

TARTU ÜLIKOOL
EESTI MEREINSTITUUT JA
ÖKOLOOGIA JA MAATEADUSTE INSTITUUT
ZOOLOOGIA OSAKOND
LOODUSRESSURSSIDE ÕPPETOOL

Kristiina Hommik

**Lesta (*Platichthys flesus trachurus*) vanuselise koosseisu modelleerimine
Küdema lahe andmestiku põhjal – kahe meetodi võrdlus**

Magistritöö

Juhendajad: Redik Eschbaum

Margit Eero

Tartu 2015

SISUKORD

Sissejuhatus.....	3
1. Kirjanduse ülevaade lesta bioloogiast ja majandamisest.....	6
1.1 Elupaik.....	6
1.2 Sigimine.....	7
1.3 Kasvukiirus.....	8
1.4 Lesta tähtsus töönduspüügis.....	10
1.5 Lesta varude suuruse hindamine.....	10
1.6 Lesta vanuse määramise problemaatilisus.....	11
2. Materjal ja metoodika.....	14
2.1 Uurimisala ja andmete kogumise metoodika.....	14
2.2 Andmete analüüs.....	16
2.2.1 Kasvuparameetrid.....	16
2.2.2 Vanuselise koosseisu modelleerimine.....	17
2.2.2.1 Vanuselise „lõikamise” meetod.....	17
2.2.2.2 Statistilise „lõikamise” meetod.....	18
2.3 Meetodite võrdlus ja hinnang andmete sobilikkusele varu seisundi hindamiseks.....	19
3. Tulemused.....	21
3.1 Kasvuparameetrid.....	21
3.2 Vanuselise koosseisu modelleerimine.....	22
3.2.1 Vanuselise koosseisu võrdlus.....	24
3.2.2 Vanuselise koosseisu mõju põlvkonna tugevuse ja suremuse hindamisele.....	30
4. Arutelu.....	32
4.1 Kasvuparameetrid.....	32
4.2 Meetodite võrdlus.....	33
4.3 Andmete sobivus ja vanuselise koosseisu mõju suremuse hindamiseks.....	35
4.4 Andmete sobivus ja vanuselise koosseisu mõju põlvkondade tugevuse hindamiseks.....	36
Kokkuvõte.....	38
Tänuavaldused.....	40
Kasutatud kirjandus.....	41
Summary.....	46

SISSEJUHATUS

Kalandus on läbi ajaloo olnud üks tähtsamaid elatus- ja majandusharusid. Eelkõige mereriikidele on kalandus üheks oluliseks tulu- ja elatusallikaks. Sellest tulenevalt on tähtis omada teadmisi kalapopulatsioonide arvukusest ja varu seisundi muutustest ajas, mis võimaldab rakendada jätkusuutlikku kalavarude majandamist. Kalavarude seisundi hindamiseks on välja töötatud mitmeid meetodeid, mis varieeruvad nii analüütilise keerukuse kui ka vajamineva alusandmestiku poolest. Üheks enamarenenud ja informatiivsemaiks, samas aga andmete suhtes nõudlikumaks, kalavarude suuruse hindamise meetodite grupiks on mudelid, mis nõuavad informatsiooni varu vanuselise koosseisust. Kalade vanuste määramine toimub erinevatelt kaltsifitseerunud struktuuridelt, näiteks soomused, selgrootülid, lõpusekaas ja otoliidid. Vanuste määramine on aga kulukas, nii ajaliselt kui rahaliselt. Lisaks sellele esineb liike, mille puhul vanuse määramine on väga keerukas või pole üldse võimalik, sealhulgas paljud troopilised kalaliigid (Sparre & Venema, 1998). Samas võib nende näol tegemist olla tõenduslikult oluliste kalaliikidega, mille puhul soovitakse võimalikult täpset hinnangut varude seisundile.

Üheks võimalikuks lahenduseks, mida vanuselise koosseisu andmerea puudumisel kasutatakse, on pikkusjaotuse andmete teisendamine vanuselise struktuuriks (Sparre & Venema, 1998). Üle maailma leidub andmebaase, mis sisaldavad kalade kohta pikki pikkusageduse andmeridu (Pauly, 1987) ja pikkusandmete kogumine on reeglina ka vähem kulukas ja aeganõudev. Pikkusjaotuse andmestikud võivad kohati olla alakasutatud varu seisundi hindamisel, kui vanuse andmed on kas piiratud või pole üldse kättesaadavad. Pikkuselt vanusele üleminekuks on välja töötatud mitmeid meetodeid. Kaks laialdaselt kasutusel olevat meetodit on vanuselise „lõikamise” (ingl k. *knife edge*) ja statistilise „lõikamise” (ingl k. *statistical slicing*) meetod. Mõlemad meetodid põhinevad von Bertalanffy kasvuparameetritel, kuid erinevad üksteisest keerukuse ja statistilise tagapõhja poolest. Alternatiivse võimalusena võib hoopiski kasutada puhtalt pikkuspõhiseid varude hindamise meetodeid, mis ei eelda informatsiooni kasvust. Nende rakendamine ei pruugi olla sobilik kõigil juhtudel, kuid seesugused meetodid on kasutusel näiteks majanduslikult tähtsate koorikloomade varude hindamisel. Hea ülevaate pikkuspõhistest meetoditest annab Punt *et al.* (2013).

Vanuselise koosseisu andmete puudulikkus on probleemiks ka Läänemeres, näiteks lesta (*Platichthys flesus trachurus*) puhul, mis on valitud käesolevas töös mudelliigiks. Lest on üks rahvusvaheliselt oluline kalaliik Läänemeres, nii majanduslikult kui ökoloogiliselt. Praegusel

ajal on lest rohkem kaaspüügi liik, kuid esineb siiski riike, kus praktiseeritakse spetsiaalset lestale suunatud püüki. Majanduslikult jääb tähtsusetult lest alla näiteks tursale (*Gadus morhua*), räimele (*Clupea harengus*), kilule (*Sprattus sprattus*) ja lõhele (*Salmo salar*). Siiski on lest oluline Läänemere ökosüsteemi osa ja püükides laialdaselt esindatud. Seega on Läänemere ökosüsteemi ja kalavarude majandamisel oluline omada informatsiooni lesta populatsioonide seisundist ja dünaamikast, mis on praegusel hetkel suhteliselt puudulik (ICES, 2014). Üheks oluliseks põhjuseks on see, et Läänemeres pole lesta populatsioonide piirid täpselt defineeritud (Florin & Höglund, 2008; ICES, 2010, 2014). Lisaks sellele on varude analüütiliseks hindamiseks vajalik andmete hulk ja analüüs hetkel ebapiisav (ICES, 2014). Selleks, et arendada kalavarude analüütilisi hindamise võimalusi tulevikus, on vaja arendada ja uurida meetodeid, mis võimaldaksid kasutada pikkusjaotuse andmeridu kombineeritult olemasolevate andmetega. Taolisi meetodeid on ICES (Rahvusvaheline Mereuurimise Nõukogu) katsetanud Läänemere lesta puhul (ICES, 2014, 2014b) ning leidnud, et nende meetodite lähem analüüs ja valideerimine määratud vanustega on vajalik, enne kui neid saab praktiliselt varude suuruse hindamisel kasutada. Käolev töö on seega panus antud temaatikasse.

Käesoleva töö eesmärgiks on katsetada Eestis senini kasutust veel mitte leidnud matemaatilisi meetodeid kalapopulatsioonide vanuselise koosseisu modelleerimiseks. Töös rakendatud meetodeid on varasemalt kasutatud näiteks hariliku tuuni (*Thunnus thynnus*) (Kell & Ortiz, 2011) ja mõõkkala (*Xiphias gladius*) (Kell & Kell, 2011) vanuselise koosseisu modelleerimiseks. Nendes töödes võrreldi, kuidas kaks matemaatilisel erinevat meetodit vanuselise koosseisu modelleerimiseks mõjutavad vastavaid varu seisundi parameetreid. Mainitud töödes ega ka varasemalt läbiviidud lesta andmete analüüsis (ICES, 2014), aga ei valideeritud modelleeritud vanuseid määratud vanustega. Kuna vanuste modelleerimist on enamasti rakendatud juhtudel, kus määratud vanused puuduvad, siis ei ole modelleeritud tulemuste valideerimine tihti võimalik. Käesoleva töö üheks eesmärgiks on täita seda lünka kalade vanuselise koosseisu modelleerimise meetodite kvaliteedi hinnangus ja võrrelda kui palju erineb modelleeritud vanuseline koosseis „tegelikkusest” ehk siis vanuselisest koosseisust, mis põhineb vanuste määramisel otoliitidelt.

Töös rakendatud vanuselise koosseisu modelleerimise meetodid tuginevad von Bertalanffy kasvuparameetritele. Samas kalade kasvu mõjutavad mitmed biotilised ja abiotilised tegurid ning kasvukiirus võib aastati olla erinev. Sellest tulenevalt on töö teiseks eesmärgiks hinnata, kui olulist tähtsust vanuselise koosseisu modelleerimisel omab kasvuparameetrite

„ajakohasus”. See tähendab, et soovitakse anda hinnang sellele, kui suur viga võib tekkida vanuselise koosseisu modelleerimisel aastatel, mil kalade kasv on olnud erinev sellest ajaperioodist, mis on võetud aluseks kasvuparameetrite arvutamisel. Selle põhjal on võimalik järeldada, kas pikkade pikkusjaotuste aegridade puhul piisab vanuse andmetest näiteks paari viimase aasta kohta, et usaldusväärselt modelleerida vanuselist koosseisu pikemal ajaperioodil.

Selleks, et anda realistlikku hinnangut varu seisundi ja suuruse kohta, peab tuvastama ka sobilikud kohad algandmete ehk kalaproovide kogumiseks. Käesolev töö põhineb Küdema lahest pärinevatel andmetel. Küdema lahe näol on tegemist piirkonnaga, mis teoreetiliselt peaks sobima kirjeldamiseks Läänemere kirdeosas paikneva lesta olukorda. Kuna lesta populatsioonide piirid on mõnevõrra ähmased, siis sellest lähtuvalt on püsitatud ka käesoleva töö kolmas eesmärk, milleks on hinnata, kui sobiv on Küdema lahe lesta andmestik hindamiseks erinevaid varu seisundi parameetreid ning millist mõju omab modelleeritud vanuseliste koosseisude kasutamine põlvkondade tugevuse ja suremuse hindamisele võrreldes „tegeliku” vanuselise koosseisuga. Tulemusest sõltuvalt on võimalik teha järeldusi, kas Küdema lahe andmestik esindab ühte terviklikku lesta varuühikut ja seega, kas neid andmeid on sobilik kasutada tegemaks järeldusi lesta varu seisundi hindamiseks suuremas plaanis.

Küdema lahe lesta sarnased andmestikud on iseloomulikud ka paljudele rannikumere kalaliikidele. Võrreldes selliste avamere liikidega nagu räim, kilu ja tursk, on andmete hulk rannikumere kalade kohta kesisem. Siiski on rannikumere liikide kohta olemas suhteliselt pikaajalised ja kohati mahukad andmestikud, mis on sageli varude seisundi hindamise koha pealt alakasutatud. Kuna lesta ja teiste rannikumere kalaliikide olemasolevad andmestikud on oma olemuse poolest sarnased, saab käesoleva töö tulemusi meetodite hindamise ja vastavate kitsaskohtade esiletoomise koha pealt kasutada ka tulevikus teiste liikide puhul.

Käesoleva töö esimeses osas antakse kirjanduslik ülevaade lesta bioloogiast ja varu majandamisest Läänemeres. Ülevaade lesta rollist Läänemere töönduspüügis ja kalavarude majandamises annab tausta käesoleva töö tulemuste rakendatavusele. Mudelorganismi liigiliste eripärade teadmine, eriti kasvust ja levikualast on heaks aluseks valikute tegemisel seoses vanuselise koosseisu modelleerimisega ja aitab tõlgendada saadud tulemusi. Töö teine osa keskendub lesta vanuselise koosseisu modelleerimisele ja kahe rakendatud meetodi (statistiline ja vanuseline „lõikamine”) võrdlemisel nii omavahel kui ka määratud vanustega.

1. KIRJANDUSE ÜLEVAADE LESTA BIOLOOGIAST JA MAJANDAMISEST

1.1 Elupaik

Lesta alamliigid on levinud Barentsi ja Valges meres mööda Euroopat Vahemereni, Musta ja Aasovi mereni ning Läänemeres (Mikelsaar 1984). Olenemata oma merelisest päritolust, võib lesta Läänemeres leida kõikjal. Harvemini kohtab teda madalama soolsusega piirkondades nagu Põhjalaht ja Soome lahe idaosa (Florin 2005; ICES 2014).

Hinnangud lesta populatsioonide arvule Läänemeres sõltuvad arvesse võetavatest teguritest - geneetika, viljakus, märgistamistulemused, marjaterade- ja elukäigu omadused. Eerinevate autorite pool välja pakutud populatsioonide arv ulatub 15-ni (Aro & Sjöblom 1983; ICES 2010, 2012, 2013; Florin & Höglund 2008). Läänemere idapoolses osas jaotas Vitiņš (1976; ref. Mikelsaar 1984) sigimisbioloogia ja märgistamistulemuste alusel lesta rannikul kudevaks läänesoome ning süvikus kudevaks idagotlandi ja gdanski populatsioonideks. Lähtuvalt sellisest jaotumisest on Eesti rannikuvetes peamiselt esindatud läänesoome populatsioon, kuid kuni Kirde-Saaremaani võib leida ka idagotlandi populatsiooni isendeid.

Lest asustab peamiselt selliseid sügavuskihte, kus leidub kõige rohkem vastavale arengujärgule toiduks sobivaid saakobjekte. Isendite vanuseline jaotus sügavuskihtides on väga ebahütlane, mis tuleneb sellest, et iga paremini kasvanud isend laskub kohe sügavamale (Mikelsaar, 1960; ref. Mikelsaar 1984). Samasuviseid ja üheaastaseid isendeid leiab kuni paari meetri sügavuses vees, eelistatud liivastel ja kruusastel põhjadel (Ojaveer & Drevs, 2003; Florin & Lavados, 2010). Noorjärkude elupaiga eelistusele omavad positiivset mõju ka soolsus, lainetele eksponeeritus ning struktureeritus ehk kivide, rändrahnude ja vegetatsiooni olemasolu (Florin *et al.*, 2009). Suvel, kui toimub kõige intensiivsem toitumine, on täiskasvanud isendite põhimass sügavusel 30-40 meetrit. Sügisel migreerutakse talvitumiskohtadesse, tavaliselt sügavusel 80-100 meetrit, sõltuvalt sobilikest hapnikutingimustest (Ojaveer & Drevs, 2003). Pärast kudemist hoiavad emased rohkem rannikualadele, samas kui isased jäävad mõnevõrra kudemispaikadele lähemale (Borg *et al.*, 2014). Nooremad lestad leiavad sobivamat toitu ja kasvavad paremini soojemas vees (Fonds *et al.*, 1992). See on üheks põhjuseks, miks esineb vanuseline jaotumine mööda sügavusgradienti.

1.2 Sigimine

Lesta kudemine Läänemere piires varieerub ajaliselt aprillist juunini, sõltuvalt vee temperatuurist. Ajaline nihe toimub ida-põhja suunas. Kudemisstrateegia põhjal eristatakse Läänemeres kahte lesta rassi: 1) pelaagiliste marjateradega süvikukudulest *Platichthys flesus trachurus natio baltica infranatio pelagicus* ja 2) põhja vajuvaate marjateradega rannikukudulest *Platichthys flesus trachurus natio baltica infranatio sublitoralis* (Mikelsaar, 1984). Isased lestad saavutavad suguküpsuse varem, umbes kolmeaastaselt, emased neljaaastaselt. Minimaalne registreeritud pikkus suguküpsel emasel on 18,5 cm ja isastel 15,2 cm. Süvikukudulestad saavutavad suguküpsuse veidi pikematena (Mikelsaar, 1984).

Süviku- ja rannikukudulestad eristuvad teineteisest eelkõige marjaterade omaduste ning kudemispaikade kasutuses. Rannikukudulest koeb pisikesi raskeid marjateri Läänemere põhjapoolsematel rannikualadel sügavusel 4-22(27) meetrit (SD 25-30, 32 – joonis 1), samas kui süvikukudulest koeb suuri ujuvaid marjateri sügavusel 70-130 meetrit (SD 24-26, 28) (Mikelsaar, 1984; Nissling *et al.*, 2002; Ustups *et al.*, 2013). Süvikukudulest vajab kudemiseks soolsust 10-20 psu, samas kui rannikukudulest koeb 5-7 psu juures. Marjaterade ujuvuse määrab vee soolsus. Seetõttu ka liikudes Taani väinadest ida poole marjaterade erikaal väheneb ja marjaterad suurenevad läbimõõdult (Nissling *et al.*, 2002). Pelaagiliste munade leiduvus sügavusgradiendis sõltub ka sellest, mis sügavusel 10-11 psu isohaliin esineb. Seetõttu ei leidu näiteks Gotlandist ida pool pelaagilisi marjateri 100 meetrist üleval pool (Mielck 1926; ref. Florin & Höglund 2008). Nissling *et al.* (2002) väitis, et süvikukudulesta regulaarne edukas paljunemine saab toimuda ainult Taani väinades, Arkona ja Bornholmi süvikus. Väga heade hüdroloogiliste tingimuste korral ka Gdanski ja Gotlandi süvikus. Rannikukudulestad koevad Eesti põhjaranniku lahtedes, läänesaarte rannikupiirkondades ja Soome edelarannikul (Mikelsaar, 1984). Pärast koorumist kanduvad süvikukudulesta noorjargud hoovustega madalama soolsusega rannikualadele, kus nad läbivad metamorfoosi ja laskuvad põhja.

Demersaalse marja suremus on suurem kui pelaagilisel, sest on eksponeeritud rohkem kisklusele ja bakteriga nakatumisele. See võib olla üheks peamiseks põhjuseks, miks rannikukudulestade potentsiaalne viljakus on suurem kui süvikukudulestadel (Nissling *et al.*, 2015). Rannikukudulesta demersaalset marja peetakse ka kohastumuseks madala soolsuse tingimustes (Nissling *et al.*, 2002; Florin & Höglund, 2008).



Joonis 1. Läänemere jaotus ICES (Rahvusvahelise Mereuurimise nõukogu) rajoonideks.

1.3 Kasvukiirus

Lest kuulub aeglase kasvuga kalade hulka. Embrüonaalne areng kestab 5-10 päeva, sõltuvalt vee temperatuurist. Koorumisel on vastne 3-4 mm pikk ning pelaagilise eluviisiga. Metamorfoos läbitakse hilissuvel, 60-80 päeva pärast koorumist (Hutchinson & Hawkins, 2004), enne 10 mm pikkuseks saamist (Bagge, 1981; Mikelsaar, 1984). Pärast seda toimub põhja laskumine ja rannikualadele paikseks jäämine. Esimesel kahel aastal on kasv kiire, järgnevatel aastatel toimub kasvu aeglustumine.

Rijnsdorp (1994) jagas kasvu mõjutavad faktorid kolme gruppi: otsesed, kaudsed (mõjutavad toidu kättesaadavust) ja tehismõjud. Lesta kasvukiirust mõjutab kõige rohkem toidu rohkus ja kättesaadavus (Tarpgaard *et al.*, 2005). Lisaks sellele sõltub kasv ka populatsiooni tihedusest, elupaiga suurusest ja kvaliteedist, soost, vanusest, kala füsioloogilisest konditsioonist ning hüdroloogilistest tingimustest nagu temperatuur, soolsus ja hapniku sisaldus vees (Tallqvist *et al.*, 1999; Gibson, 2014).

Sarnaselt teiste mereorganismidega, on ka lestal täheldatud kasvukiiruse suurenemist merevee soolsuse tõustes (Sager & Berner, 1989). Kasvukiiruse vähenemise trendi lõuna-põhja ja lääne-ida suunas järgivad rohkem aga noored isendid. Läänemere põhjaosas võivad noored isendid aeglasemalt kasvada, kuid mida vanemaks nad saavad, seda suurem on nende

kasvukiirus (Drevs *et al.*, 1999; Antoszek & Krzykowski, 2005). Lõunapoolsete noorjärkude kiirem kasv võib olla seletatav sellega, et süvikukudulestad koevad Läänemere lõunaosas varem kui rannikukudulestad kirdes, seega esimestel on aktiivne kasvu- ja toitumisperiood pikem (Drevs, 2006). Samas Põhjamere lesta kasvukiirus on jõgedes suurem kui meres (Beaumont & Mann, 1984). Viimast nähtust on võimalik seletada sellega, et jõgede keskkonnatingimused nagu kõrgem veetemperatuur ja suurem toidutihedus, soosivad noore lesta kiiret kasvu (Fonds *et al.*, 1992).

Paljude liikide puhul on täheldatud kasvukiiruse kasvu varu eksploateerimise intensiivistumisel (Gibson *et al.*, 2014). Arvatakse, et üks peamisi kasvukiirust mõjutavaid kaudseid tegureid on populatsiooni tihedus. Tihtipeale pole merekaladel suudetud aga negatiivset seost tiheduse ja kasvu vahel näidata (Rijnsdorp, 1994). Florin *et al.* (2013) näitas, et *no-take-zone-s*, kus populatsiooni tihedus on suurem, olid lestad väiksemad kui väljaspool seda ala, st kasvukiirus oli *no-take-zone-s* väiksem. Suur tihedus reguleerib kasvukiirust peamiselt toidu kättesaadavuse kaudu. Kaudset mõju kasvukiirusele avaldavad ka muutused ökosüsteemis (Gibson *et al.*, 2014).

Individuaalne kasvukiirus võib lestal olla väga erinev. Ühe vanuserühma keskmist kasvu on raske määrata, sest sama kohordi paremini kasvanud isendid laskuvad kohe sügavamale, erinevatesse kasvutingimustesse (Mikelsaar, 1960; ref. Mikelsaar 1984). Kasvukiirus sõltub ka isendi vanusest. Esimesel ja teisel eluaastal on lesta kasvukiirus kõige suurem, kuid pärast seda toimub juurdekasvu järkjärguline vähenemine. Esimesed kolm aastat kasvavad isased lestad kiiremini, kuid alates neljandast eluaastast emased (Antoszek & Krzykowski, 2005). Lisaks vanusele mõjutab tugevalt kasvukiirust ka temperatuur. Noored lestad kasvavad kõige kiiremini 18-20 °C vees, kuid ületades 22°C piiri toimub kasvukiiruse järsk langemine (Fonds *et al.*, 1992). Vanuse kasvades muutub temperatuuri mõju kasvule väiksemaks, sest vanemad kalad eelistavad sügavamalt vett, kus temperatuurid on madalamad ja ühtlasemad (Cieglewicz & Hoppe, 1970).

Erinevalt temperatuurist omab hüpoksia ehk hapnikuvaegus lesta kasvukiirusele kaudset mõju, põhjustades muutusi peamiselt toiduobjektide jaotuses rannikumeres ja ning seeläbi mõjutades ka lestad kasvu. Hapnikusisalduse langedes vees alla 30% küllastatuse muudab lestad kui kiskjad vähem efektiivseks (Tallqvist *et al.*, 1999), mistõttu kasvuks vajaliku energia kättesaadavus kahaneb ning kasv võib pidurduda. Hapnikupuudus võib ilmned

Läänemere sügavamates kihtides kui ka massiliste vetikaõitsengute tagajärjel rannikualadel, mõjutades eelkõige noorjärkude kasvukiirust ja ellujäämist (Drevs *et al.*, 2007).

1.4 Lesta tähtsus töönduspüügis

Lest on kõige laiemalt levinud lestaline Läänemeres. Peamiselt püütakse lesta kaaspüügi liigina, kuid Poola ja Saksamaa teostavad rajoonides 24+25 ka lesta spetsiifilist lestapüüki, mistõttu just sellest piirkonnast tulevadki kõige suuremad saagikogused. Viimastel aastatel ulatuvad saagi suurused kuni 14 000 tonnini. Rajoonides 26+28 püütakse lesta aastas keskmiselt 5000 tonni, Eesti püügikogused jäävad alla 100 tonni. Taani väinades (SD 22+23) püütakse lesta aastas keskmiselt 1400-1000 tonni. Kõige vähem püütakse lesta Läänemere põhjaosas (SD 27, 29-32), keskmiselt 200 tonni aastas, kuid 1980ndatel võis saagi suurus ulatuda kuni 1000 tonnini. Põhja-Läänemere saaginumbritest moodustab Eesti rannikumerest püütud kala umbes 80%. Eestis kohta on hinnatud, et harrastuskalurid püüavad aastas kokku 40 tonni lesta, mis moodustab 20% Läänemere põhjaosa kogu saagist. 2013 aastal püüti Eestis rajoonis 29 kokku 123 tonni lesta. Spetsiifiliselt Küdema lahe kohta on teada, et harrastuskalurid püüavad keskmiselt 9 tonni lesta aastas (Eesti Kalanduse Infosüsteem).

Mitmetes püügisegmentides on lest peamiselt kaaspüügi liik, mis sagedasti merre tagasi heidetakse. Näiteks Läänemere lõuaosas esineb lest kaasproduktina tursapüügil. Läänemere riikidest Poola on üks väheseid, kes omab spetsiifiliselt lestale suunatud kalapüüki. Lesta kaaspüügi kogused varieeruvad nii piirkonniti, aastati kui ka aasta siseselt, sõltudes sihtmärkliigi turuhinnast, kvootidest kui ka lesta enda turuhinnast ja suurusest. Piirkondades, kus lest on väärtuslik kala turul (näiteks Poola), esineb vähemal määral kala merre tagasi heitmist. Kasutades aktiivpüüniseid (traalimine) võib tagasiheidetava kala osa moodustada 30-50% kogu püügist, sama kui passiivpüünistega (nakkevõrgud) kalapüügi puhul peaks tagasiheidetava kala osa olema suhteliselt madala (10-20%).

1.5 Lesta varude suuruse hindamine

ICES (Rahvusvaheline Mereuurimise nõukogu) annab iga-aastaselt hinnanguid lest varude seisundi kohta (nt. ICES, 2014b). Kalavarude majandamise seisukohast on oluline määratleda bioloogilise varu ühiku ehk populatsiooni leviku ala, mille seisundit hinnata. Efektiivsema tulemuse saamiseks peaksid majandatavad üksused ühtima reaalsete bioloogiliste üksustega ehk populatsioonidega (Carvalho & Hauser, 1994). Läänemere lesta puhul lähtutakse hetkel

sellest, et on neli majandatavat üksust, ICES SD 22+23, SD 24+25, SD 26+28 ja SD 27+29-32 (joonis 1). Esimest kolme rajooni peetakse süvikukudulesta üksusteks ja viimast rannikukudulesta üksuseks. Tegelikult leidub ka mingil määral rannikukudulesta rajoonis 28, aga millisel määral, pole täpselt teada. Väga heade hüdroloogiliste tingimuste korral võib kudemisperioodil leida süvikukudulesta ka rajoonides 29 ja 32 (ICES, 2010). Lesta varu jaotamine alarajoonideks SD 22+23, 24+25 ja 26+28 põhineb suuremal või vahemal määral bioloogilisel informatsioonil, sealhulgas kohati genetiiliselt informatsioonil (ICES, 2014). Alamrajooni SD 27+29-32 käsitletakse ühe ühikuna, kuigi tõenäoliselt sisaldab see erinevaid bioloogilisi populatsioone. Töönduslikud lestasaagid selles piirkonnas on aga võrdlemisi väikesed ja piirkonna väiksemateks ühikuteks jagamine varude majandamise eesmärgil ei ole seega praktiline (ICES, 2014).

Lesta varude suurust Läänemeres ei hinnata analüütiliste meetodite abil, vaid rakendatakse ICES-s kasutusel olevat niinimetatud *data-limited* lähenemist. See tähendab seda, et vaadatakse varu suhtelist muutust ajas, kasutades suhtelist biomassi indeksit, mis on saadud katsepüükide põhjal. Hindamiseks lesta varu suurust analüütilisel meetodil on kaks suuremat takistust. Esiteks on töönduspüügi andmed puudulikud, vähemalt neis piirkondades, kus tagasiheidetava kala hulga suurus on olulise tähtsusega ning täpsed kogused teadmata. Teiseks suuremaks probleemiks on lesta vanuste andmete vähesus, eriti varasemate aastate kohta.

1.6 Lesta vanuse määramise problemaatilisus

Kalade puhul kasutatakse mitmeid kaltsifitseerunud struktuure vanuse määramiseks. Sobivad nii soomused, selgrootülid, uimekiired, sõlgлуу (*cleithra*) ja operkula ehk lõpuskaas. Kõige enam aga kasutatakse vanuse määramiseks otoliite ehk kuulmekivikesi, nii ka lesta puhul. Peamiselt määratakse vanust *sagitta* otoliitidelt, sest need on tavaliselt kõige suuremad kuulmekivikesed. Kala vanuse määramine võib toimuda kahel skaalal – aastane või päevane vanuse määramine. Esimest neist kasutatakse peamiselt kalavarude põlvkondade jälgimiseks varu seisundi hindamise ja populatsioonide majandamise eesmärgil. Vanuse määramine päevade kaupa on enamasti rakendatav noorjarkude ja bioloogia uurimiseks.

Vanuse määramine kaltsifitseerunud struktuuridelt pole probleemivaba, sest esmalt on vaja tuvastada sobilik struktuur, mis kajastaks aastaringe tõeselt. Teiseks on vaja leida parim meetod aastaringide lugemiseks. Näiteks määrati pikka aega lõhilaste (*Salmonidae*) vanuseid

soomustelt, kuni avastati, et see võib anda kohati ebatäpseid tulemusi. Hining *et al.* (2000) leidis, et uuritud kolmeaastastest vikerforellidest (*Oncorhynchus mykiss*) ainult 32% moodustas kolmas kasvurõngas ning nelja-aastastel kaladel ei moodustunudki neljandat kasvurõngast. Paljude liikide puhul on otoliidid parimaks vanuse määramise struktuuriks, kuid nendega võib samuti esineda probleeme (Maceina *et al.*, 2007).

Lesta puhul on probleemseks kohaks ostunud sobiliku aastaringide lugemise meetodi leidmine. Pikka aega on kasvurõngaid loetud tervetelt otoliitidelt, sest see on kõige odavam meetod. Samas on leitud, et mitte kõikides olukordades ei anna see parimaid tulemusi (Drevs & Raid, 2010, ICES, 2007; 2008). Tervetelt otoliitidelt vanuse määramine võib olla täpne ainult noorte kalade puhul. Vanemate isendite vanuse määramist tervetelt otoliitidelt hakkab segama nii-öelda „servaefekt”, mis tähendab seda, et vanemate isendite otoliidid kasvavad rohkem dorsoventraalselt (otoliit pakseneb) kui perifeerselt (otoliit laianeb) (ICES, 2007; Morin *et al.*, 2013). Seetõttu on viimaseid aastarõngaid tervetelt otoliitidelt raske tuvastada ja tekib vanuse alahindamise oht. Teiseks raskendavaks olukorraks, mis segab aastarõngaste lugemist nii tervetelt kui ka murtud/põletatud või ristlõigatud/värvitatud otoliitidelt on niinimetatud lisaringide olemasolu (ICES, 2007; Drevs & Raid, 2010). Lisaringid tekivad vastusena keskkonnamuutustele, mis põhjustavad stressi või kasvu hoogustumist. Näiteks kaua kestnud süvaveekerge põhjustab vee jahenemist rannikualadel, muutes tingimused sarnaseks talvisele olukorrale. Talvel toimub lesta kasvu aeglustamine ning selliste tingimuste esinemine suvel võibki tekitada lisaringe otoliitidele (Drevs, 2007)

Campana (2001) sõnul võib vanuse määramises teha kahte sorti vigu: i) viga, mis mõjutab täpsust või hinnatud vanuse lähedust tõelisele vanusele, ii) viga, mis mõjutab järjepidavust andmaks kordusmõõtmistel sama tulemust. Seesugust tüüpi vigade mõju vähendamiseks tuleks eelnevalt rakendada „vanuse valideerimist” ning kalade vanuse määramisega tegelevad inimesed peaksid aeg-ajalt läbima kvaliteedikontrolli. Vanuse valideerimiseks tuleb kindlaks teha, kas uuritav vanust registreeriv struktuur kajastab aastast kasvu tõeselt – see tähendab, kas iga aasta tekib ainult üks aastaring ning mitte rohkem ega vähem. Täpse hinnangu saamiseks ei sobi ainult üksikute vanuseklasside valideerimine, sest nii võidakse kõrvale jätta kõige nooremad ja vanemad isendid (Campana, 2001). Nende kahe vanusegrupi vanuste määramine on aga tihtipeale kõige keerulisem ja olulisem nii kasvu, suremuse kui ka eluealisuse hinnangute andmiseks.

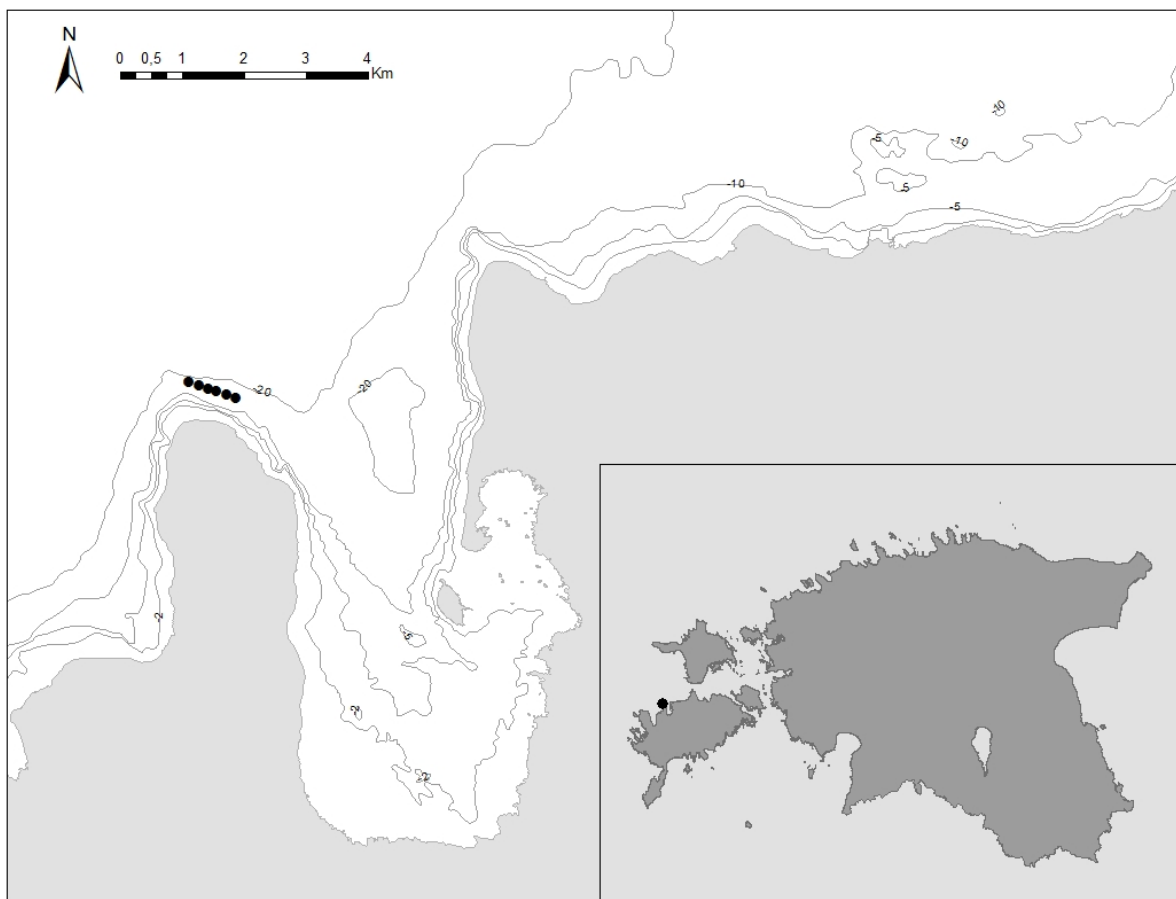
Vanuse valideerimine on väga tähtis õige vanuse määramiseks, kuid see võib olla raskendatud ja seetõttu on üritatud välja töötada alternatiivseid meetodeid, kuidas täpsustada vanuse hinnangut. Näiteks, esineb hea seos kala vanuse ja otoliidi massi vahel (Bermejo, 2007), mistõttu võib eeldada, et otoliidi kaalu kasutamine võib olla kasulik meetod vanuse määramiseks. Kui kasvurõngaste lugemine otoliitidelt võib olla subjektiivne, siis matemaatilise seose kasutusel sellist probleemi ei esine. Heaks alternatiiviks võiks olla kahe meetodi kooskasutamine, mis võimaldaks anda täpsemaid vanuse hinnanguid (Britton & Blackburn, 2014). Otoliidi massi kasutamist kui täiendava infoallikana lesta vanuse määramisel on soovitanud ka Drevs & Raid (2010).

Praeguseks on ICES poolt sätestatud piirangud sobilike lesta vanuse määramise meetodite suhtes. Aktsepteeritavateks tulemusteks loetakse ainult neid vanuseid, mis on määratud kas murtud ja põletatud või ristlõigatud ja värvitud otoliitidelt (ICES, 2007; 2008). Lesta puhul peetakse otoliite parimaks struktuuriks, millelt vanust määrata ning antud meetod on ka valideeritud Cieglewicz *et al.* (1969; ref. Draganik & Kuczynski, 1993) poolt. Kuna praegu aktsepteeritavaid meetodeid lesta vanuse määramiseks hakati kasutama suhteliselt hiljuti, siis üldiselt puuduvad mitmetes Läänemere-äärsetes riikides pikad andmerekad lesta vanuselise koosseisust.

2. MATERJAL JA METOODIKA

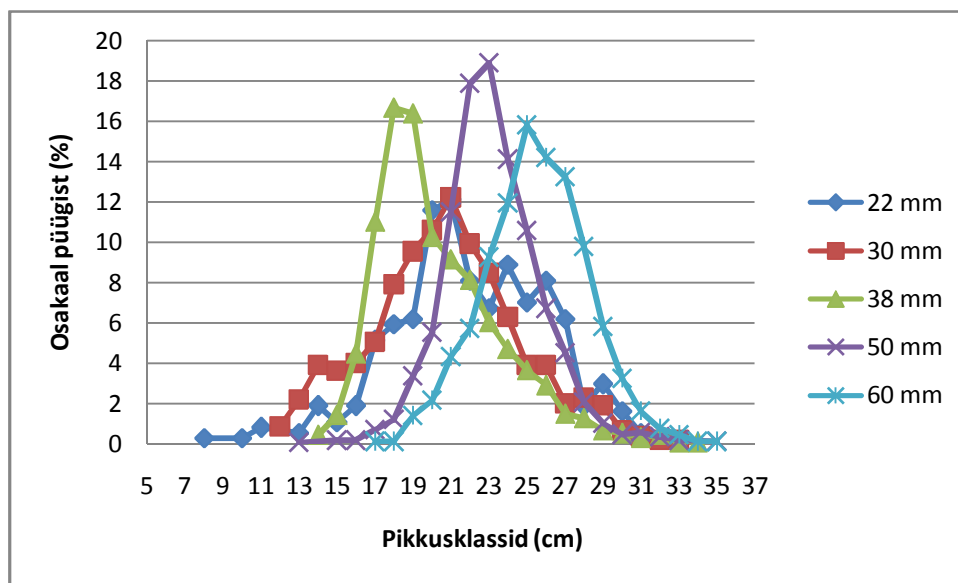
2.1 Uurimisala ja andmete kogumise meetoodika

Töös kasutatud andmed on kogutud aastatel 2000-2012 Küdema lahest TÜ Eesti Mereinstituudi teostatud igaaastase rannikumere kalastiku seire programmi raames (joonis 2). Küdema laht asub Saaremaa loodeosas, piirneb Läänemere avaosaga, kuid on avatud vaid põhjakaare tuultele. Tegemist on Eesti ühe sügavama lahega, kus isegi 20 meetri sügavused alad on kaldale väga lähedal. Sügavuse ja tuulte eest kaitstuse tõttu on Küdema laht sobiv külmaveeliste kalakoosluste (näiteks lest) seirealaks. Küdema lahe kalafaunas prevaleerivad mereliigid: räim, lest, tursk, emakala, meripuugilised, magevee kalaliikide osakaal on väike. Lahe aastaringne temperatuurirežiim on üsnagi stabiilselt jahe, olles mõjutatud apvellingutest (süvavee kergetest). Pinnavee soolsus kõigub vahemikus 5-7 ‰, lahte suubuvad ojad ja Tirtsu jõgi on veevaesed.



Joonis 2. Uurimisala paiknemine Eesti rannikumeres Loode-Saaremaal. • - pügijaamade asukoht Küdema lahes.

Antud töös kasutatud kalad püüti kuuest fikseeritud asukohaga püügijaamast, igal aastal kokku kuue öö vältel. Iga jaam koosneb 1,8 meetri kõrgustest ja 30 meetrit pikkadest nakkevõrkudest, millede silmasuurused on 22, 30, 38, 50 ja 60 mm vastavalt standartsele püügimetoodikale (Thoreson, 1993). Erinevad võrgusilma suurused jadas tagavad selle, et kinni püütaks kõikvõimalike pikkustega kalu (joonis 3). Võrgud paiknevad jaamades 14-20 meetri sügavusel. Küdema laht kuulub külmaveeliste uurimisalade hulka, seetõttu teostatakse seirepüüke hilissügisel oktoobris-novembris, kui vesi on langenud alla 12°C. Katsepüükide aeg on valitud ala püsikalastiku iseloomustamiseks (Eschbaum *et al.*, 2004).



Joonis 3. Lesta saaginumbreid võrgusilma suuruse järgi. Andmed 2000-2011.

Püütud kaladel mõõdeti üldpikkus ühe millimeetri täpsusega ja kaaluti üldmass ühe grammi täpsusega ning määrati sugu ja suguküpsuse aste (kuuepallisüsteemis). Kalade vanuse määramiseks koguti kaks kõige suuremat otoliiti (*sagitta*). Isendi vanused määrati murtud ja põletatud otoliitidel, mis on üheks sobilikumaks meetodiks lesta vanuse määramisel (ICES, 2007; 2008). Kõigilt püütud isenditel ei võetud otoliite, seetõttu nende isendite vanused määrati ekstrapoleerimise teel, kasutades vanuse-pikkuse võtit (ingl k. *age-length key*).

Aastatel 2000-2012 püüti kokku 5452 lesta, kellest 5026 isendil oli võimalik sugu määrata. Otoliidid eemaldati 2678 isendil, neist 1576 olid emased ja 1202 isased (tabel 1). Analüüsitud kalade pikkused jäid vahemikku 103-360 mm, neist noorimad olid üheaastased ja vanimad 17-aastased.

Tabel 1. Püütud isendite hulk, kellel oli võimalik sugu määrata ja kellelt võeti otoliidid.

Aasta	Püütud kalad		Otoliidid	
	♀	♂	♀	♂
2000	333	374	97	102
2001	209	131	131	70
2002	126	143	126	143
2003	347	294	85	73
2004	186	171	120	109
2005	223	167	47	38
2006	193	164	140	113
2007	301	213	139	104
2008	336	255	155	120
2009	114	85	111	81
2010	130	79	130	79
2011	116	117	91	98
2012	137	82	104	72
Kokku	2751	2275	1476	1202

2.2 Andmete analüüs

Töö analüütiline pool koosneb kahest osast. Esiteks arvutati lesta kasvuparameetrid, kasutades määratud vanuseid ja uuriti kasvuparameetrite muutusi aastate lõikes. Töö teises pooles modelleeriti vanuselist koosseisu, kasutades vaid pikkusjaotuseid ja vastava perioodi kasvuparameetrid. Modelleeritud ja määratud vanuseliste koosseisude võrdlemisel anti hinnang meetodi sobilikkusele vanuse koosseisu hindamiseks olukorras, kus määratud vanused puuduvad. Samuti anti hinnang olemasolevate andmete üldisele sobilikkusele antud populatsiooni vanuselise koosseisu ja vastavalt põlvkondade tugevuse hindamiseks. Kõik andmeanalüüsid viidi läbi statistikaprogrammis R (R Core Team, 2014).

2.2.1 Kasvuparameetrid

Tuvastamaks aastatevahelisi erinevusi kasvus, leiti iga aasta kohta sugude kaupa kasvuparameetrid, kasutades von Bertalanffy mudelit:

$$L_t = L_\infty [1 - e^{-K(t-t_0)}], \text{ kus};$$

L_t = kala keha pikkus vanuses t ,

L_∞ = teoreetiline maksimaalne või asümptootiline kasv, mille kala on võimalik saavutama,

K = kasvukiirust iseloomustav liigispetsiifiline konstant,

t_0 = hüpoteetiline vanus, millal pikkus võrdub nulliga (von Bertalanffy, 1938).

Kasvuparameetrite väärtuste hindamiseks on vajalik teada kalade vanuseid ja pikkusi, mistõttu kasutati analüüsis nii neid isendeid, kelle vanus määrati otoliitidelt kui ka neid, kelle vanused leiti ekstrapoleerimise teel. von Bertalanffy mudel kasutab parameetrite väärtuste leidmiseks vähim ruutude meetodit. Kasvuparameetrid leiti nii aastate kui ka pikemate ajaperioodide kaupa. Perioodidevaheliste erinevuste tuvastamiseks kasutati tõepärase suhete testi (ingl k. *likelihood ratio test*), sest antud meetod annab kõige täpsema tulemuse (Kimura, 1980; Cerrato, 1990). Tõepärase suhete test põhineb kahe mudeli headuse omavahelisel võrdlemisel. Üheks mudeliks on alati nullhüpotees ja teine mudel esimese alternatiiv. $p \leq 0,05$ tähendab seda, et nullhüpotees on ümber lükatud.

2.2.2 Vanuselise koosseisu modelleerimine

Pikkusjaotus andmetelt vanuselis-jaotus andmetele üleminekuks kasutati kahte meetodit. Varasemalt on peamiselt kasutatud vanuse „lõikamise” meetodit (ingl k. *knife edge slicing*), kus pikkusjaotused jagatakse pikkusklassideks, kasutades deterministlikku kasvumudelit. Alternatiivne meetod, statistiline „lõikamine” (ingl k. *statistical slicing*), eeldab et pikkusjaotus andmed koosnevad erinevatest pikkussagedus jaotustest ning nende jaotuste parameetrite hindamiseks kasutatakse suurima tõepära meetodit. Vanuselise koosseisu modelleerimisi teostati iga aasta kohta ja sugude kaupa ning kasutati ajaperioodidele omaseid kasvuparameetreid.

2.2.2.1 Vanuselise „lõikamise” meetod

Vanuse „lõikamise” meetod kasutab ümberpööratud von Bertalanffy kasvukõverat, et konverteerida pikkuse andmed vanuselisteks andmeteks.

$$\text{age} = t_0 + \frac{\log\left(1 - \frac{L_t}{L_\infty}\right)}{-K}$$

Olemasolevaid pikkuseid kasutatakse võrrandi sisenditena ning vanused on vastavad väljundid. Kuna lahend peab olema täisarvuline, siis ümardatakse kõik vanused lähima täisarvuni. Vanus ei saa olla väiksem kui sätestatud minimaalne vanus ega suurem kui

maksimaalne vanus. Vanuse „lõikamise” funktsioon arendati välja esialgselt Kell & Kell (2011) poolt, hilisemad täiendused lisas Scott *et al.*, (2011) Meetod eeldab, et isendite lisandumine populatsiooni toimub aasta alguses.

2.2.2.2 Statistilise „lõikamise” meetod

Statistilise „lõikamise” meetod on keerukam. Eeldatakse, et pikkus-sagedus jaotus on k komponendi tiheduste kaalutud summa:

$$g(x|\pi, \mu, \sigma) = \pi_1 f(x|\pi_1, \mu_1, \sigma_1) + \dots + \pi_k f(x|\pi_k, \mu_k, \sigma_k),$$

kus komponentide jaotuste parameetrid on osakaal (π), keskmine (μ) ja standardhälve (σ). Vanuseklasside jaotuste sobitamine pikkussageduse jaotustega teostati R-s, kasutades *mixdist* (<http://ms.mcmaster.ca/peter/mix/mix.html>) paketti ja *Fisheries Library*-t (FLR) (Kell *et al.*, 2007).

Iga vanuseklass on esindatud jaotusena ning iga jaotuse iseloomustamiseks on kolm parameetrit: π , μ ja σ . Seega, kui on näiteks kuus vanuseklassi, siis kokku peab hindama 18 parameetrit. Nii paljude parameetrite hindamine on realistlik ainult siis, kui eristuvad kindlad kohordid. Tihtipeale aga on põlvkondade pikkusjaotused alates mingist hetkest suuresti kattuvad. Probleemi on võimalik lahendada mõnede parameetrite fikseerimisega (Macdonald & Pitcher 1979). Kõigile kolmele parameetrile on võimalik sätestada piiranguid, kuid valimisel tuleb arvestada, et igal piirangul on nii-öelda oma bioloogiline tõlgendus. Näiteks, kui keskvaärtusele ei sätesta piiranguid, siis see tähendab, et kasv võib aastate raames väga palju varieeruda, samas kui vanuseklasside keskvaärtuste fikseerimine lubab kasvus väga vähesel määral varieeruvust.

Käesolevas töös sätestati keskvaärtuse piirangud viimasele kolmele vanuseklassile (MFX), kusjuures määratud keskmised paiknevad von Bertalanffy kasvukõveral. Selline piirang eeldab, et komponente on vähemalt neli ning $(\mu_3 - \mu_2) < (\mu_2 - \mu_1)$ (Juan Du, 2002). Standardhälvet ei hinnatud igale jaotusele eraldi, vaid võeti ühine variatsiooni koefitsient (CCV). Eeldab, et $(\sigma_1/\mu_1) = (\sigma_2/\mu_2) = \dots = (\sigma_k/\mu_k) = c$, kus c on parameeter, mida hinnatakse (Juan Du, 2002). CCV piirangut on mõistlik siis kasutada, kui pikkuse varieeruvus vanuse piires kasvab vanusega.

Parameetrite väärtuste leidmiseks kasutatakse suurima tõepära meetodit. Mudeli toimimiseks peavad olema sätestatud esialgsed parameetrite väärtused. Osahulga (π) esialgseteks väärtusteks on vanuse „lõikamise” meetodi poolt arvatud osakaalud ning keskvaartuse (μ) esialgsed väärtused leitakse von Bertalanffy kasvuvõrrandit kasutades. Ühise variatsiooni koefitsendi algväärtuseks määrati 0,05. Lisaks esialgsete väärtuste ja piirangute määramisele tuleb ka valida, missugusele jaotusele andmeid sobitatakse. Pikkussagedus jaotuse kompoendid saavad olla kas normaal-, lognormaal-, gamma, eksponentsiaal-, Weibulli, binomiaal-, negatiivne binomiaal- või Poissoni jaotusega (Juan Du 2002). Antud töös sobitati andmeid normaal-, lognormaal- ja gamma jaotusega. Sätestada tuli ka isendite võimalik minimaalne ja maksimaalne vanus. Kõige nooremad isendid on üheaastased ja vanimad 10+, siia määratakse kõik kalad, kelle vanus on ≥ 10 aastat.

Pikkusandmeid sobitatakse erinevate jaotustega, kasutades *mix()* funktsiooni. Sama funktsioon leiab iga aasta ja jaotuse kohta vastava hii-ruut väärtuse ja vabadusastmete arvu. Sellest tulenevalt saab laias laastus võrrelda omavahel vähendatud hii-ruut väärtusi ($\chi^2_{\text{red}} = \chi^2 / \text{df}$), et anda hinnang kõige sobilikumale jaotusele. Käsoleva töö kontekstis kontrollib hii-ruut test, millise jaotusega vanuseklasside pikkused kõige paremini sobituvad. Üldine reegel ütleb, et mida suurem on χ^2_{red} väärtus, seda halvem on sobivus. Kui $\chi^2_{\text{red}} > 1$, siis toimub „üle-sobitumine”. Küll aga ei saa ainult χ^2_{red} väärtuse põhjal öelda, milline jaotus on kõige sobilikum. Lõpliku otsuse tegemiseks tuleb ka vaadata, kas hinnatud vanuseklasside keskvaartused on bioloogiliselt loogilised. Kahe vanuseklassi keskvaartuste erinevus kirjeldab teoreetiliselt keskmist juurdekasvu aastas.

2.3 Meetodite võrdlus ja hinnang andmete sobilikkusele varu seisundi hindamiseks

Nii statistilise kui ka vanuselise „lõikamise” meetod põhinevad suuresti kasvuparameetrite teadmisel. Analüüsis kasutatavate kasvuparameetrid peavad olema iseloomulikud uuritavale populatsioonile. Seetõttu on tähtis, et vanuselise koosseisu modelleerimisel kasutatakse perioodispetsiifilisi parameetreid. Esialgselt viidi modelleerimine läbi kasutades perioodide 2000-2007 ja 2008-2011 perioodispetsiifilisi kasvuparameetreid. Uurimaks missugust mõju avaldab „valede” kasvuparameetrite kasutamine, viidi modelleerimine uuesti läbi rakendades 2008-2011 perioodi kasvuparameetreid kogu aegreale (2000-2011). Piirangud ja algväärtused parameetritele jäid samaks mis esialgses analüüsiski.

Statistilise ja vanuselise „lõikamise” meetodite modelleeritud vanuselisi koosseise võrreldi graafiliselt üksteisega, ja samuti määratud vanuseliste koosseisudega. Statistilise meetodi kolme jaotuse ja vanuselise „lõikamise” meetodi kohta konstrueeriti saagikõverad, millelt teoreetiliselt on võimalik anda ligikaudne hinnang suremusele (Haddon, 2001).

Põlvkondade tugevuse hindamiseks viidi läbi andmete sisemise järjepidevuse analüüs (ingl k. *internal consistency*). Meetod põhineb regressioonanalüüsi läbiviimisel vanuseklasside t ja $t+1$ arvukuste vahel. Antud meetod võimaldab kontrollida, kui näiteks ühel aastal on püütud suhteliselt suurel hulgal üheaastaseid kalu, kas see vastab suhteliselt arvukale kaheaastase hulgale püükides järgmisel aastal. Andmetes sisalduva info järjepidavus aastate lõikes on oluline varu seisundi hindamiseks ja võimaldab hinnata erinevate andmete sobilikkust hindamaks varu seisundi parameetreid (ICES, 2004; Payne *et al.*, 2009). Järjepidevuse analüüs võimaldab ka hinnata, missuguste parameetrite piirangutega modelleeritud koosseisud on kõige sobilikumad ja/või täpsemad. Tugeva seose olemasolu viitab püügiandmete järjepidevusele ehk põlvkondi on võimalik läbi aja jälgida, mis omakorda annab infot selle kohta, kui hästi andmed kirjeldavad populatsiooni dünaamikat.

3. TULEMUSED

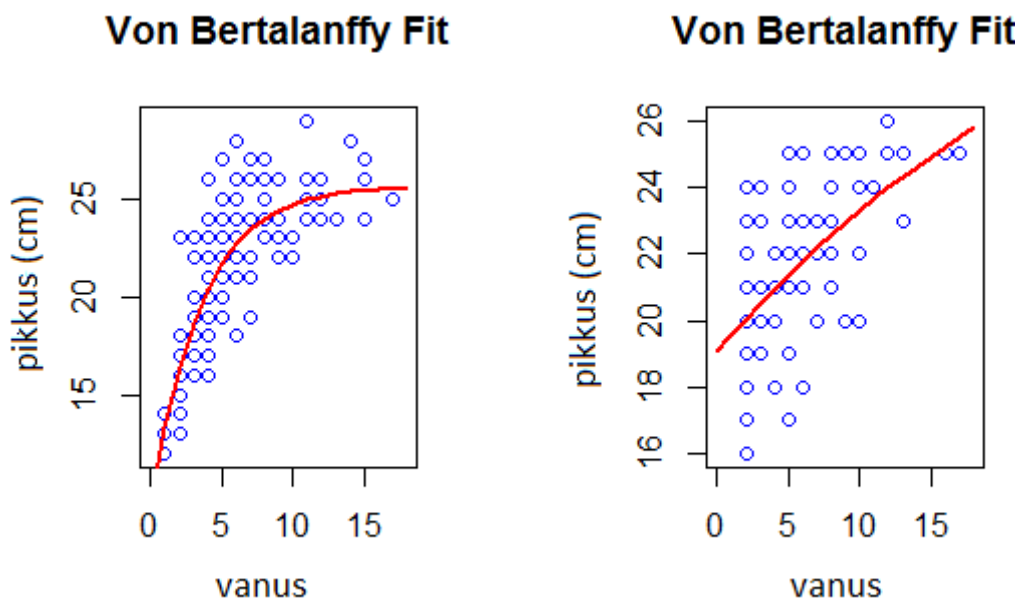
3.1 Kasvuparameetrid

Esmalt arvutati iga aasta kohta eraldi kasvuparameetrid (tabel 2), et hinnata kasvuparameetrite erinevust aastate lõikes. 2012. aasta isaste kasvuparameetrid erinesid ülejäänute aastate omadest nii eriti madala kasvukiiruse (K) kui ka tavapärasest kõrgema teoreetilise maksimaalse pikkuse (L_{∞}) poolest. Emaste 2012. aasta kasvuparameetrid olid tavapäraste väärtustega, mistõttu tekkis töö autoril kahtlus, et 2012. aasta isaste andmed tõenäoliselt ei peegelda tegelikku olukorda. Sellest tulenevalt otsustas töö autor 2012. aasta andmed edasisest andmeanalüüsist välja jätta. Väga madal hinnang isaste kasvukiirusele võis tuleneda sellest, et valimisse oli sattunud palju samavanuselisi kalu, kelle pikkused varieerusid laias ulatuses (joonis 4).

Tabel 2. Emaste ja isaste lestade kasvuparameetrid aastate kaupa.

Aasta	K (a^{-1})		L_{∞} (cm)		t_0	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂
2000	0,123	0,225	38,406	26,070	-2,156	-1,979
2001	0,204	0,314	32,495	25,906	-1,072	-0,655
2002	0,189	0,279	32,758	25,198	-1,799	-1,460
2003	0,183	0,216	35,019	27,236	-1,023	-1,788
2004	0,148	0,177	34,478	28,956	-2,473	-2,278
2005	0,215	0,319	34,756	27,875	-0,658	0,063
2006	0,236	0,234	31,135	26,782	-0,632	-1,589
2007	0,194	0,143	32,907	29,127	-1,846	-4,717
2008	0,251	0,287	31,224	25,651	-1,131	-1,542
2009	0,504	0,572	27,468	23,605	-0,316	-0,372
2010	0,364	0,475	28,163	24,274	-0,521	-0,369
2011	0,278	0,301	28,794	25,549	-1,766	-1,501
2012	0,274	0,034	28,251	33,869	-2,666	-24,653

Tabelist 2 on näha, et kasvukiirused võivad aastati olla väga erinevad, mis on küllaltki ootuspärane, sest kasvukiirust mõjutavad mitmed biotilised ja abiotilised tegurid. Emaste ja isaste kasvukiirused erinevad aastati, kuid liiguvad mööda ühtset joont (joonis 5). Mõlema soo puhul on täheldatav, et kasvukiirused erinevad andmekogumise algus- ja lõpuperioodi vahel. Seetõttu oleks korrektne käsitleda kõiki aastaid eraldi, kuid isendite hulk ühes aastas on suhteliselt väike ning tagamaks stabiilsemat tulemust, otsustas töö autor käsitleda järjestikuseid aastaid ühtse grupina.



Joonis 4. Vasakul: 2008. aasta isaste andmete põhjal saadud von Bertalanffy kasvuvõrrand ($K=0,287$). Paremal: 2012. aasta isaste andmete põhjal saadud von Bertalanffy kasvuvõrrand ($K=0,034$).

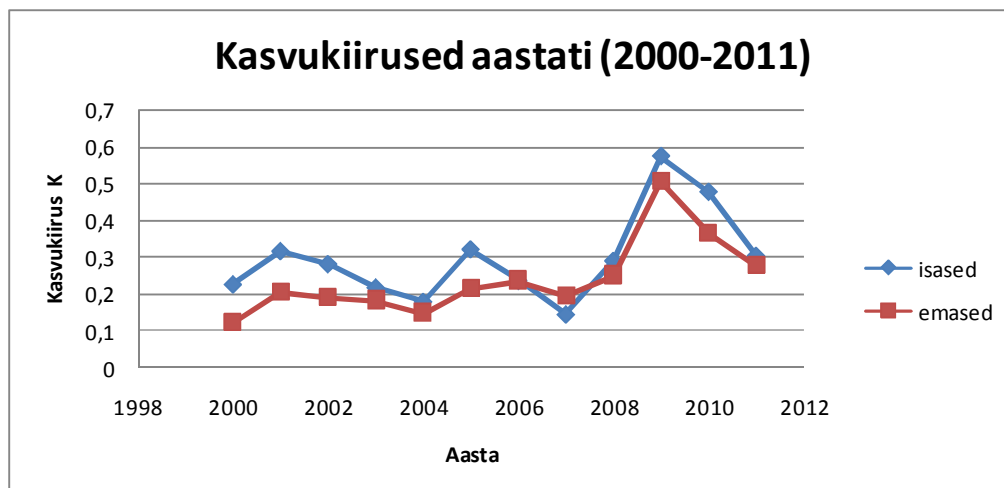
Algselt loodi kolm gruppi: 2000-2003, 2004-2007, 2008-2011. Igale grupile leiti iseloomulikud kasvuparameetrid ning grupe võrreldi, kasutades tõepärase suhete testi. Kaks esimest gruppi ühendati, sest kasvuparameetrite vahel ei tuvastatud statistiliselt olulisi erinevusi. Uue moodustunud grupi 2000-2007 ja vana 2008-2011 vahel esines statistiliselt oluline erinevus kasvuparameetrites. Emaste ja isaste kasvukiirused ühe perioodi raames ei erinenud ($p_{2000-2007}=0,138$; $p_{2008-2011}=0,232$), küll oli statistiliselt oluline erinevus perioodisiseselt emaste ja isaste teoreetilistes maksimaalsetes pikkustes (tabel 3). Edasistes analüüsides käsitleti kasvuparameetreid kahel ajaperioodil eraldi. Samuti rakendades eraldi kasvuparameetreid emastel ja isastel kaladel.

3.2 Vanuselise koosseisu modelleerimine

Statistilise „lõikamise” meetodi puhul sobitati andmeid nii normaal-, lognormaal- kui ka gamma jaotusega. Periooditi ja sooti jaotuste sobivused varieerusid (tabel 4). Kasutades kasvuparameetreid aastatest 2000-2007, emaste puhul osutus kõige sobivamaks gamma jaotus, samas isastel oli hoopis log-normaaljaotuse χ^2_{red} väärtus kuuel korral kõige väiksem.

Tabel 3. Ajaperioode 2000-2007, 2008-2011 iseloomustavad kasvuparameetrid. Välja on toodud ka perioodisiseselt sugudevaheliste kasvuparameetrite (K , L_{∞}) statistilised erinevused.

Periood	L_{∞} (cm)	K (a^{-1})	t_0	$p(K)$	$p(L_{\infty})$
2000-2007	♀ 32,5	0,20	-1,2	0,138	<0,001
	♂ 26,6	0,25	-1,4		
2008-2011	♀ 29,4	0,30	-1,1	0,232	<0,001
	♂ 24,7	0,36	-1,2		



Joonis 5. Emaste ja isaste kasvukiirused K aastatel 2000-2011. Sinisega on tähistatud isased ja punasega emased.

Kasutades kasvuparameetreid aastatest 2008-2011, osutusid kõige sobilikemaiks jaotusteks emastel normaal- ja isastel gamma jaotus. Perioodi 2008-2011 kasvuparameetreid kasutades üle kogu aegrea, osutus emastel sobilikumaiks jaotuseks ülekaalukalt normaaljaotus, samas kui isastel andsid kõik jaotused suhteliselt võrdväärselt madalaid χ^2_{red} väärtusi (tabel 5).

Tabel 4. Normaali-, lognormaali- ja gamma jaotuse χ^2_{red} väärtused kasutades perioodispetsiifilisi (2000-2007 ja 2008-2011) kasvuparameetreid. Paksus kirjas on väikseim χ^2_{red} väärtus.

Aasta	Emased			Isased		
	norm	lnorm	gamma	norm	lnorm	gamma
2000	4,15	5,90	5,26	4,74	4,42	4,48
2001	2,59	2,66	2,57	3,52	3,37	3,26
2002	2,94	4,33	3,83	10,82	7,64	7,89
2003	1,98	1,92	1,62	7,26	5,37	5,51
2004	1,67	2,24	2,14	4,41	5,98	5,92
2005	2,85	2,51	2,52	5,46	4,34	5,43
2006	1,20	1,03	1,02	7,41	5,23	6,99
2007	2,34	1,88	1,77	3,91	3,64	5,35
2008	5,86	5,36	5,70	2,20	2,13	2,56
2009	3,38	3,97	3,76	5,94	3,36	2,75
2010	6,03	5,95	5,75	2,78	2,37	2,37
2011	3,65	3,71	3,74	6,32	2,74	2,68

Tabel 5. Normaali-, lognormaali- ja gamma jaotuse χ^2_{red} väärtused kasutades perioodi 2008-2011 kasvuparameetreid kogu aegrea raames. Paksus kirjas on väikseim χ^2_{red} väärtus.

Aasta	Emased			Isased		
	norm	lnorm	gamma	norm	lnorm	gamma
2000	7,00	8,05	7,66	5,81	2,79	4,23
2001	2,58	2,69	2,66	3,16	2,74	2,80
2002	3,30	4,86	3,84	26,98	19,26	18,68
2003	5,23	5,21	5,22	7,94	12,62	9,21
2004	2,24	3,09	2,95	5,04	4,46	3,92
2005	4,52	4,80	4,69	7,23	5,81	7,26
2006	3,20	3,89	3,63	20,53	20,35	20,04
2007	4,71	6,04	5,54	10,62	11,38	11,00
2008	8,03	5,45	5,62	2,29	2,22	2,67
2009	3,38	3,98	3,77	5,99	3,39	3,35
2010	4,47	5,94	5,75	2,80	5,14	6,74
2011	3,69	3,75	3,78	6,46	2,79	3,24

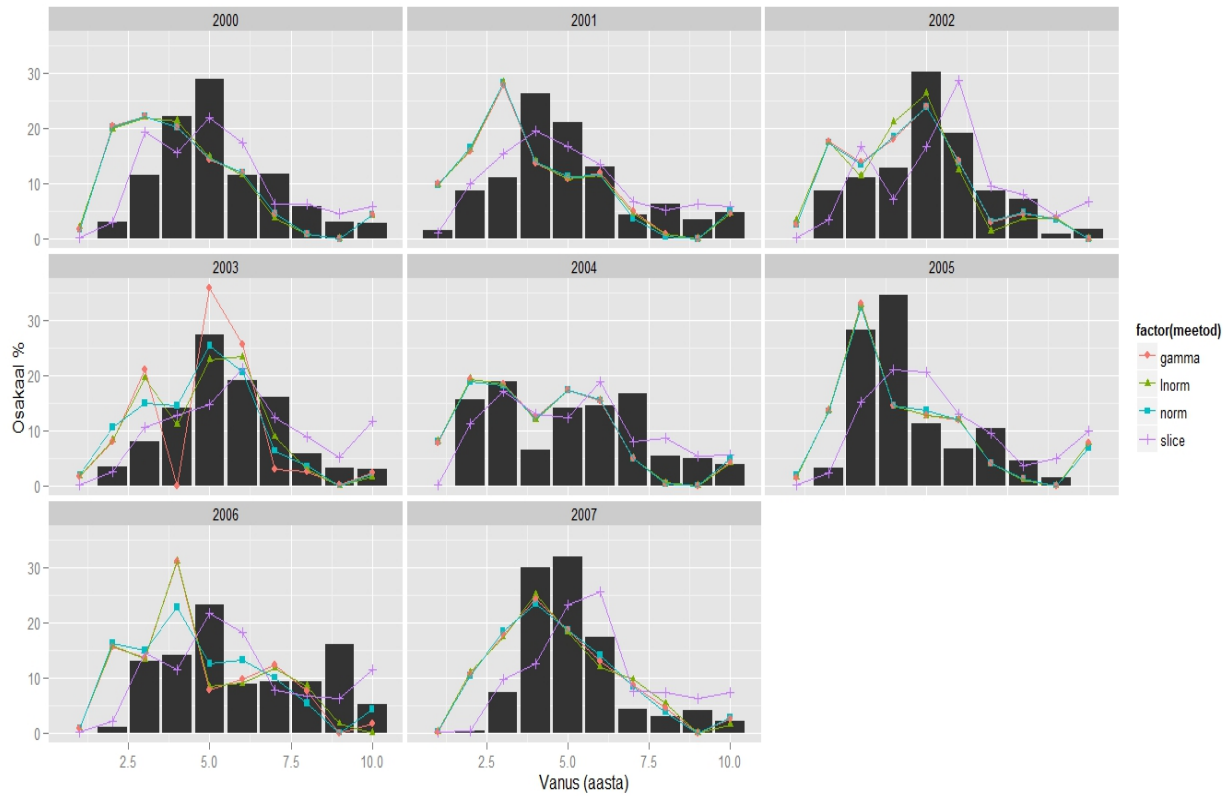
3.2.1 Vanuselise koosseisu võrdlus

Võrreldi kahe meetodi abil modelleeritud vanuselisi koosseise tegelike vanuseliste koosseisudega. Ei saa ühtselt öelda, et üks meetod oleks teisest parem, sest mõlemad

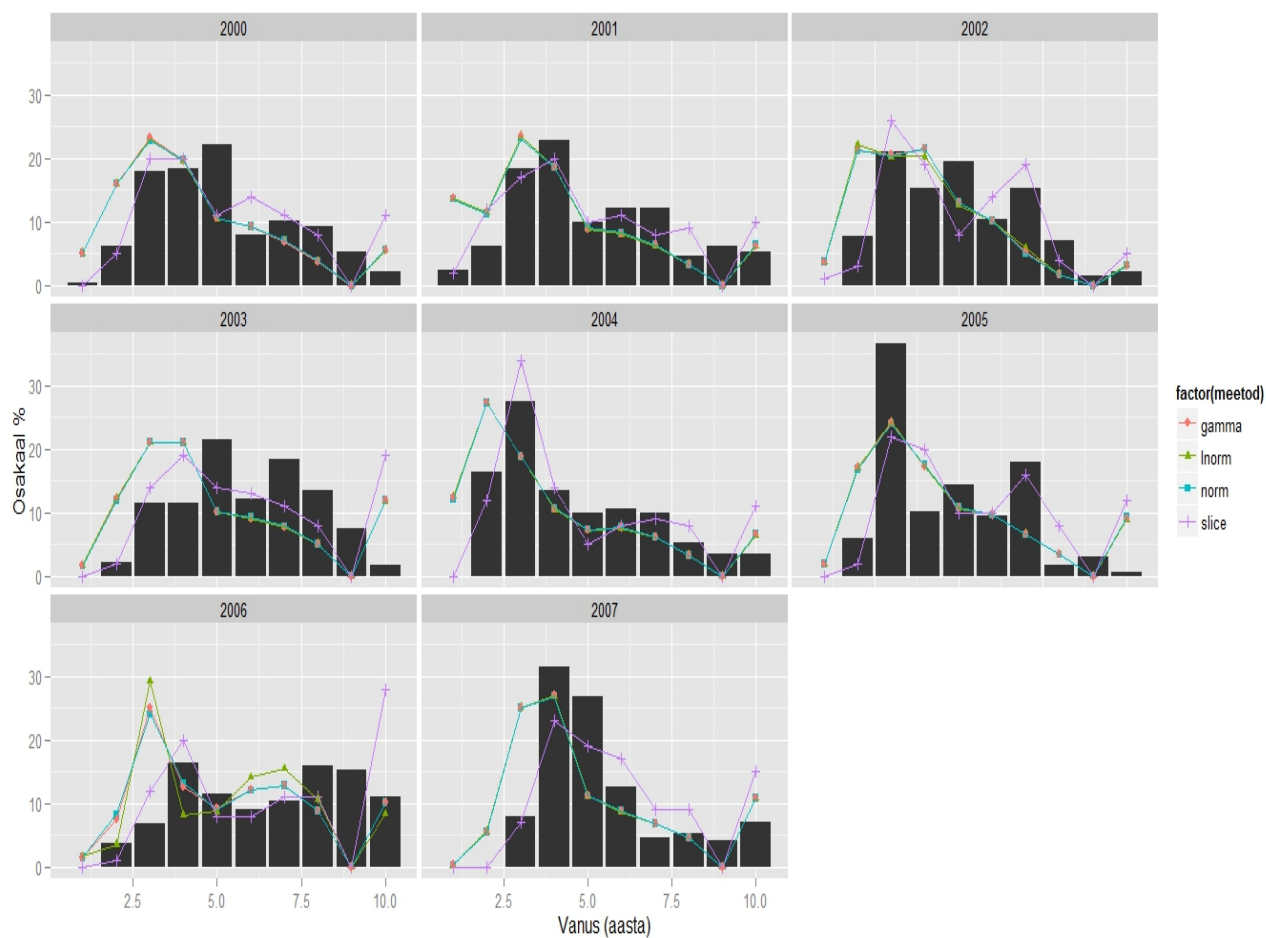
meetodid andsid erinevatel juhtudel tegelikest väärtustest isesuguseid tulemusi. Üldjoones võib öelda, et statistilise „lõikamise” meetod kipub üle hindama noorte isendite osakaalu (joonis 6-9). Tihtipeale just ühe-, kahe- ja kolmeaastaseid. Statistiline meetod ennustab peaaegu kõikidel juhtudel, et esineb üheaastaseid isendeid (välja arvatud emaste puhul 2007ndal ja isaste puhul 2010ndal aastal). Samas vanuseline „lõikamine” teeb sellist viga ainult ühel korral (2002 aasta isased). Teiseks korduma kippuvaks trendiks on see, et seal kus üks meetod ülehindab, seal teine alahindab. Meetodid erinevad ka selle poolest, missugust vanuseklassi nad arvukamaiks ennustavad. Vanuselise „lõikamise” meetod kipub domineeriva(d) vanuseklassi(d) aastati määrama ühe aasta võrra vanemaks kui statistiline „lõikamine”. Vanuselise „lõikamise” üheks plussiks on see, et ennustab 10+ aastaste isendite hulka paremini kui statistiline „lõikamine”. 2008-2011 emaste ja isaste puhul on ka näha, et ükski meetod ei suuda tuvastada 8-aastaseid isendeid ning vanuseline „lõikamine” ei tuvasta isaste puhul ka 6-aastaseid isendeid (joonis 8-9). Kumbki meetod ei tuvastanud ka 9-aastaseid isendeid 2000-2007 perioodil (joonis 6-7).

Kasutades perioodi 2008-2011 kasvuparameetreid tervele aegreale (2000-2011) ,ei suutnud kumbki meetod emaste puhul tuvastada 8-aastaseid. Isaste grupi puhul ei suutnud kumbki meetod tuvastada 8- ja 6- aastaseid, kuigi statistiline meetod mõnel korral siiski on edukas 6-aastaseid tuvastama. Statistilise „lõikamise” meetodil on ka 10+ aastaste määramine problemaatiline mõlema soo puhul. Vanuse „lõikamise” meetod ennustab neljal korral üheksast õigesti 1-aastaste puudumist, samas kui statistiline „lõikamine” seda ei tee.

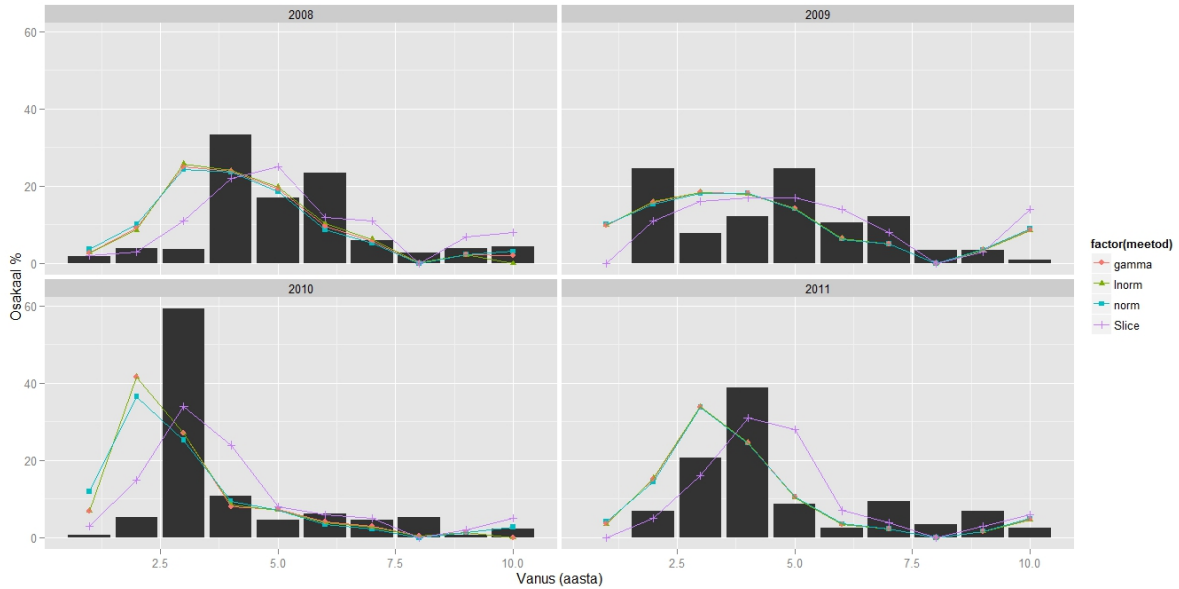
Hindamaks kuidas mõjutab „valede” kasvuparameetrite (2008-2011) kasutamine ennustatud vanuste jaotumist, vaadeldi terve aegrea raames mõlema meetodi poolt ennustatud vanuseklasside jaotusi tegelike vanuste jaotusega (joonis 10-11). Nii statistilise kui vanuselise „lõikamise” meetod ennustas vanuselist koosseisu veelgi suurema veaga kui kasutati lühema ajaperioodi (2008-2011) kasvuparameetreid. Täheldatav on erinevus selles, kuidas kumbki modelleerimise meetod reageeris „valede” kasvuparameetrite kasutamisele. Statistilise „lõikamise” puhul järgisid mõlemad analüüsid vanuselise koosseisu hinnangu andmisel ühtsemat joont kui vanuselise „lõikamise” puhul.



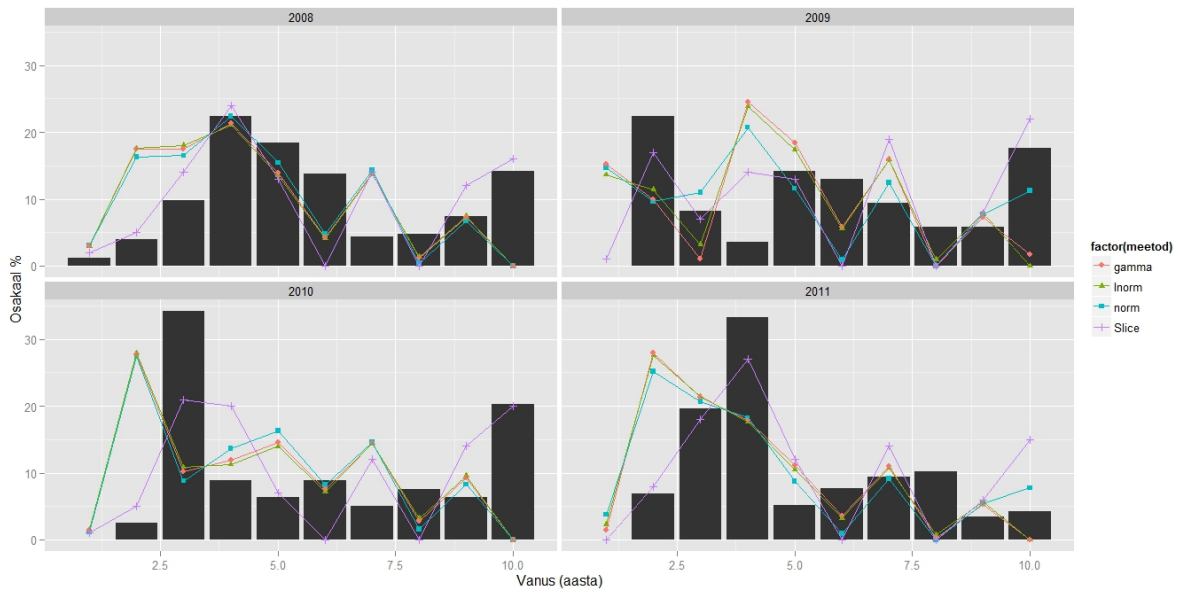
Joonis 6. Määratud ja modelleeritud vanuste osakaalud (%) emastel aastatel 2000-2007. Tulpadena on ära märgitud määratud vanuste osakaalud. Joontega on tähistatud kahe meetodi poolt ennustatud vanuste osakaalud. Punane – gamma jaotus; roheline – log-normaaljaotus; sinine – normaaljaotus; lilla – vanuseline „lõikamine”.



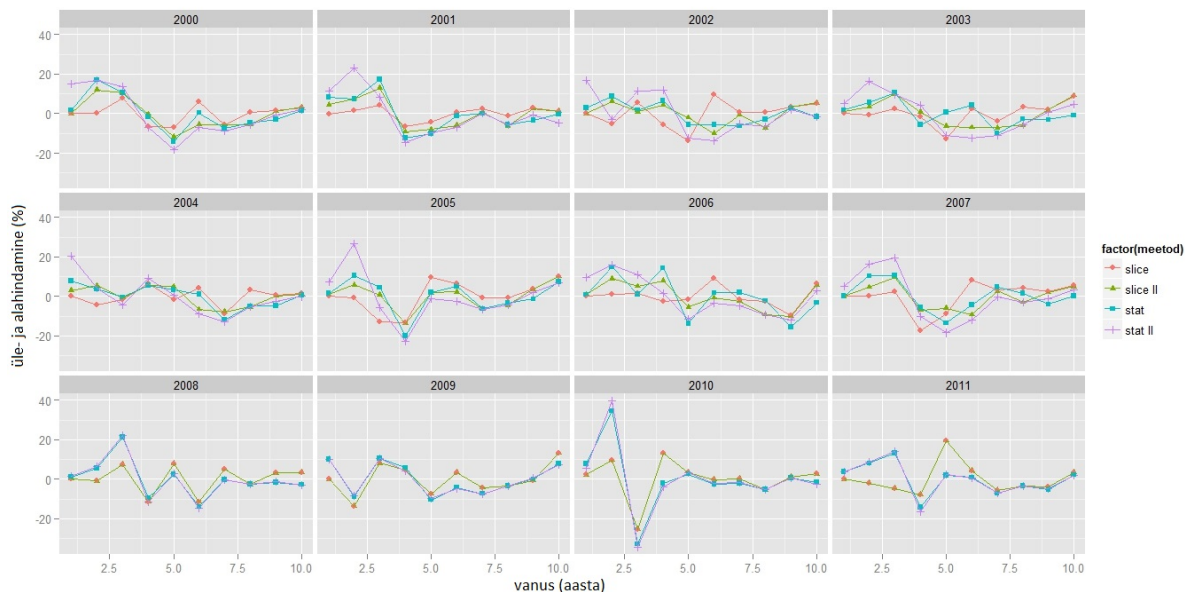
Joonis 7. Määratud ja modelleeritud vanuste osakaalud (%) isastel aastatel 2000-2007. Tulpadena on ära märgitud määratud vanuste osakaalud. Joontega on tähistatud kahe meetodi poolt ennustatud vanuste osakaalud. Punane – gamma jaotus; roheline – log-normaaljaotus; sinine – normaaljaotus; lilla – vanuseline „lõikamine”.



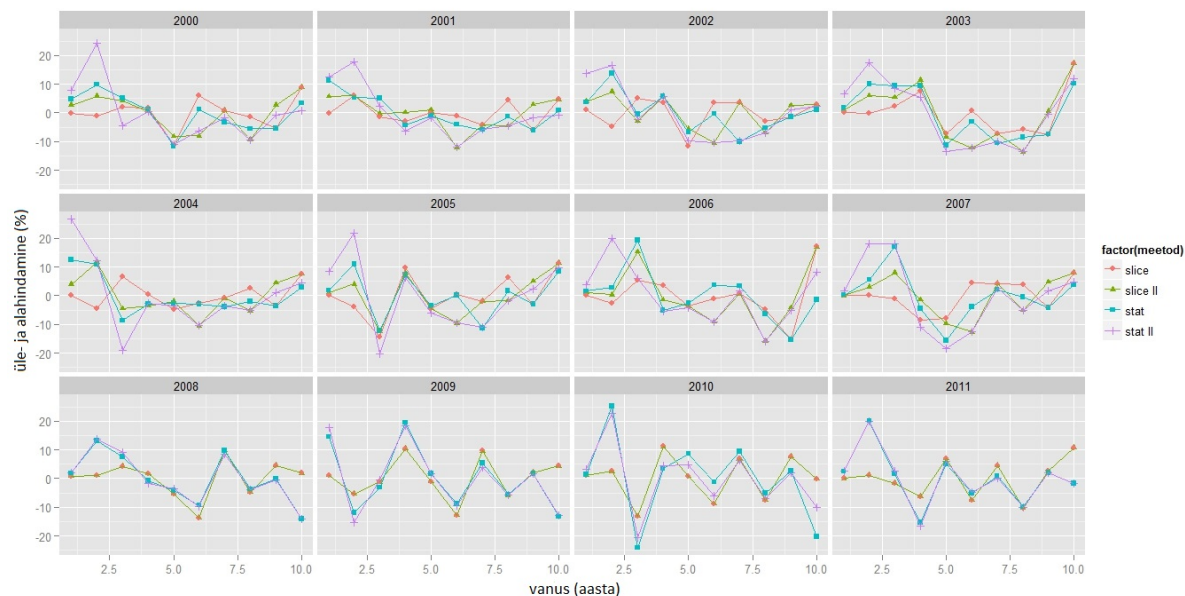
Joonis 8. Määratud ja modelleeritud vanuste osakaalud (%) emastel aastatel 2008-2011. Tulpadena on ära märgitud määratud vanuste osakaalud. Joontega on tähistatud kahe meetodi poolt ennustatud vanuste osakaalud. Punane – gamma jaotus; roheline – log-normaaljaotus; sinine – normaaljaotus; lilla – vanuseline „lõikamine”.



Joonis 9. Määratud ja modelleeritud vanuste osakaalud (%) isastel aastatel 2008-2011. Tulpadena on ära märgitud määratud vanuste osakaalud. Joontega on tähistatud kahe meetodi poolt ennustatud vanuste osakaalud. Punane – gamma jaotus; roheline – log-normaaljaotus; sinine – normaaljaotus; lilla – vanuseline „lõikamine”.



Joonis 10. Kujutatud on emaste ennustatud vanuste jaotuvuste (protsent) erinevust tegelikest jaotuvustest. Graafiku 0-väärtus sümboliseerib tegelike vanuste jaotuvuste väärtusi (protsentides). Üle- ja alahindamine on kujutatud protsendipunktides. Punane – vanuseline „lõikamine”, kasutatud perioodispetsiifilise kasvuparameetreid (2000-2007 ja 2008-2011); roheline – vanuseline „lõikamine”, tervele aegreale on rakendatud 2008-2011 perioodi kasvuparameetreid; sinine – statistiline „lõikamine”, kasutatud perioodispetsiifilisi kasvuparameetreid; lilla – statistiline „lõikamine”, kasutatud perioodi 2008-2011 kasvuparameetreid terve aegrea puhul.

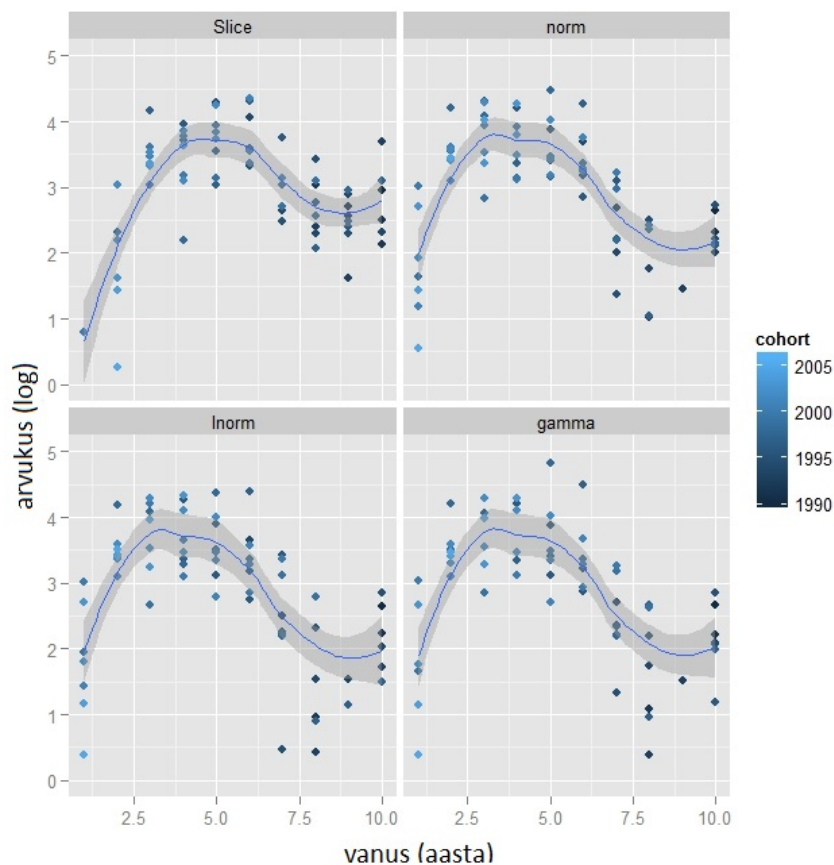


Joonis 11. Kujutatud on isaste ennustatud vanuste jaotuvuste (protsent) erinevust tegelikest jaotuvustest. Graafiku 0-väärtus sümboliseerib tegelike vanuste jaotuvuste väärtusi (protsentides). Üle- ja alahindamine on kujutatud protsendipunktides. Punane – vanuseline „lõikamine”, kasutatud perioodispetsiifilise kasvuparameetreid (2000-2007 ja 2008-2011);

roheline – vanuseline „lõikamine”, tervele aegreale on rakendatud 2008-2011 perioodi kasvuparameetreid; sinine – statistiline „lõikamine”, kasutatud perioodispetsiifilisi kasvuparameetreid; lilla – statistiline „lõikamine”, kasutatud perioodi 2008-2011 kasvuparameetreid terve aegrea puhul.

3.2.2 Vanuselise koosseisu mõju põlvkonna tugevuse ja suremuse hindamisele

Saagikõverad, kus logaritmitud arvukused pannakse sõltuma vanusest, on lihtne viis uurimaks mustreid antud varu kogu suremuses (Z). Saagikõvera kalde suurus on konverteeritav suremuseks (Haddon, 2001), seega mida järsem kallak, seda suurem suremus. Võimalik on arvutada suremust iga põlvkonna jaoks eraldi, saades lõppkokkuvõttes üldise pildi suremuse varieeruvusest vanuseklassiti. Mõlema meetodi modelleeritud tulemuste põhjal tehti saagikõverad, millelt on võimalik näha, et kasutades statistilise „lõikamise” meetodit on hinnang suremusele mõnevõrra suurem kui vanuselise „lõikamise” meetodi korral (joonis 12). Samas on näha, et lestad on püükides täielikult esindatud alates umbes 3-4 aastaselt, mil põlvkond on püükides kõige arvukamalt esindatud. Seda kõigi vanuselise koosseisu tuvastamise meetodite puhul. Sama põlvkonna väiksem arvukus püükides noorematena tähendab, et põlvkond ei ole antud aastal olnud täielikult püügis esindatud. Muutused 3-5 aastaste kalade arvukuses põlvkondade lõikes on kõigi meetodite puhul suhteliselt väikesed, mis andmete esinduslikkuse korral viitab madalale suremusele.



Joonis 12. 2000-2007 aasta emaste saagikõver (ingl k. *catch curve*). Sinise värvi toonid kujutavad põlvkondi, mida tumedam sinine seda vanem põlvkond. Slice – vanuselise „lõikamise” meetod; norm – normaaljaotus; lnorm – lognormaaljaotus; gamma – gammajaotus.

4. ARUTELU

4.1 Kasvuparameetrid

Lest kuulub nende merekalade hulka, keda iseloomustab suguline dimorfism. Lähtuvalt sellest peaksid emased lestad kasvama kiiremini ja suuremaks kui isased (Antoszek & Krzykawski, 2005; Mikelsaar, 1984). Antud andmete puhul osutus küll kõige pikemaks kalaks emane (360 mm), kuid kõige vanemaks hoopis isased (neli 17-aastast kala). Käesolevas töös osutusid ka isaste kasvukiirused suuremateks kui emastel (joonis 5, tabel 3), kuid kui võrreldi kasvukiirusi ühe perioodi raames emaste ja isaste vahel, siis statistiliselt olulist erinevust ei leitud (tabel 3). Küdema lahe andmestikust selgus statistiliselt oluline erinevus emaste ja isaste teoreetilises maksimaalses pikkuses. Emased isendid olid suuremad, kinnistades teadmist, et emased lestad kasvavad suuremaks kui isased.

Nii statistilise kui ka vanuselise „lõikamise” meetodi puhul on kasvuparameetrid väga olulised pikkuselt vanusele üleminekuks, moodustades meetodite põhjaneva aluse. Kasvuparameetrid võivad aastati olla varieeruvad ning sellega tuleks arvestada vanuselist koosseisu modelleerides, sest ebakorreksete kasvuparameetrite kasutamine võib põhjustab ebakõlasid tegeliku ja modelleeritud vanuselise koosseisu vahel. Kasvuparameetrite erinevuste tõttu andmerea alguses ja lõpus, jagati aegrida lühemateks perioodideks, mida iseloomustavad erinevad kasvuparameetrid, millevahelised erinevused olid statistiliselt olulised. Sugudevahelised kasvukiirused ei erinenud statistiliselt kummalgi perioodil, mis võis tuleneda selles, et mõlema soo kasvukiirused aastate lõikes järgisid ühtset joont. Küll aga esinesid erinevused asümptootilise kasvu väärtustes, kinnistades teadmist, et emased kasvavad isastest suuremaks.

Vanuselise koosseisu modelleerimiseks on oluline kasutada just selliseid kasvuparameetreid, mis iseloomustaksid uuritavat perioodi. Tihti on pikkade aegridade puhul peamiseks probleemiks see, et vanused on määratud üksikute hilisemate aastate kohta. Lühema perioodi kasvuparameetrite kasutamine pikema ajaperioodi kirjeldamiseks on sobilik siis, kui kasvuparameetrite varieeruvus ajas on väike. Antud andmete puhul võis täheldada väikest varieeruvust 2000-2007 perioodil, samas kui 2008-2011 perioodil oli parameetrite varieeruvus suurem, mida peamiselt põhjustasid 2009 ja 2010 aasta suured kasvukiirused. Viimase perioodi kasvukiirused olid ühe ühiku võrra suuremad kui 2000-2007 perioodil, tõenäoliselt olles üheks oluliseks faktoriks, miks lühema perioodi parameetreid kasutades modelleeriti

vanuseline koosseis suurema veaga kui konkreetsele perioodile iseloomulikke kasvuparameetreid kasutades.

Kasvukiirused võivad aastati olla väga varieeruvad, sest on mõjutatavad mitmete tegurite poolt, näiteks toidu kättesaadavus (Tarpgaard *et al.*, 2005), vee temperatuur ja soolsus (Tallqvist *et al.*, 1999; Gibson, 2014). Miks olid just aastate 2009 ja 2010 kasvukiirused märkimisväärselt suuremad võrreldes teiste aastatega on ebaselge. Üheks mõjutavaks teguriks võis olla ka populatsioonitihedus. Florin *et al.* (2013) on näidanud, et suurema populatsioonitiheduse korral on lestade kasvukiirus väiksem. Aastaid 2009 ja 2010 iseloomustab andmete vähene hulk (tabel 1), mis võib teoorias kirjeldada väiksemat populatsioonitihedust. Samas Florin *et al.* (2013) näitas ka seda, et kui populatsioonitihedus on väiksem, siis kasvavad isendid suuremaks. Tabelis 2 on näha, et aastaid 2009 ja 2010 iseloomustavad hoopiski madalamaid teoreetilise maksimaalse pikkuse väärtused. Tõenäoliselt võis neil kahel aastal olla tegemist mitmete erinevate faktorite koosmõjuga, mis määrasid ära kiirema kasvukiiruse.

4.2 Meetodite võrdlus

Vanuse „lõikamise” meetod kasutab ümberpööratud von Bertalanffy kasvuvõrrandit pikkuselt vanusele üleminekuks. von Bertalanffy kasvumudel on deterministlik ehk eeldatakse, et kõikide isendite kasvukiirus on sama. Üheks põhjuseks, miks vanuselise „lõikamise” modelleeritud vanuseline koosseis sarnanes rohkem tegeliku vanuselise koosseisuga, võis tuleneda faktist, et nii kasvuparameetrite arvutamise kui ka vanuselise koosseisu modelleerimise aluseks oli von Bertalanffy kasvumudel. Vanuselise „lõikamise” modelleeritud ja tegeliku vanuselise jaotuse erinevused on põhjendatavad sellega, et perioodidele iseloomulikud kasvuparameetrid erinevad igale aastale iseloomulikest kasvuparameetritest, põhjustades mõningaid ebakõlasid modelleeritud ja tegeliku vanuselise koosseisu vahel.

Antud töös on eeldatud, et pikkussagedus on jaotatud kümneks osaks. See tähendab, et antud andmed peaksid kirjeldama kümne vanuseklassi pikkusjaotusi. Igat jaotust iseloomustab kolm parameetrit, seega kokku peab hindama 30 parameetrit. Nii suures koguses parameetrite hindamine kattuvate pikkusjaotuste korral on keeruline ja vigade tekkimine parameetrite hindamisel tõenäoline. Kattuvate pikkusjaotuste korral rakendatakse mõningate parameetrite väärtuste fikseerimist, et lihtsustada tööd ja suurendamiseks saadud tulemuste usaldusväärsust

(Macdonald & Pitcher, 1979). Antud töös kasutati seesugust keskvaartuse (μ) piirangut, et viimase kolme vanuseklassi pikkusjaotuste keskvaartused ühtivad von Bertalanffy kasvuvõrrandi poolt välja arvutatavatega. Seetõttu võib ka modelleeritud ja tegelike vanuste võrdlusgraafikutelt näha (joonis 6-9), et kaheksa-, üheksa- ja kümneaastaste vanuseklasside vaartused mõlema meetodi puhul järgivad ühtsemat joont kui nooremate vanuseklasside puhul.

Meetodite suutmatust määrata isendeid konkreetsetesse vanuseklassidesse võib olla tingitud nii andmete vähesusest antud vanuseklassi kohta kui ka vanuseklassi pikkusjaotuse kattuvusest mõne teise arvukama vanuseklassiga. Mida suurem on vanuseklassi pikkusjaotuse standardhälve, seda laiemat pikkuvahemikku vanuseklass hõlmab, põhjustades suuremal määral kattumist teiste vanuseklassidega. Vanuseklassid, milledele mudelid ei suutnud vaatlusi tuvastada, omavad naabruses olevate vanuseklassidega väga sarnaseid keskvaartusi, mis eristuvad üksteisest keskmiselt 0,5 cm võrra. Suutmatust vanuseklassi vaatlusi määrata on tõenäoliselt mõjutatud sarnaste keskvaartuste ja kasvuparameetrite koosmõju poolt.

Statistilise „lõikamise“ üheks peamiseks probleemiks oli nooremate vanuseklasside, eelkõige ühe-, kahe- ja kolmeaastaste arvukuse ülehindamine. Määratud vanuste puhul tuli aga ilmsiks, et üheaastaseid isendeid olid püütud üksikuid. Seirepüüke teostati fikseeritud jaamadest 14-20 meetri sügavuselt. Tõenäoliselt paiknevad samasuvised ja üheaastased isendid madalamas vees (Mikelsaar, 1984; Ojaveer & Dreves, 2003; Florin & Lavados, 2010), seletades ära, miks ainult üksikud üheaastased kalad võrkudesse kinni jäid. Miks statistilise „lõikamise“ meetod ennustab nii palju üheaastaseid on hetkel veel ebaselge ning vajab täiendavat uurimist.

Meetodid erinevad ka sellepolest, missugust vanuseklassi arvukaimaks ennustavad. Vanuselise „lõikamise“ meetod kipub domineerima(d) vanuseklassi(d) aastati määrama ühe aasta võrra vanemaks kui statistiline „lõikamine“. Pigem üksikutel kordadel ühtivad meetodite poolt ennustatud arvukaimad vanuseklassid tegeliku andmestikuga (joonis 6-9). Kui meetodid järjepidevalt ennustavad domineeriva vanuseklassi valeks, siis võib see mõjutada hinnanguid suremusele. Eelkõige võib see mõju avaldada vanuseklasside vaheliste suremuse vaartustele. See tähendab seda, et võidakse ala- või ülehinnata suremust (Heery & Berkson, 2009). Mõju mitme vanuseklassi peale arvutatud keskmisele suremusele on arvatavasti väiksem, sest erinevad ala- ja ülehinnamised kompenseerivad üksteisest, mistõttu lõplik hinnang suremusele kirjeldab tõenäoliselt reaalselt olukorda. Kui ülehinnatakse vanemate isendite osakaalu andmestikus, siis hinnatakse populatsiooni suremus madalamaks kui see tegelikult on (Heery

& Berkson, 2009). Sellest lähtuvalt võidakse püügikvoote suurendada, mis omakorda võib põhjustada ülepüüki.

4.3 Andmete sobivus ja vanuselise koosseisu mõju suremuse hindamiseks

Saagikõver kujutab endas põlvkondade arvukuse muutust läbi aja. Kui kõik vanuseklassid on püükides samavõrra esindatud, peaks olema täheldatav vanemate vanuseklasside arvukuse järkjärguline vähenemine läbi aastate. Saagikõverad annavad informatsiooni ka suremuse kohta, st. põlvkonna saagikõverat iseloomustav tõus/kallak on konverteeritav kogu suremuseks (Z) (Haddon, 2001).

Populatsiooni tasemel, mida noorem vanuseklass seda suurem on arvukus. Püügiandmetes võib aga esineda näiteks üheaastaseid vähem kui kaheaastaseid. Sellisel juhul öeldakse, et üheaastased pole veel täielikult värvatud varu koosseisu (ingl k. *not fully recruited*). Selline nii-öelda osaline värbamine võib tuleneda püügivahendite selektiivsusest, näiteks väikese kala võrkujäämise võimalus võib olla väiksem kui suuremate kalade puhul või siis püügipiirkonna eripärast, seal hulgas erinevustest vanusegruppide levikualas (Wallace & Fletcher, 2001). Noorte vanuseklasside osalist värbamist on näha ka Küdema lahe seireandmetelt. Tõenäoliselt põhjuseks on see, et ühe- ja kaheaastased isendid paiknevad eelistatult mõnevõrra madalamatel sügavustel kui seirepüüke teostatakse. Esimene vanuseklass, mida värvatakse täies mahus on statistilise meetodi puhul kolme- ja vanuselise „lõikamise” meetodi puhul neljaaastased. Alates nendest vanuseklassidest peaks toimuma edasiste vanuseklasside arvukuste järkjärguline vähenemine. Antud andmete puhul on aga näha, et pigem domineerib „tipus” mitu vanuseklassi, millele järgneb arvukuste järsk langus. Mitme võrdselt arvuka vanuseklassi olemasolu viitaks teoreetiliselt sellele, et suremus nende vanuseklasside vahel peaaegu puudub, samas kui järsk langus peegeldab väga suurt suremust. Seesuguste saagikõverate saamine tekitab kahtlusi kui esinduslikud andmed on populatsiooni kirjeldamiseks, mistõttu pole antud andmestik tõenäoliselt sobilik suremuse konkreetsete väärtuste arvutamiseks.

Lähtudes teadmistest, et saagikõvera kalle kirjeldab kogu suremust, siis on kalde järskuse põhjal võimalik võrrelda erinevate „lõikamise” meetodite poolt produtseeritud saagikõveraid ning nende ennustatavaid suremusi. Mida järsem on saagikõvera kalle, seda suurem kogu suremus. Jooniselt 12 on näha, et statistilise „lõikamise” meetodi puhul on saagikõver mõnevõrra järsema langusega kui vanuselise „lõikamise” meetodi puhul. Võttes arvesse fakti,

et mõlema meetodi puhul eeldatakse sama looduslikku suremust (M), siis töendusliku suremuse (F) arvutamisel annab statistiline meetod kõrgema suremuse väärtuse. See tulemus ühtib Scott *et al.* (2011) väitega, et statistiline meetod annab konservatiivsema hinnangu varu seisule kui vanuse „lõikamise” meetod.

4.4 Andmete sobivus ja vanuselise koosseisu mõju põlvkondade tugevuse hindamiseks

Põlvkondade arvukuse muutuse jälgitavus läbi aastate on hea viis kontrollimaks andmestiku sobivust varu seisundi parameetrite (sh suremus) hindamiseks. Küdema lahe seirepüügi andmete põhjal läbi viidud andmete järjepidavuse analüüs (ingl k. *internal consistency*) ei tuvastanud seoseid vanuseklasside vahel. Lesta puhul on varemgi täheldatud raskusi põlvkondade jälgitavuses (ICES, 2014). Raskused põlvkondade jälgimisel võivad olla tingitud nii populatsiooni fluktuueruvast levikualast ja sellega seonduvalt kogutud proovide ebapiisavast kattuvusest populatsiooni levikualaga või mõnest muust faktorist, mis mõjutab isendi kinnipüütavust (ingl k. *catchability*) (ICES, 2004).

Määratud vanuste andmestikku kasutades leiti põlvkondade jälgitavuses seos ainult kahe- ja kolmeaastaste vahel ($R^2=0,569$, $p=0,007$). Võrreldes ülejäänute vanuseklasside vaheliste seostega, millede puhul determinatsioonikordaja väärtused lähenesid nullile, võib pidada seost mõõdukalt heaks. Modelleeritud vanuste puhul aga ei tuvastatud seost kahe- ja kolmeaastaste vahel.

Võib öelda, et Küdema laht asub rajoonide 28 ja 29 piirimail (joonis 1). Rajooni 28 peetakse terviklikuna süvikukudu lesta majandatavaks üksuseks, olgugi et tõenäoliselt Riia lahes esineb rannikukudulesta. Hetkeseisuga pole täpselt teada, millistes vahekordades ranniku- ja süvikukudulesta rajoonis 28 esineb, kuid arvatakse, et süvikukudulest domineerib (ICES, 2014). Vitiņš (1976; ref. Mikelsaar, 1984) oma märgistamistulemuste alusel väitis, et Põhja- ja osaliselt ka Lääne-Eesti rannikualad on asustatud ühtse läänesoome populatsiooni poolt ning et Saaremaa piirimail võib leiduda ka idagotlandi populatsiooni isendeid (ICES, 2010). Hilisemate märgistamistulemuste alusel on arvatud, et on olemas demersaalse lesta populatsioon, mis algab Irbe väinast ning liigub mööda Liivi lahte kuni Hiiumaani välja (ICES, 2010). Liiga vähe on olemas infot, mille alusel saaks kindlalt väita, kus jooksevad erinevate demersaalse ja süvikukudulesta populatsioonide piirid. Seega ei saa välistada teooriat, et Küdema laht võib olla mitme lesta populatsiooni kokkupuutealaks (nii

demersaalse kui süvikukudulesta populatsioonid), mistõttu antud piirkonnast kogutud seirepüügiandmed pole ühe konkreetse populatsiooni kirjeldamiseks representatiivsed.

Andmete järjepidavuse puudumise selgitamiseks on võimalik ka stsenaarium, kus tervet Eesti rannikuala asustab ainult üks lesta populatsioon. Sellisel juhul võib ebakvaliteetseid tulemusi tekitada populatsiooni suur liikuvus. See idee on mõnevõrra küsitav, sest on allikaid mis viitavad, et lest on küllaltki statsionaarne kala, liikudes päevas keskmiselt 100-200 meetrit (Dando, 2011) ning võib moodustada isegi alampopulatsioone (Aro & Sjöblöm, 1983). Samas on täheldatud, et lest võib sooritada isegi kuni 700 km pikkuseid rändeid (Mikelsaar, 1984), kuid keskmiselt jäävad ränded siiski alla 200 kilomeetri (ICES, 2010). Ühtse populatsiooni teooriale on vastu ka Drevs (2006), kes soovitas käsitleda Põhja-Eesti rannikul olevat lesta eraldiseisva populatsioonina tulenevalt erinevustest kasvukiirustes ning arvukuste muutustes.

Nakkevõrkudega ja traalimisega läbiviidavaid seirepüüke teostatakse eesmärgiga saada kalandusest sõltumatuid tulemusi kala koosluste kohta (Gray *et al.*, 2005). Ainult töönduspüükide andmeid arvesse võtmine võib põhjustada eelarvamuslikkust, sest töönduslaevad toovad maale sellises suuruses kala, mis turul kõige rohkem hinnas. Lisaks sellele tuleb arvestada ka seda, et töönduspüügid ei kajasta alamõõdulise kala osakaalu. Seega töönduslaevadelt saadav informatsioon on tihtipeale puudulik hindamiseks populatsiooni koosseisu. Töönduspüügis üritatakse rakendada väga selektiivset püügimetoodikat, teaduspüügis on aga vastupidi. Seetõttu on nakkevõrkude jadas esindatud võimalikult erinevad silmasuurused. Iga silmasuurus peaks kinni püüdma erinevaid pikkusvahemikke, mis osaliselt kattuvad, kuid kõige arvukamalt püütud pikkusklassid peaksid erinema tulenevalt võrgusilma suurusest. Lesta puhul võrgusilma suurus ei selekteeri pikkusklassi väga hästi (joonis 3). Väiksemat selekteerivust võib põhjustada lesta lamenenud kehakuju, mistõttu võrku jäädakse kinni peamselt suuga/hammastega ning mässitakse end võrgu sisse. Seetõttu võibki esineda olukord, kus suurema silmaga võrk püüab rohkem väiksemõõdulist kala kui väiksem võrgusilma suurus (joonis 3). Lesta võrku kinnijäämise stohhastilisusel võib esineda kaudne mõju andmete representatiivsusele, mõjutades eelkõige isendi kinnipüüdavust.

KOKKUVÕTE

Käesoleva töö eesmärgiks oli katsetada Eestis senini kasutatust veel mitte leidnud statistilisi meetodeid konverteerimaks kalade pikkusjaotuse andmeid vanuseliseks koosseisuks. Töös kasutati vanuselise „lõikamise” ja statistilise „lõikamise” meetodeid Küdema lahest püütud lestade (*Platichthys flesus trachurus*) vanuselise koosseisu modelleerimiseks. Peamiseks eesmärgiks oli hinnata kahe meetodi töö täpsust ja valideerida modelleeritud vanuselisi koosseise „tegelikega”, mis olid saadud kala vanuse määramisel otoliitidelt. Teiseks, hinnati, kui oluline on kasvuparameetrite uuendamine pikkade aegridade puhul. Kolmandaks, uuriti, missugust mõju avaldab modelleeritud vanuseliste koosseisude kasutamine varu seisundi parameetrite hindamisele.

Statistilise ja vanuselise „lõikamise” meetodite poolt modelleeritud vanuselised koosseisud erinesid oluliselt tegelikust vanuselisest koosseisust. Tõenäoliselt peamiseks põhjuseks, miks modelleeritud vanuselised koosseisud erinesid tegelikust vanuselisest koosseisust on andmete vähesusest ühe aasta raames. Mõlema meetodi üheks suurimaks probleemiks oli suutmatus määrata isendeid mõningatesse vanuseklassidesse, mis võis samamoodi olla tingitud andmete vähesest hulgast ühe vanuseklassi kohta. Teiseks põhjuseks võib olla ka see, et vanemate vanuseklasside pikkusjaotuste keskväärtused on väga sarnased, mistõttu erinevate vanuseklasside pikkusjaotused kattuvad suuresti ning nende eristamine kattuvuse ja andmete vähesuse tõttu on väga keeruline. Selleks, et modelleeritud vanuseline koosseis oleks võimalikult sarnane tegelikule vanuselise koosseisule, peab olema andmete hulk piisavalt suur, et kattuvate vanuseklasside pikkusjaotused oleksid siiski eristatavad.

Esialgelt modelleeriti vanuselist koosseisu kasutades 2000-2007 ja 2008-2011 perioodispetsiifilisi kasvuparameetreid. Hindamaks kui oluline on perioodispetsiifiliste kasvuparameetrite kasutamine, viidi analüüs uuesti läbi, kuid seekord rakendati 2008-2011 perioodi kasvuparameetreid kogu aegreale (2000-2011). Selgus, et „valede” kasvuparameetrite kasutamise tulemusena modelleerisid mõlemad meetodid veelgi suurema veaga vanuselisi koosseise võrreldes selle analüüsiga, kui kasutati perioodispetsiifilisi kasvuparameetreid. Saab järeldada, et viimaste aastate põhjal hinnatud kasvuparameetrite kasutamine pikema ajaperioodi kirjeldamiseks on sobilik siis, kui kasvuparameetrite varieeruvus ajas on väike.

Käesoleva töö raames selgus, et Küdema lahe lesta andmestik pole ühe konkreetse lesta populatsiooni kui terviku seisundi kirjeldamiseks representatiivne. Sellest tulenevalt polnud

võimalik kasutada modelleeritud ja tegelikku vanuselist koosseisu konkreetsete suremuse hinnangute andmiseks. Võimalikuks osutus hinnata erinevate vanuseliste koosseisude (modelleeritud või tegelike) suhtelist mõju suremuse väärtustele, võrreldes vanuselise või statistilise „lõikamise” meetodi poolt modelleeritud vanuseliste koosseisude põhjal arvatud saagikõveraid. Statistilise „lõikamise” meetodi puhul on saagikõver järsema langusega kui vanuselise „lõikamise” meetodi puhul. See tähendab, et kasutades statistilise „lõikamise” meetodi poolt modelleeritud vanuselist koosseisu, hindame suremust suuremaks kui kasutades vanuselise „lõikamise” meetodit.

Töö autor arvab, et käesoleva töö tulemused on kasutatavad hinnangu saamiseks erinevatest vanuse modelleerimise meetoditest ja nende võrreldavusest määratud vanustega. Tuleb tõdeda, et töö mudelorganism Küdema lahe lest ei osutunud parimaks näiteks uurimaks, kuidas erinevused modelleeritud ja määratud vanuste vahel mõjutavad populatsiooni seisundi hinnangut. Peamiseks probleemiks osutus see, et lesta populatsiooni definitsioon ja piirid on antud juhul ebaselged, mistõttu selgus ka käesoleva töö tulemustest, et tõenäoliselt ei ole Küdema lahe lesta andmed representatiivsed ühe populatsiooni kui terviku kohta. Tulevikus tasuks statistilise ja vanuselise „lõikamise” meetodit testida mõne teise rannikumere liigi peal, mille puhul on populatsioon selgemini defineeritud. Antud juhul võiks sobida heaks alternatiiviks näiteks koha (*Stizostedion lucioperca* L.) Pärnu lahes.

TÄNUAVALDUSED

Autori eriline tänu kuulub juhendajatele Margit Eerole ja Redik Eschbaumile väga oluliste nõuannete, näpunäidete, toetuse, soovitude ning abi eest töö koostamisel. Autor soovib tänada veel Kristiina Jürgensit, kes teostas lesta vanuse määramist otoliitidelt. Suur tänu ka kõigile teistele TÜ Eesti Mereinstituudi kalanduse osakonna töötajatele, kes on osalenud käesolevas töös kasutatud seireandmete kogumisel. Samuti soovib töö autor tänada Mihkel Väljat, kes aitas töö valmimisele omal moel kaasa.

KASUTATUD KIRJANDUS

- Antoszek, A. & Krzykawski, S., 2005. Growth pattern of flounder, *Platichthys flesus* (L.), from the Gulf of Gdansk (southern Baltic Sea). *Acta Ichthyologica Et Piscatoria* 35, 51–60.
- Aro, E. & Sjöblom, V., 1983. The migration of the flounder in the Northern Baltic Sea. ICES CM 1983/J:26 (mimeo).
- Bagge, O., 1981. Demersal fishes-The Baltic Sea. (ed. By Voipio A). Elsevier Oceanography Series 30, 311–333.
- Beaumont, W.R.C. & Mann, R.H.K., 1984. The age, growth and diet of a freshwater population of the flounder, *Platichthys flesus* (L.), in southern England. *Journal of Fish Biology* 25, 607–616.
- Bermejo, S., 2007. Fish age classification based on length, weight, sex and otolith morphological features. *Fisheries Research* 84, 270–274.
- Borg, J.P.G., Westerborn, M., Lehtonen, H., 2014. Sex-specific distribution and diet of *Platichthys flesus* at the end of spawning in the northern Baltic Sea. *Journal of Fish Biology* 84, 937–951.
- Britton, J.R. & Blackburn, R., 2014. Application and utility of using otolith weights in the ageing of three flatfish species. *Fisheries Research* 154, 147–151.
- Campana, S.E., 2001. Accuracy, precision and quality control in age determination, including a review of the use and abuse of age validation methods. *Journal of Fish Biology* 59, 197–242.
- Carvalho, G.R. & Hauser, L., 1994. Molecular genetics and the stock concept in fisheries. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 4, 326–350.
- Cieglewicz, W. & Hoppe G., 1970. The relation between the water temperature and the rate of growth of flounder *Platichthys flesus* (L.) in Gdansk Bay. *Acta Ichthyologica Et Piscatoria* 1, 67–72.
- Cieglewicz, W., Draganik, B., Żukiwski Cz., 1969. Characteristic of growth of flounder (*Platichthys flesus* L.) and turbot (*Scophthalmus maximus* L.) by means of the v.Bertalanffy's equation. *Bulletin of the Sea Fisheries Institute, Gdynia, Poland ser. A15*, 121-132. (ref. Draganik & Kuczynski, 1993).
- Cerrato R.M., 1990. Interpretable statistical tests for growth comparisons using parameters in the von Bertalanffy Equation. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 47, 1416-1426.
- Draganik B. & Kuczynski J., 1993. A review of growth rate of the Baltic flounder (*Platichthys flesus* L.) derived from otolith measurements. *Biuletyn Morskiego Instytutu Rybackiego* 130, 21–36.
- Dreves, T., Kadakas, V., Lang, T., Mellergaard, S., 1999. Geographical variation in the age/length relationship in Baltic flounder (*Platichthys flesus*). *ICES Journal of Marine Science* 56, 134-137.

- Dreves, T., 2006. Ecology of flounder, *Platichthys flesus trachurus* (Duncker) in the Eastern Baltic Sea. Tallinn University, Dissertations on Natural Science 14, 47 p.
- Dreves, T., Jaanus, A., Põllumäe, A., 2007. Catch per unit effort and growth of flounder (*Platichthys flesus*): impact of temperature. ICES CM 2007/B:23.
- Dreves, T., Jaanus, A., Vahtmäe, E., 2007. Effect of cyanobacterial blooms on the abundance of flounder *Platichthys flesus* (L.) in the Gulf of Finland. Proceedings of the Estonian Academy of Sciences, Biology and Ecology 56, 196-208.
- Dreves, T. & Raid, T., 2010. Comparative study of three alternative methods of aging Baltic flounder (*Platichthys flesus*). Estonian Journal of Ecology 59, 136-146.
- Eschbaum, R., Saat, T., Vetemaa, M., Verliin, A., Eero, M., Albert, A., Spilev, H., 2004. Eesti rannikumere kalastiku muutused viimastel aastatel. Estonian Maritima 6, 73-109.
- Florin, A.-B., 2005. Flatfishes in the Baltic Sea – a review of biology and fishery with a focus on Swedish conditions. Finfo 2005: 14. 56p.
- Florin, A.-B., Höglund, J., 2008. Population structure of flounder (*Platichthys flesus*) in the Baltic Sea: differences among demersal and pelagic spawners. Heredity 101, 27-38.
- Florin, A.-B., Sundblad, G., Bergström, U., 2009. Characterisation of juvenile flatfish habitats in the Baltic Sea. Estuarine, Coastal and Shelf Science 82, 294–300.
- Florin, A.-B. & Lavados, G., 2010. Feeding habits of juvenile flatfish in relation to habitat characteristics in the Baltic Sea. Estuarine, Coastal and Shelf Science 86, 607–612.
- Florin, A.-B., Bergström, U., Ustups, D., Lundström, K., Jonsson, P., R., 2013. Effects of a large northern European no-take zone on flatfish populations. Journal of Fish Biology 83, 939-962.
- Fonds, M., Cronie, R., Vethaak, A.D., Van Der Puyl, P., 1992. Metabolism, food consumption and growth of plaice (*Pleuronectes platessa*) and flounder (*Platichthys flesus*) in relation to fish size and temperature. Netherlands Journal of Sea Research 29, 127–143.
- Gibson, R.N., Nash, R.D.M., Geffen, A.J., Van der Veer, H.G., 2014. Flatfishes: Biology and Exploitation (2nd edition). Blackwell Science Ltd. 576 pp.
- Gray, C.A., Jones, M.V., Rotherham, D., Broadhurst, M.K., Johnson, D.D., Barnes, L.M., 2005. Utility and efficiency of multi-mesh gill nets and trammel nets for sampling assemblages and populations of estuarine fish. Marine and Freshwater Research 56, 1077-1088.
- Haddon, M., 2001. Modelling and quantitative methods in fisheries. Chapman & Hall/ CRC, A CRC Press Company. 406 pp.
- Heery, E.C. & Berkson, J., 2009. Systematic Errors in Length Frequency Data and their Effect on Age-Structured Stock Assessment Models and Management. Transactions of the American Fisheries Society 138, 218–232.

- Hining, K.J., West, J.L., Kulp, M.A., Neubauer, A.D., 2000. Validation of scales and otoliths for estimating age of rainbow trout from southern Appalachian streams. *North American Journal of Fisheries Management* 20, 978-985.
- Hutchinson, S. & Hawkins, L.E., 2004. The relationship between temperature and the size and age of larvae and peri-metamorphic stages of *Pleuronectes flesus*. *Journal of Fish Biology* 65, 448–459.
- ICES. 2004. Report of the Study Group on Assessment Methods Applicable to Assessment of Norwegian Spring-Spawning Herring and Blue Whiting Stocks (SGAMHBW). 19-22 March 2004, Lisboa, Portugal. ICES CM 2004/ACFM:14. 166 pp.
- ICES. 2007. Report of the Workshop on Age Reading of Flounder (WKARFLO). 20–23 March 2007, Öregrund, Sweden. ICES CM 2007/ACFM:10. 69 pp.
- ICES. 2008. Report of the 2nd Workshop on Age Reading of Flounder (WKARFLO). 26–29 May 2008, Rostock, Germany. ICES CM 2008/ACOM:38. 53 pp.
- ICES. 2010. Report of the Workshop on Flatfish in the Baltic (WKFLABA). 8–11 November 2010, Öregrund, Sweden. ICES CM 2010/ACOM:68. 86 pp.
- ICES. 2012. Report of the Stock Identification Methods Working Group (SIMWG). 14–16 May 2012, Manchester, UK. ICES CM 2012/SSGSUE:04. 48 pp.
- ICES. 2013. Report of the Baltic International Fish Survey Working Group. ICES CM2013/SSGESST:08, Addendum 1, 75 pp.
- ICES. 2014. Report of the Benchmark Workshop on Baltic Flatfish Stocks (WKBALFLAT). 27-31 January 2014, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2014/ACOM:39. 322pp.
- ICES. 2014b. Report of the Baltic Fisheries Assessment Working Group (WGBFAS). 3-10 April 2014, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2014/ACOM:10. 840 pp.
- Juan Du 2002. Combined algorithms for fitting finite mixture distributions. Master's thesis, McMaster University.
- Kimura, D.K., 1980. Likelihood methods for the von Bertalanffy growth curves. *Fishery Bulletin* 77, 765-776.
- Kell, L.T. & Kell, A., 2011. A comparison of age slicing and statistical age estimation for mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). *Collective Volume of Scientific Papers ICCAT* 66, 1522-1534.
- Kell, L.T. & Ortiz, M., 2011. A comparison of statistical age estimation and age slicing for atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*). *Collective Volume of Scientific Papers ICCAT* 66, 948-955.
- Kell, L.T., Mosqueira, I., Grosjean, P., Fromentin, J-M., Garcia, D., Hillary, R., Jardim, E., Mardle, S., Pastoors, M.A., Poos, J-J., Scott, F., Scott, R.D., 2007. FLR: an open-source framework for the evaluation and development of management strategies. *ICES Journal of Marine Science* 64, 640-646.

- Macdonald, P.D.M. & Pitcher, T.J., 1979. Age-Groups from Size-Frequency Data: A Versatile and Efficient Method of Analyzing Distribution Mixtures. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada* 36, 987–1001.
- Maceina, M.J., Boxrucker, J., Buckmeier, D.L., Gangl, R.S., Lucchesi, D.O., Isermann, D.A., Jackson, J.R., Martinez, P.J., 2007. Current Status and Review of Freshwater fish Aging Procedures Used by State and Provincial Fisheries Agencies with Recommendations for Future Directions. *Fisheries Research* 32, 329-340.
- Mielck, W., 1926. Untersuchungen über die pelagische Fischbrut(Eier und Larven) in der Ostsee im April 1925. *Berichte der Deutsch. Wiss kommission f Meeresforschung* 2, 311–318. (Ref. Florin & Höglund, 2008).
- Mikelsaar, N.F., 1958. Flounder of the Eastern Baltic Sea. Dissertatsiya na soiskanie uchenoj stepeni kandidata biologicheskikh nauk. Institut Zoologii i Botaniki Akademii Nauk Estonskoj SSR. Tartu, 280 s (in Russian). (Ref. Mikelsaar, 1984).
- Mikelsaar, N., 1984. Eesti NSV kalad. Valgus, Tallinn. 432 lk.
- Morin, R., LeBlanc, S.G., Campana, S.E., 2013. Bomb Radiocarbon Validates Age and Long-Term Growth Declines in American Plaice in the Southern Gulf of St. Lawrence. *Transactions of the American Fisheries Society* 142, 458–470.
- Nissling, A., Westin, L., Hjerne, O., 2002. Reproductive success in relation to salinity for three flatfish species, dab (*Limanda limanda*), plaice (*Pleuronectes platessa*), and flounder (*Pleuronectes flesus*), in the brackish water Baltic Sea. *ICES Journal of Marine Science* 59, 93–108.
- Nissling, A., Thorsen, A., da Silva, F., F., G., 2015. Fecundity regulation in relation to habitat utilisation of two sympatric flounder (*Platichthys flesus*) populations in the brackish water Baltic Sea. *Journal of Sea Research* 95, 188-195.
- Ojaveer, E., Dreves, T., 2003. Flounder, *Platichthys flesus trachurus* (Duncker). The fishes of Estonia (Ojaveer, E., Pihu, E., Saat, T., eds.). Estonian Academy Publishers, Tallinn. 362-370 p.
- Pauly, D., 1987. A review of the ELEFAN system for analysis of length-frequency data in fish and aquatic invertebrates. Length-based methods in Fisheries Research. ICLARM Conference Proceeding 13. 7-34 p.
- Payne, M.R., Clausen, L.W., Mosegaard, H., 2009. Finding the signal in the noise: objective data-selection criteria improve the assessment of western Baltic spring-spawning herring. *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil*.
- Punt, A.E., Huang, T., Maunder, M.N., 2013. Review of integrated size-structured models for stock assessment of hard-to-age crustacean and mollusca species. *ICES Journal of Marine Science* 70, 16-33.
- R Core Team 2014. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.

- Rijnsdorp, A.D., 1994. Population-regulation processes during the adult phase in flatfish. *Netherlands Journal of Sea Research* 32, 207-223.
- Sager, G. & Berner, M., 1989. Investigations of growth in length and weight of three flatfish species in the Baltic. *Rapports et procès-verbaux des réunions / Conseil permanent international pour l'exploration de la mer* 190, 105-108.
- Scott, F., Osio, G.C., Cardinale, M., 2011. Comparison of age slicing methods. Working document at the STECF Mediterranean Subgroup, available in Cardinale M., Raetz H.-J. and Aymen Charef. 2011. Scientific, Technical and Economic Committee for Fisheries (STECF) – Report of the Assessment of Mediterranean Sea stocks; part 2 (STECF-11–14) (Luxembourg: Publications Office of the European Union; ISBN 978-92-79-22171-2).
- Sparre, P. & Venema, S.C., 1998. Introduction to Tropical Fish Stock Assessment: Manual. DANIDA, Food and Agriculture Organization of the United Nations. Issue 360 of FAO fisheries technical report. 422 pp.
- Tallqvist, M., Sandberg-Kilpi, E., Bonsdorff, E., 1999. Juvenile flounder, *Platichthys flesus* (L.), under hypoxia: effects on tolerance, ventilation rate and predation efficiency. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology* 242, 75–93.
- Tarpgaard, E., Mogensen, M., Grønkjær, P., Carl, J., 2005. Using short-term growth of enclosed 0-group European flounder, *Platichthys flesus*, to assess habitat quality in a Danish bay. *Journal of Applied Ichthyology* 21, 53–63.
- Thoreson, G., 1993. Guidelines for coastal monitoring. *Kustrapport*. 35 p.
- Ustups, D., Müller-Karulis, B., Bergstrom, U., Makarchouk, A., Sics, I., 2013. The influence of environmental conditions on early life stages of flounder (*Platichthys flesus*) in the central Baltic Sea. *Journal of Sea Research, Proceedings of the 8th International Symposium on Flatfish Ecology, Part I* 75, 77–84.
- Vitinš, M., 1976. Some regularities of flounder (*Platichthys flesus* L.) distribution and migrations in the eastern and north-eastern Baltic. *Fischerei- Forschung*, 14, 39–48 (in Russian). (Ref. Mikelsaar, 1984).
- von Bertalanffy L., 1938. A quantitative theory of organic growth (inquiries on growth laws. II). *Human Biology* 10, 181-213.
- Wallace, R.K. & Fletcher, K.M., 2001. Understanding fisheries management: A manual for understanding the Federal Fisheries Management Process, Including Analysis of the 1996 Sustainable Fisheries Act. Second Edition. Mississippi Alabama Sea Grant Consortium. 56 pp.

SUMMARY

Modelling flounder (*Platichthys flesus trachurus*) age structure using data from Küdema bay – comparison of two methods

Kristiina Hommik

The objective of this study is to apply different kind of statistical methods to convert length distribution data of fish to age distributions. This study used knife edge method and statistical slicing to model age composition of flounder (*Platichthys flesus trachurus*), caught in scientific surveys in Küdema bay. The main purpose of this study is to compare the accuracy of the two methods and to validate the outcome of these methods with “real” age distributions derived from age readings from the otoliths. Secondly, it is estimated how important it is to renew growth parameters time to time for modeling age composition using long time-series of length data. The third main goal is to evaluate how does age composition modeling may impact the perception of stock status.

Age compositions produced by statistical slicing and knife edge method differentiated considerably from the actual age compositions. The difference between modeled and actual age composition is probably affected by the low amount of data for each year. The largest problem for both methods is the incapability to assign observations to some age-classes. This is probably also influenced by the low amount of data. The second reason could have been that length distributions of the older age-classes were very similar and overlapped, making it very hard to separate different age-classes in length distributions. It can be concluded that for the statistical slicing and knife edge methods to produce reliable age compositions, one must have enough data to differentiate the overlapping length distributions of age-classes.

The age composition modeling was carried out separately for two periods, 2000-2007 and 2008-2011 using growth parameters calculated for these periods. To assess how important it is to use period-specific growth parameters, age composition modeling was conducted applying growth parameters from 2008-2011 for the entire time series (2000-2011). It was concluded that applying growth information originating from last couple of years for modeling age composition in a longer time period is applicable only when the growth parameters change relatively little over time.

Analyses carried out in this study indicated that the dataset of flounder from Küdema bay may not be appropriate for describing one specific flounder population. Hence, direct estimations of mortality using modeled age compositions could not be performed. Instead it was possible

to evaluate the relative effect of age compositions (modeled and determined from the otoliths) to mortality rates using catch curve analysis. With the statistical slicing method the catch curve is much steeper compared to when the knife edge method is used. This suggests that the estimated total mortality is higher when statistical slicing is used.

Author of this study suggests that the results obtained from this work are applicable for the comparison of modeled and actual age compositions. It is recognized that flounder was not the most suitable model organism to investigate in what level using modeled age compositions affect stock assessment. The main issue with flounder as a model organism was the insufficient knowledge of the population borders. Hence this work concluded that the data of flounder from Küdema bay are likely not representative for one particular flounder population. It is recommended that in the future age composition modeling using knife edge method and statistical slicing is tested with other coastal fishes whose population borders are better defined. Pike-perch (*Stizostedion lucioperca* L.) in Pärnu bay is considered a good option.