilioniene, A.; Jdanov, D. A.; Sobotka, T.; Andreev, E. M.; Zeman, K.; Shkolnikov, V. M. 2015: „Methods Protocol for the Human Fertility Database“. <http://www.humanfertility.org/Docs/methods.pdf>
Vaadatud 29.04.2016
9. Katus, Kalev 1993: „Mõtmekeelne demograafiasõnastik“.
10. Kohler, Hans-Peter; Ortega, Jose Antonio 2002: „Tempo-adjusted period parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility“. *Demographic Research* 6, 6: 91-144
11. Kohler, Hans-Peter; Philipov, Dimiter 2001: „Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula“. *Demography* 38, 1: 1-16
12. Luy, Marc 2010: "Tempo Effects and their Relevance in Demographic Analysis". *Comparative Population Studies–Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35, 3: 415-446
13. Luy, Marc; Pötsch, Olga 2010: "Estimates of the Tempo-adjusted Total Fertility Rate in Western and Eastern Germany, 1955-2008". *Comparative Population Studies–Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35, 3: 605-636
14. Ortega, Jose Antonio; Kohler, Hans-Peter 2002: „Measuring low fertility: Rethinking demographic methods“. Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany. Working Paper.
15. Puur, Allan; Klesment, Martin 2011: „Signs of a stable or provisional increase in fertility? Reflections on developments in Estonia“. *Demograafia* 54, 5: 31-55
16. Puur, Allan; Rahnu, Leen 2011: „Teine demograafiline üleminek ja Eesti rahvastiku nüüdisareng“. *Akadeemia* 23, 12: 2225-2272

17. Sobotka, Tomáš 2003: "Tempo-quantum and period-cohort interplay in fertility changes in Europe: Evidence from the Czech Republic, Italy, the Netherlands and Sweden". *Demographic Research* 8, 6: 151-213
18. The World Bank.
data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.CBRT.IN
Vaadatud 29.04.2016
19. Tiit, Ene-Margit 2000: "Sündimuse dünaamika Eestis. Mõjutused, trend ja prognoos Euroopa rahvastikuprotsesside taustal". Uurimisprojekti aruanne.
20. Tiit, Ene-Margit 2011: "Eesti rahvastik. Viis põlvkonda ja kümme loendust".

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, Mats Ploompuu,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Sündimust iseloomustavad tempo-täpsustatud näitajad“, mille juhendaja on Mare Vähi,
 - 1.2 reprodutseerimiseks säilitamise ja üldsusele kättesaadavaks tegemise eesmärgil, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace-is lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
 - 1.3 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tartu Ülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace'i kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
2. Olen teadlik, et punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest tulenevaid õigusi.

Tartus, 29.04.2016