

Pro gradu –tutkielma

**Verkkokoekalastus ja merkintä-takaisinpyynti
metsäjärvien kalakantojen ja kalayhteisön rakenteen
arvioinnissa**

Joni Tiainen



Jyväskylän yliopisto

Bio- ja ympäristötieteiden laitos

Kalabiologia ja kalatalous

15.6.2008

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO, Matemaattis-luonnontieteellinen tiedekunta

Bio- ja ympäristötieteiden laitos

Kalabiologia ja kalatalous

TIAINEN JONI, M.: Verkkokoekalastus ja merkintä-takaisinpyynti metsäjärvien kalakantojen ja kalayhteisön rakenteen arvioinnissa

Pro gradu:

64 s.

Työn ohjaajat:

MMT Mikko Olin, FT Timo Marjomäki

Tarkastajat:

FT Timo Marjomäki, FK Tapio Keskinen

Kesäkuu 2008

Hakusanat: ahven, Carlin-merkki, *Esox lucius*, hauki, merkintä-takaisinpyynti, *Perca fluviatilis*, Petersen, *Rutilus rutilus*, Schnabel, Schumacher-Eschmeyer, särki, verkkokoekalastus, yksikkösaalis.

TIIVISTELMÄ

Tämän pro gradu –tutkielman tarkoitus oli vertailla verkkokoekalastusta ja merkintä-takaisinpyyntimenetelmiä ahvenen ja hauen tiheyksien sekä kalayhteisörakenteen selvittämisessä kuudella pienellä (2,1-13,8 ha) eteläsuomalaisella metsäjärvellä. Merkintä-takaisinpyynnin avulla selvitettiin ahvenen ja hauen yksilötiheydet ja biomassat sekä ahvenen sukupuoli- ja pituusjakaumat. Ahvenelle käytettiin usean takaisinpyyntikerran menetelmiä ja haulle myös yhden takaisinpyyntikerran menetelmää. Ahvenen merkintä-takaisinpyynti toteutettiin katiskapyynnillä vuoden 2006 toukokuussa, ja haukia pyydettiin rysillä, katiskoilla ja uistimilla touko-syyskuun aikana. Ahvenet merkittiin eväleikkauksella, ja haulat Carlin-merkillä, mikä havaittiin aikaa vieväksi ja hankalaksi menetelmäksi nukuttamattomalle kalalle. Ahvenen tiheydet vaihtelivat Schnabel-estimaattien perusteella välillä 510-1560 yksilöä/ha ja biomassat välillä 8,8-38,5 kg/ha. Kun tiheystimaatit laskettiin 1:1 sukupuolisuhteelle, tiheystimaatit nousivat 1,3-1,7 ja biomassastimaatit 1,3-2,5 kertaisiksi. Schnabel-estimaatit antoivat Schumacher-Eschmeyerin menetelmää pienemmät luottamusvälit. Ahvensaaliin lukumäärästä valtaosa (72-91 %) oli koiraita, mutta naaraat olivat koiraita suurempia. Haukitiheydet vaihtelivat välillä 12,0-22,9 yksilöä/ha (Schnabel) ja biomassat välillä 8,5-14,4 kg/ha. Verkkokoekalastus toteutettiin Nordic-yleiskatsausverkoilla heinä-elokuussa 2006. Ahvenen yksikkösaaliit vaihtelivat välillä 8,7-16,2 yksilöä/verkkoyö ja 123-681 g/verkkoyö. Särjen yksikkösaaliit olivat noin kaksinkertaiset. Tulokset olivat kuitenkin epätarkkoja, pääasiassa siksi, että järvien pienestä koosta johtuen otoskoko oli pieni. Ahvenen tiheys- ja biomassastimaattien sekä verkkoyksikkösaaliiden välinen yhteys oli parhaimmillaankin heikko. Katiska- ja verkkosaaliin lajijakaumat erosivat toisistaan siten, että katiskasaaliissa oli suhteellisesti eniten ahvenia, kun taas verkkosaaliissa särkiä oli eniten. Katiskapyynnissä ahvenkoiraiden osuus oli naaraita suurempi, mutta verkolla saatiin enemmän naaraita. Verkko pyysi sekä ahvenen että särjen osalta keskimäärin pienempiä yksilöitä, mutta erot pienenevät, kun pienimmät pituusluokat poistettiin vertailusta.

UNIVERSITY OF JYVÄSKYLÄ, Faculty of Science

Department of Biological and Environmental Science

Fish Biology and Fisheries

TIAINEN JONI, M.: Experimental gillnetting and mark-recapture method in assessing fish abundance and community structure in small forest lakes.

Master of Science Thesis: 64 p.

Supervisors: PhD Mikko Olin, PhD Timo Marjomäki,

Inspectors: PhD Timo Marjomäki, MSc. Tapio Keskinen

June 2008

Key Words: Carlin tag, catch per unit effort, *Esox lucius*, experimental gillnetting, mark-recapture, *Perca fluviatilis*, perch, Petersen, pike, roach, *Rutilus rutilus*, Schnabel, Schumacher-Eschmeyer

ABSTRACT

The aim of this Master's thesis was to compare experimental gillnetting and mark-recapture method in assessing perch and pike densities and fish community structure in six small (2,1-13,8 hectares) forest lakes in southern Finland. Mark-recapture method was used to estimate perch and pike densities and biomasses, and for perch sex and length distributions for both sexes. Multiple marking was used for perch and both single and multiple marking for pike. Perch were caught with wire traps in May, and pike from May to September using trap nets, wire traps and lures. Fin clipping was used to mark perch and Carlin tags for pikes. Carlin tag was observed to be cumbersome for marking non-anesthetised pikes. According to Schnabel-estimates, perch densities varied between 510-1560 ind./hectare, and biomasses from 8,8 to 38,5 kg/hectare. When calculations were made for 1:1 sex ratio, densities were 1,3-1,7 and biomasses 1,3-2,5 times higher. Majority of trap catches (72-91 %) were males, but female perch were larger. Pike densities varied between 12,0-22,9 ind./hectare and biomasses between 8,5-14,4 kg/hectare. Based on perch and pike mark-recapture data, Schnabel-estimate was found to give most accurate estimates with narrowest confidence interval. Experimental gillnetting was conducted during June and August using Nordic multimesh gillnets. Perch CPUE varied from 8,7 to 16,2 ind/gillnet night and YPUE between 123-681 g/gillnet night. Roach CPUEs and YPUEs were roughly twice as high. Results were however inaccurate, which was due to small sample size in little lakes. Perch CPUEs were poorly dependent on perch densities, as were YPUE from biomass. Trap and gillnet length distributions of perch and roach differed from each other, when all size classes were included in comparison. When smallest size classes were removed, perch and roach length distributions differed in only half of the lakes. Species composition of wire trap catches also differed from gillnet catches. According to this study, great care is needed when using either of the methods and evaluating their results.

Sisältö

| | |
|--|-----------|
| 1. JOHDANTO | 5 |
| 2. TUTKIMUKSEN TAUSTA | 6 |
| 2.1. Verkkokoekalastus | 6 |
| 2.1.1. Verkon ominaisuudet pyyntivälineenä – passiivisuus ja valikoivuus..... | 6 |
| 2.1.2. Verkkokoekalastuksen luotettavuus kalakannan runsauden mittarina | 7 |
| 2.1.3. Nordic-yleiskatsausverkko kalayhteisön tutkimisen välineenä | 9 |
| 2.2. Merkintä-takaisinpyynti | 10 |
| 2.2.1. Taustaa | 10 |
| 2.2.2. Merkintämenetelmät ja niiden käyttökohteet..... | 10 |
| 2.2.3. Merkintä-takaisinpyyntimenetelmät | 11 |
| 2.2.4. Merkintä-takaisinpyynnin oletukset..... | 12 |
| 3. AINEISTO JA MENETELMÄT | 14 |
| 3.1. Tutkimusjärvet..... | 14 |
| 3.2. Ahvenen merkintä-takaisinpyynti | 15 |
| 3.2.1. Aineiston kerääminen | 15 |
| 3.2.2. Aineiston käsittely | 16 |
| 3.3. Hauen merkintä-takaisinpyynti | 19 |
| 3.3.1. Aineiston kerääminen | 19 |
| 3.3.2. Aineiston käsittely | 20 |
| 3.4. Verkkokoekalastuksen toteutus..... | 21 |
| 3.5. Tilastolliset testit | 22 |
| 3.5.1. Merkintä-takaisinpyynnit..... | 22 |
| 3.5.2. Verkkokoekalastukset..... | 22 |
| 3.5.3. Merkintä-takaisinpyynnin ja verkkokoekalastuksen tulosten vertailu.... | 23 |
| 4. TULOKSET | 25 |
| 4.1. Ahvenen merkintä-takaisinpyynti | 25 |
| 4.2. Hauen merkintä-takaisinpyynti | 30 |
| 4.3. Verkkokoekalastus | 32 |
| 4.3.1. Saalismäärät, kokonaisyksikkösaaliit sekä tulosten tarkkuus..... | 32 |
| 4.3.2. Ahvenen yksikkösaaliit..... | 35 |
| 4.3.3. Särjen yksikkösaaliit | 36 |
| 4.3.4. Ahvenen ja särjen pituusjakaumat | 36 |
| 4.4. Verkkokoekalastuksen ja merkintä-takaisinpyynnin vertailu | 37 |
| 5. TULOSTEN TARKASTELU | 44 |
| 5.1. Merkintä-takaisinpyynti | 44 |
| 5.1.1. Ahvenen tiheydet ja biomassat sekä sukupuoli- ja pituusjakaumat..... | 44 |
| 5.1.2. Hauen tiheydet, biomassat ja pituusjakaumat..... | 46 |
| 5.1.3. Petersen-, Schnabel- ja Schumacher-Eschmeyer -estimaattien vertailu | 47 |
| 5.1.4. Merkintä-takaisinpyynnin oletusten täyttyminen | 48 |
| 5.2. Kalayhteisön rakenne verkkokoekalastuksen perusteella | 50 |
| 5.3. Katiskapynnin ja verkkokoekalastuksen vertailu | 51 |
| 5.3.1. Lajijakaumat ja ahvenen sukupuolijakaumat..... | 51 |
| 5.3.2. Ahvenen ja särjen pituusjakaumat | 52 |
| 5.3.3. Tiheys- ja biomassaeestimaattien sekä verkkoyksikkösaaliiden vertailu | 53 |
| 5.4. Merkintätapojen ja pyyntimenetelmien arviointi | 53 |
| 6. YHTEENVETO | 55 |
| Kiitokset | 55 |
| Kirjallisuus | 56 |
| Liitteet | 61 |

1. JOHDANTO

Pienten tummavetisten järvien voidaan sanoa olevan suomalaisia järviä tyypillisimmillään. Suomessa on 187 888 yli 0,05 ha kokoista järveä ja lampea, joista valtaosa, 131 876 kpl, on alle yhden hehtaarin kokoisia, ja vain noin 2600 on kooltaan yli 100 ha (Raatikainen & Kuusisto 1990). Yli neljän hehtaarin kokoisia järviä on niitäkin vain alle 30 000 (Tammi ym. 1999). Useimmat suomalaiset järvet ovat myös luonnostaan enemmän tai vähemmän happamia humuspitoisen maaperän vuoksi (Mannio & Vuorenmaa 2004). Metsäjärvien kalasto koostuu tavallisesti hyvin pienestä määrästä lajeja, joista Suomen eteläosassa yleisimmät ovat ahven (*Perca fluviatilis*), hauki (*Esox lucius*) ja särki (*Rutilus rutilus*) (Lehtonen & Rask 2004). Muita metsäjärvisissä tyypillisesti esiintyviä kalalajeja ovat myös made (*Lota lota*), kiiski (*Gymnocephalus cernuus*) ja vähäisemmässä määrin lahna (*Abramis brama*) ja salakka (*Alburnus alburnus*) (Tonn ym. 1990, Helminen ym. 2000).

Metsäjärvisissä valtalajina on useimmiten ahven, joka esiintyy Suomessa lähes kaikkialla korkeimpia tunturijärviä lukuun ottamatta (Koli 1990). Ahvenen menestystä selittää kyky elää hyvinkin erilaisissa elinympäristöissä (Popova & Sytina 1977). Suomen oloissa levinneisyyttä rajoittaa lähinnä lämpötila maan pohjoisosassa (Lehtonen & Lappalainen 1995) sekä happamuus, joka hankaloittaa erityisesti lisääntymistä ja poikasten selviytymistä (Hilden & Hirvi 1987, Rask 1992, Tolonen ym. 2003), joskin happamuuden merkitys on nykyään vähentynyt (Tammi ym. 2004). Ahvenen menestystä selittää myös joustava ravinnonkäyttö (Popova & Sytina 1977, Persson 1983). Ahven viihtyy myös jonkin verran rehevöityneissä vesissä, joskin rehevyyden kasvaessa erilaiset särkikalalajit, kuten särki, lahna ja pasuri (*Abramis bjoerkna*), dominoivat, sillä ne menestyvät ravintokilpailussa ahventa paremmin (Persson ym. 1991, Olin ym. 2002, de Leeuw ym. 2003). Useimmiten metsäjärvisissä ahvenen kanssa tavataan ainakin haukea, joka on esiintymiseltään ahvenen ohella yleisin kalamme (Lehtonen & Rask 2004). Hauen elinympäristövaatimukset happamuuden suhteen ovat hyvin samankaltaiset kuin ahvenellakin, kun taas särki on lajeistamme herkimpiä happamuudelle (Raitaniemi 1995).

Verkkokoekalastus on yleisesti käytetty menetelmä kalojen runsauden ja kalayhteisön rakenteen selvittämisessä (Kurkilahti 1999, Olin 2005, Linløkken & Haugen 2006). Suomessa, Ruotsissa ja Norjassa käytetään useimmiten Nordic-yleiskatsausverkkoa (Kurkilahti & Rask 1999, Olin 2005) ja nykyään se on EU-standardin myötä käytössä pohjoismaiden lisäksi myös Keski-Euroopassa. Verkkokoekalastuksen, kuten muunkin passiivisen pyynnin, ongelmana on, että sen saalis on riippuvainen kalojen aktiivisuudesta ja pyydyksen valikoivuudesta (Hamley 1975). Lisäksi se antaa vain suhteellista tietoa kalojen runsaudesta (Kurkilahti 1999, Lucas & Baras 2000). Passiivisuuden ja valikoivuuden vuoksi eri kalalajeilla ja erikokoisilla yksilöillä on erilainen todennäköisyys joutua verkkoon (Hamley 1975, Kurkilahti 1999). Verkon yksikkösaalis ja kalojen pyydystettävyys on useiden tekijöiden summa, ja tämän vuoksi verkon yksikkösaaliin luotettavuus kalamäärän mittarina vaihtelee (Kurkilahti 1999, Olin 2005). Tätä luotettavuutta onkin tutkittu vertaamalla verkkokoekalastuksen tuloksia muiden koekalastusmenetelmien tuloksiin.

Erilaisilla merkintä-takaisinpyyntimenetelmillä on mahdollista hankkia tietoa hyvinkin monenlaisista populaatiodynamiikkaan, kalojen liikkeisiin, populaation hyödyntämiseen ja kalaistutuksiin liittyvistä asioista, mutta useimmiten kiinnostuksen kohteena on nimenomaan populaation koko (Ricker 1975, Friman ym. 1999). Merkintä-takaisinpyyntimenetelmiä on monenlaisia, ja menetelmät voivat perustua yhteen tai useampaan takaisinpyyntikertaan (Ricker 1975, Seber 1982). Merkintä-takaisinpyynnin etuna on, että sen avulla on mahdollista selvittää myös kalakannan absoluuttinen runsaus (Ricker 1975, Seber 1982, Friman ym. 1999, Lucas & Baras 2000). Haittapuolia taas ovat

menetelmän suhteellinen työläys (Askey ym. 2007) ja sen monet oletukset, jotka voivat olla hankalia täyttää (Ricker 1975, Seber 1982).

Tämän pro gradu -tutkielman tarkoituksena on verrata verkkokoekalastusta ja merkintä-takaisinpyyntimenetelmiä kalakannan runsauden ja kalayhteisön rakenteen mittareina. Menetelmien välisen vertailun kohteina ovat verkkokoekalastuksen yksikkösaaliit ja merkintä-takaisinpyynnin tiheys- ja biomassaeestimaatit, ahvenen ja särjen pituusjakaumat, sekä ahvenen sukupuolijakaumat. Lisäksi tavoitteena on tarkastella käytettyjä merkintä- ja takaisinpyyntimenetelmiä. Ahvenen tiheysestimaatit laskettiin Schnabelin ja Schumacher-Eschmeyerin menetelmillä (Ricker 1975, Seber 1982) ja haulle näiden lisäksi myös Petersenin menetelmällä (Ricker 1975, Friman ym. 1999). Tavoitteena myös tutkia kohdejärvien kalaston määrää ja rakennetta ja pohtia siihen vaikuttavia tekijöitä. Pro gradu -tutkimus on osa 10-vuotista Kestävän kalastuksen periaate kalakantojen hoidossa -hanketta (KESKALA 2005–2014). Kyseessä on Helsingin yliopiston ja Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen yhteishanke, jonka pääasiallinen rahoittaja on Bergsrådet Bror Serlachius Stiftelse-säätiö.

2. TUTKIMUKSEN TAUSTA

2.1. Verkkokoekalastus

2.1.1. Verkon ominaisuudet pyyntivälineenä – passiivisuus ja valikoivuus

Verkkokoekalastuksen yksikkösaalis, eli saaliin lukumäärän tai massan suhde käytettyyn pyyntiponnistukseen, toimii kalakannan runsauden indeksinä (Kurkilahti 1999, Kurkilahti & Rask 1999). Yksikkösaalis voidaan laskea sekä kalojen lukumäärien (catch per unit effort, CPUE) ja biomassan osalta (yield per unit effort, YPUE). Yksikkösaaliit voidaan laskea solmuväleittäin tai koko verkkoa kohti kullekin saalislajille erikseen. Verkon yksikkösaalista kalakannan runsauden indeksinä heikentävät kuitenkin useat harhaa aiheuttavat tekijät (Hamley 1975, Kurkilahti 1999). Verkkokoekalastuksen avulla voidaan hankkia myös tietoa kalayhteisön rakenteesta, kalojen koko- ja sukupuolijakaumista sekä iästä ja kasvusta (Kurkilahti & Rask 1999). Verkkokoekalastuksen avulla voidaan myös seurata kalakannoissa joko luonnostaan tai ihmisen toiminnan tuloksena aiheutuneita muutoksia. Esimerkiksi monien biomanipulaatiohankkeiden seurannassa (esim. Peltonen ym. 1999, Rask ym. 2003, Olin ym. 2006) verkkokoekalastuksella on ollut merkittävä rooli.

Verkko on passiivinen ja valikoiva pyydys (Hamley 1975, 1980, Kurkilahti 1999), jonka pyytävyyteen vaikuttaa suuri määrä erilaisia itse pyyntivälineeseen, pyydetäviin lajeihin sekä ympäristöön liittyviä tekijöitä. Verkon passiivisuuden vuoksi kalan saaliiksi joutumisen edellytyksenä sen täytyy ensinnäkin kohdata verkko (Hamley 1975, Kurkilahti 1999). Kalan ja verkon kohtaamiseen vaikuttavat kalan uintiaktiivisuus ja uintinopeus, jotka vaihtelevat kalan lajin, koon ja erilaisten ympäristötekijöiden mukaan. Verkon kohdattuaan kala voi joko tarttua verkkoon, välttää kiinni joutumisen näkö- tai muiden aistien avulla, karata kiinni jäätyään tai uida verkon läpi (Olin 2005). Verkon välttämiseen vaikuttaa verkon silmien täyttyminen, sekä verkon havaittavuus, jota lisää kalojen kertyminen verkkoon sekä osaltaan myös verkon limoittuminen (Olin ym. 2004). Verkkoon tarttumiseen ja verkossa pysymiseen vaikuttavat kalan koko ja ruumiin muoto sekä pyydyksen ominaisuudet kuten silmäkoko, verkkolangan paksuus sekä verkon kireys ja täyttymisen aste (Hamley 1975, Kurkilahti 1999, Olin 2005).

Kalan koolla on huomattava vaikutus pyydystettävyyteen, sillä suuret yksilöt liikkuvat enemmän ja kohtaavat verkon suuremmalla todennäköisyydellä kuin pienet yksilöt (Hamley 1975, Pierce ym. 1994, Kurkilahti 1999, Olin 2005). Pienten solmuvälien

paneelit ovat myös jäykempiä, mikä myös alentaa pyytävyyttä (Turunen ym. 1998, Olin & Malinen 2003). Verkkokoekalastuksen tiedetäänkin yliarvioivan suurten ja aliarvioivan pienten yksilöiden osuuksia populaatioissa (Kurkilahti 1999). Esimerkiksi Olinin ja Malisen (2003) mukaan Nordic-verkko aliarvioi alle 10 cm pituisten kalojen osuutta ja erityisesti alle 5 cm pituisten kalojen pyydystettävyys on erittäin pieni.

Kullakin verkon silmäkoolla on tietty optimikoko, jonka pituista kalaa se pyytää parhaiten (Hamley 1975, Hansen ym. 1997), vaikkakaan silmäkoon pyytävyyys ei suoraan ole riippuvainen kalan pituudesta, vaan kalan ympärysmittasta (Kurkilahti 1999). Pituutta käytetään kuitenkin yleisesti valikoivuuden yhteydessä, sillä se on ympärysmittaa helpompi mitata ja ympärysmitta korreloi vahvasti pituuden kanssa (Kurkilahti ym. 2002). Kuitenkin kalojen pituuden ja ympärysmittan suhde sekä kuntokerroin (Fultonin K) saattavat mm. ravitsemustilanteen vuoksi vaihdella eri vuosina, minkä vuoksi saman silmäkoon verkkopaneeli voi pyytää eripituista kalaa eri järvissä ja eri vuosina (Jensen 1995). Tällä ei kuitenkaan ole suurta vaikutusta Nordic-verkon yksikkösaaliiseen, sillä verkon silmäkokojen geometrinen sarjaa korjaa läheisten silmäkokojen vuoksi mahdollisen virheen (Kurkilahti ym. 2002).

Eri lajeilla on myös erilainen pyydystettävyys, sillä eri lajien erilaiset elintavat sekä kalan ruumiinmuoto, erityisesti erilaisten ulokkeiden esiintyminen, vaikuttavat verkossa pysymiseen (Hamley 1975). Suomessa esiintyvistä kaloista erityisesti ahven ja kuha (*Sander lucioperca*) jäävät kiduskannen ja evien piikkiruotojensa vuoksi helposti verkkoon kiinni, minkä vuoksi niiden pyydystettävyys on esim. särkikaloja suurempi (Hamley 1980, Olin & Malinen 2003, Prchalova ym. 2008). Myös runsaasti liikkuvat lajit, kuten lohikalat, tulevat helposti yliedustetuksi verkkopyynnin yhteydessä, sillä niiden todennäköisyys kohdata verkko on vähemmän liikkuvia lajeja suurempi (Hamley 1975). Toisaalta vähemmän aktiiviset tai verkkokoekalastuksen kannalta hankalissa paikoissa elävät lajit, kuten hauki ja made, ovat helposti aliedustettuina verkkosaaliissa (Olin ym. 2002). Lajien erilainen pyydystettävyys on huomioitava, ettei suuremman pyydystettävyyden omaavia lajeja yliarvioida yksikkösaaliiden perusteella. Vaihtelevan pyydystettävyyden ongelmaa lisää se, että tietyn lajin pyydystettävyys voi olla erilainen eri järvissä (Askey ym. 2007). Tähän voivat olla syynä muun muassa erot järvien ympäristöoloissa, morfologiassa ja ravintoresurssien jakautumisessa mitkä tekijät vaikuttavat kalojen kuntoon, aktiivisuuteen ja sijoittumiseen eri habitaattien välillä (Olin ym. 2002).

Verkon pyytävyyys heikkenee pyyntiajan pidetessä (Hamley 1975). Esim. Olin ym. (2004) havaitsivat, että kolmessa neljän tunnin pyyntijaksossa yhteenlaskettu yksikkösaalis oli huomattavasti korkeampi kuin yhdessä 12 tunnin pyyntijaksossa. Pyytävyyden laskuun vaikuttaa paitsi vapaan tilan määrä verkossa (esim. Hansen ym. 1998) myös verkon karttaminen. Verkkoon kertyvät kalat lisäävät verkon näkyvyyttä ja saavat kalat karttamaan verkkoa, sillä kala saattaa havaita näkö- tai kylkiviiva-aistin avulla verkossa rimpuilevat kalat ja siten välttää verkon (Hamley 1975, Olin ym. 2004). Olinin ym. (2004) mukaan päivä- ja yöaikaan tehtyjen kokeiden perusteella pyyntiajan vaikutus pyytävyyteen on suurempi päiväsaikaan, eli näköaistin merkitys verkon karttamisessa on suurempi. Tutkimuksessa havaittiin, että pyyntiajan pidetessä verkon pyytävyyttä laskivat tiheä kalakanta, kirkas vesi ja suuri valon määrä.

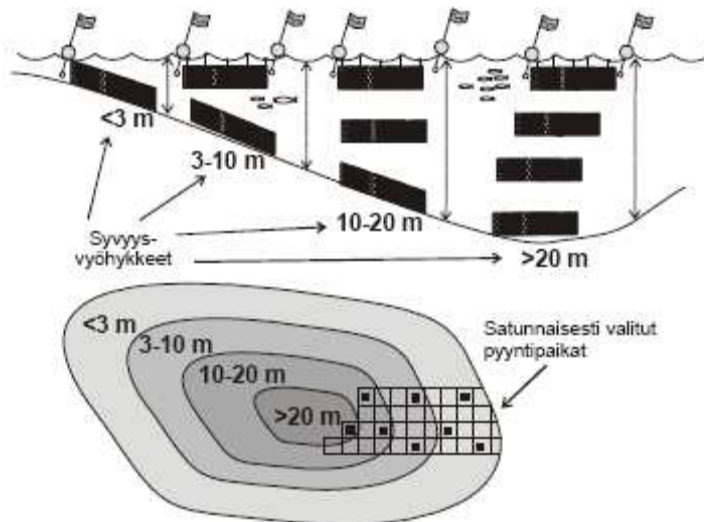
2.1.2. Verkkokoekalastuksen luotettavuus kalakannan runsauden mittarina

Mittausvälineen rooli on tärkeä ekologisissa tutkimuksissa, sillä itse mitattavan asian lisäksi tuloksiin vaikuttaa myös satunnaisvaihtelusta johtuva virhe sekä mittausvälineestä tai -tavasta aiheutuva harha (Krebs 1989). Jokaiseen kalakannan arviointiin käytettävään menetelmään sisältyy erilaisia virhelähteitä, joten monen menetelmän käyttö on suotavaa tulosten luotettavuuden parantamiseksi (Smokorowski & Kelso 2002, Olin & Malinen 2003). Verkkokoekalastuksen luotettavuudesta on tehty useita tutkimuksia mm.

vertaamalla verkkokoekalastuksen yksikkösaaliita ja laji- sekä kokojakaumia muiden menetelmien, kuten troolauksen ja kalakaikuluotauksen, antamiin tuloksiin. Tutkimustulokset ovat kuitenkin osin ristiriitaisia, sillä esim. troolauksen tuottamiin tuloksiin verrattaessa osa tutkimustuloksista tukee verkkokoekalastuksen tuloksia ja osassa tutkimuksia tulokset ovat poikenneet verkkokoekalastuksen tuloksista (Olin 2005). Samoin kalakaikuluotauksenkin yhteydessä on raportoitu sekä verkkokoekalastuksen yksikkösaaliita tukevia (esim. Elliott & Fletcher 2001) että niitä vastaan olevia tuloksia (esim. Mehner & Schulz 2002). Myös verkkoyksikkösaaliita ja merkintä-takaisinpyynnin tiheysestimaatteja on vertailtu useassa tutkimuksessa, ja onkin tiedossa, että verkkokoekalastuksen yksikkösaaliit eivät ole lineaarisesti riippuvaisia kalatiheydestä (Lucas & Baras 2000, Smokorowski & Kelso 2002, Linløkken & Haugen 2006).

Tulosten luotettavuus on tärkeää, sillä virhearviot kalakannan koosta tai laadusta voivat johtaa vääränlaisiin päätöksiin kalastuksen säätelyssä ja johtaa esim. ylikalastukseen. Verkkokoekalastuksen ongelmana on, että se yliarvioi ahvenkalojen osuutta särkikaloihin verrattuna ja suurten kalojen osuutta pieniin verrattuna. Tämän vuoksi kalakannan tilasta voidaan saada esim. kalastuksen kannalta liian optimistinen kuva pelkkien yksikkösaaliiden valossa (Olin 2005). Erilaisten virhelähteiden suuruuden selvittämiseksi on tehty useita tutkimuksia. Esimerkiksi korjauksia verkon mekaaniseen valikoivuuteen eri kalalajeille eri solmuvälien suhteen on esittänyt mm. Kurkilahti ym. (1999) ahvenen, särjen, taimenen (*Salmo trutta*), nieriän (*Salvelinus alpinus*) ja kiisken (*Gymnocephalus cernuus*) osalta ja van Densen (1987) ahvenen ja kuhan osalta.

Myös otantateknikka vaikuttaa huomattavasti verkkokoekalastuksen luotettavuuteen kalakannan runsauden mittarina. Otantateknisiä keinoja luotettavuuden parantamiseksi ovat satunnaisotanta pyyntipaikkojen valinnassa, syvyysvyöhykejako ja järven jakaminen eri osa-alueisiin (Kurkilahti & Rask 1999). Pyyntipaikat voidaan valita satunnaisesti pyyntiruutumennettelyllä, jossa järvi tai sen osa jaetaan järven koosta riippuen sopivan kokoihin ruutuihin, ja pyyntipaikat valitaan niistä arvalla (Kuva 1). Syvyysvyöhykeosituksessa järvi jaetaan eri syvyysvyöhykkeisiin, joista matalimmassa vyöhykkeessä käytetään vain pohjaverkkoja, syvemmissä myös pinta- ja välivesiverkkoja. Mikäli järvessä on erityyppisiä alueita, järvi voidaan jakaa luonteeltaan mahdollisimman samanlaisiin osa-alueisiin. Ohjeita syvyysvyöhykejakoon ja verkkovuorokausien määriin erikokoisilla ja -syvyisillä järvillä on esittänyt mm. Appelberg & Bergqvist (1994). Verkkoja on oltava kussakin ositteessa kuitenkin vähintään kaksi, jotta tilastolliset tunnusluvut voidaan laskea (Kurkilahti & Rask 1999). Ositusmenetelmää käytettäessä hajonta pienenee ja tulosten tarkkuus paranee selvästi (Kurkilahti & Ruuhijärvi 1996). Tilastollisen testauksen kannalta kyse on ositetusta satunnaisotannasta, jolloin aineistoa voidaan analysoida varianssianalyysin (faktorikoe) avulla. Kaiken kaikkiaan verkkokoekalastuksen huolellisella suunnittelulla ja toteutuksella voidaan kuitenkin saada suhteellisen luotettavia arvioita kalakantojen tilasta ja niissä tapahtuneista muutoksista, kunhan mahdolliset harhan aiheuttajat otetaan huomioon tulosten tulkinnessa (Kurkilahti 1999).



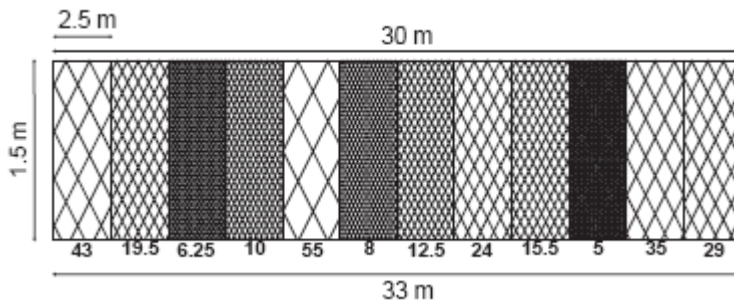
Kuva 1. Ositettu satunnaisotanta verkkokoekalastuksessa (Kirjavainen ym. 2008).

2.1.3. Nordic-yleiskatsausverkko kalayhteisön tutkimisen välineenä

Aiemmin verkkokoekalastuksessa käytettiin erilaisia verkkosarjoja, joista Suomessa tunnetuin on VEKARY:n verkkosarja, joka koostuu seitsemästä erillisestä 12–60 mm verkosta sekä 75 mm riimuverkosta, joskin myös joitakin solmuvälejä on toisinaan lisäilty tai jätetty pois (Kurkilahti & Rask 1999). Verkkosarjojen sijaan nykyään käytetään kuitenkin yleiskatsausverkkoja, sillä ne ovat verkkosarjoja helppokäyttöisempiä ja kustannustehokkaampia, sillä tarvittava toistojen määrä saavutetaan huomattavasti vähäisemmällä työmäärällä (Kurkilahti 1999). Suomessa, Ruotsissa, Norjassa ja nykyään myös Keski-Euroopassa käytetään useimmiten Nordic-yleiskatsausverkkoa, jonka käytöstä järvien kalastotutkimuksissa on nykyisin olemassa EU/CEN-standardi EN 14757:2005. Nordic-verkon historia juontaa vuoteen 1990, jolloin pohjoismaiset kalastotarkkailusta vastuussa olevat tahot alkoivat yhteistyössä kehittää yhdenmukaisia näytteenotto- ja kalanäytteiden käsittelymenetelmiä, jotta saadut tulokset olisivat vertailukelpoisia keskenään (Appelberg ym. 1995, Kurkilahti & Rask 1996).

Nordic-verkko on 1,5 x 30 m kokoinen yleiskatsausverkko, jonka yläpaulan pituus on 30 m ja alapaulan 33 m (Kuva 2). Verkossa on 12 eri solmuvälin 1,5 m korkuista ja 2,5 m pituista verkkopaneelia, joiden solmuvälit ovat järjestyksessä 43, 19,5, 6,25, 10, 55, 8, 12,5, 24, 15,5, 5, 35 ja 29 mm. Silmäkoot noudattavat geometrista sarjaa, jossa solmuvälien suhde on noin 1,25 (Appelberg ym. 1995, Kurkilahti 1999). Tavoitteena on saavuttaa mahdollisimman tasainen pyytävyyden kaiken kokoisille kaloille (Appelberg ym. 1995, Kurkilahti 1999, Olin 2005). Solmuvälien geometrisen sarjan vuoksi Nordic-verkolla on periaatteessa yhtä suuri pyytävyyden kaikenkokoisille ja -lajisille kaloille, mutta käytännössä vakiota pyydystettävyyttä on monista tekijöistä johtuen mahdotonta saavuttaa (Hamley 1975, Kurkilahti 1999). Pelkästään geometrinen sarja sinänsä ei takaa pyydyksen osalta vakiopyytävyyttä edes saman lajin eri kokoluokille, sillä verkon pyytävyyteen vaikuttavat silmäkoon lisäksi myös verkon langan materiaali, paksuus, venyvyys, joustavuus ja näkyvyys (Turunen ym. 1998). Nordic-verkon solmuväliltään erilaisilla verkkopaneeleilla onkin erilainen pyytävyyden, sillä pienimmillä solmuväleillä verkkolangan paksuuden suhde solmuväliin on suurempi kuin suuremmilla solmuväleillä. Esimerkiksi 5 mm solmuvälin verkkopaneelin 0,10 mm lanka on solmuväliin suhteutettuna noin 4,8 kertaa paksumpaa kuin 55 mm solmuvälin verkkopaneelin 0,23 mm paksuinen lanka (Kurkilahti & Rask 1999). Pienten solmuväliden verkkopaneelit ovat siten jäykempiä ja

erottuvat myös paremmin vedessä kuin suuremmat silmäkoot, jolloin niiden pyytävyys on heikompi (Kurkilahti ym. 1999).



Kuva 2. Kaaviomainen esitys Nordic-yleiskatsausverkosta Olinin (2005) mukaan. Kuvassa on esitetty ylä- ja alapaulan pituus, verkkopaneelin leveys ja korkeus sekä eri solmuvälit.

2.2. Merkintä-takaisinpyynti

2.2.1. Taustaa

Ensimmäiset kalojen merkintä-takaisinpyyntitutkimukset tehtiin 1800-luvun lopulla, jolloin C. G. J. Petersen alkoi käyttää merkintätutkimuksia aluksi kalakannan hyödyntämisen ja myöhemmin myös kalakannan koon arvioinnissa. (Ricker 1975). Suomessa merkintätutkimus alkoi 1960-luvulla, kun lohikalaistukkaita alettiin merkitä Carlin-merkillä istutusten tuoton selvittämiseksi (Friman ym. 1999). Merkintätutkimuksilla voidaan tutkia populaation kokoa, hyödyntämisastetta, rekrytoitumista ja säilyvyyttä aikajaksojen, tyypillisesti eri vuosien, välillä (Ricker 1975, Seber 1982). Luonnon populaatioiden lisäksi merkintätutkimuksilla voidaan myös selvittää kalaistutusten tuottamaa saalista, istutettujen kalojen osuutta populaatiossa sekä muita istutuksien onnistumiseen vaikuttavia tekijöitä, kuten kannattavinta istukkaiden ikää, kokoa tai istutusten ajankohtaa (Friman ym. 1999).

Merkintä-takaisinpyyntimenetelmien käytöstä ahvenpopulaatioiden tutkimisessa on pitkät perinteet maailmalla, ja aiheesta on tehty lukuisia tutkimuksia (mm. Alm 1946, Pivnička & Švátora 1977, Linløkken & Seeland 1996). Suomessa ahvenen tiheyksiä happamoitumisesta kärsineillä metsälammilla ovat tutkineet esimerkiksi Rask (1983), Lappalainen ym. (1988) ja Tammi ym. (2004). Aikaisempien merkintätutkimusten perusteella suomalaisten metsäjärvien ahventiheydet ovat vaihdelleet tyypillisesti muutamista sadoista yksilöistä muutamiin tuhansiin yksilöihin hehtaaria kohden (mm. Rask 1983, Tikka & Paasivirta 1986). Ahventiheyksien arviointiin on käytetty sekä yhden että useamman takaisinpyyntikerran menetelmää, mutta erityisesti kutuaikana Schnabelin menetelmä on suositeltava, sillä tuolloin kalat ovat aktiivisia eivätkä rupea karttamaan katiskoja (Stott 1970, Tikka & Paasivirta 1986). Merkintä-takaisinpyyntiä on käytetty myös hauen populaatiotutkimuksissa. Hauen populaatioita ovat tutkineet Petersenin menetelmällä esimerkiksi Kekäläinen (2005) ja usean pyyntikerran menetelmillä mm. Pierce (1997) ja Jones & Paszkowaki (1997). Hauen liikkumista ovat merkintätutkimusten avulla selvittäneet esim. Rosell & MacOscar (2002) ja Vehanen ym. (2006).

2.2.2. Merkintämenetelmät ja niiden käyttökohteet

Itse merkintätavat voidaan jakaa ryhmämerkintöihin ja yksilöllisiin merkintöihin. Ryhmämerkintämenetelmät ovat tyypillisesti yksilöllisiä menetelmiä nopeampia ja edullisempia merkittyä yksilöä kohti. Toisaalta yksilöllisillä merkinnöillä voidaan saada tarkempaa tietoa, kuten selvittää kalojen liikkeitä tai kasvua havaintokertojen välillä (Friman ym. 1999, Lucas & Baras 2000). Suomessa laajasti käytettyjä

ryhmämerkintämenetelmiä ovat kuonomerkintä, kuumapolttomerkintä, otoliittivärjäys, radioaktiivinen merkintä, eväleikkaukset, ruiskuvärjäys, tatuointi Panjet-laitteella sekä geneettinen ”merkintä” (Friman ym. 1999). Geneettisessä merkinnässä käytetään hyväksi DNA-testissä näkyviä geneettisiä eroja eikä varsinaista merkintää siten yleensä tarvitse tehdä (Friman ym. 1999, Miller ym. 2005). Suomessa yksilöllisistä merkintätavoista käytetyin on Carlin-merkki, jota käytetään rutiininomaisesti erityisesti lohikalajien merkinnässä (Friman ym. 1999). Carlin-merkin haittoja ovat merkinnän työläys moniin muihin menetelmiin verrattuna, eikä merkkiä myöskään voida laittaa kovin pienille yksilöille korkean kuolleisuuden vuoksi (Isaksson & Bergman 1978, Berg & Berg 1990). Uudempi Carlin-merkin tapainen yksilöllinen merkintämenetelmä on nuolimerkintä, jota ovat Suomessa käyttäneet muun muassa Siira ym. (2006) tutkiessaan Pohjanlahteen vaeltavien lohien populaatiota. Myös niin ikään selkävän tyveen laitettava T-bar-merkki on varteenotettava vaihtoehto Carlin-merkille (Thorsteisson 2002). Muita yksilöllisiä merkintämenetelmiä ovat ihon alle injisoitava muovinen VI-merkki, PIT-merkki sekä polttomerkinnät, joita voidaan tosin hyödyntää myös ryhmämerkintään (Friman ym. 1999). Uudempaa teknologiaa hyödyntäviä menetelmiä ovat telemetria (mm. Keskinen ym. 2005) sekä erilaiset kalaan kiinnitettävät dataa tallentavat laitteet (Lucas & Baras 2000).

2.2.3. Merkintä-takaisinpyyntimenetelmät

Merkintä-takaisinpyyntimenetelmät voidaan jakaa neljään päätyyppiin, joita ovat populaatiokoon määrittämiseen käytettävät yhden takaisinpyyntikerran ja usean takaisinpyyntikerran menetelmät sekä toistuva laskenta (repeated censuses) ja pistemäinen laskenta (”point” censuses) (Ricker 1975). Toistuvalla laskennalla selvitetään säilyvyyttä kahden peräkkäisen pyynnin välillä Petersen- tai Schnabel-laskennan perusteella. Pistemäisessä laskennassa merkintä- ja takaisinpyyntivaiheita tehdään kolme tai useampi, joista ensimmäisessä vaiheessa merkitään, viimeisessä vaiheessa seurataan palautuksia, ja muissa vaiheissa tehdään kumpaakin. Toimintatapa eroaa Schnabelin menetelmästä siten, että jokaisella takaisinpyyntikerralla käytetään erilaista merkkiä, jolloin voidaan selvittää säilyvyyttä ja rekrytoitumista. Tässä pro gradu-työssä tarkasteltavat menetelmät ovat yhden takaisinpyynnin menetelmistä Petersenin menetelmä ja usean takaisinpyynnin menetelmistä Schnabelin ja Schumacher-Eschmeyerin menetelmät, jotka soveltuvat suljetun populaation koon määrittämiseen (Ricker 1975, Seber 1982, Krebs 1989).

Petersenin menetelmä on kaikkein yksinkertaisin merkintä-takaisinpyyntimenetelmä, sillä se perustuu vain yhteen merkintä- ja yhteen takaisinpyyntikertaan. Matemaattisesti se perustuu verrantoon, jossa takaisinpyyntivaiheen merkittyjen lukumäärän (R) ja takaisinpyyntivaiheen kokonaissaaliin (C) suhde on sama kuin ensimmäisellä pyyntikerralla merkittyjen lukumäärän (M) ja populaatiokoon estimaatin (N) suhde, eli

$$\frac{R}{C} = \frac{M}{N}, \text{ eli } N = \frac{MC}{R} \text{ (Seber 1982).}$$

Estimaatti on kuitenkin harhainen, sillä se yliarvioi populaatiokokoa erityisesti pienellä otoskoolla. Yleisesti käytetäänkin Chapmanin korjausta, joka on luotettavampi useimmissa tilanteissa (Ricker 1975, Seber 1982).

Schnabelin menetelmä on periaatteessa Petersenin menetelmän laajennus (Seber 1982, Krebs 1989), jossa merkintää ja takaisinpyyntiä tehdään useissa pyyntijaksoissa, joiden yhteydessä uudet saaliiksi saadut yksilöt merkitään, ja niiden sekä merkittyjen takaisinpyydettyjen yksilöiden lukumäärästä pidetään kirjaa. Luottamusvälin laskennassa Schnabel-estimaatille Ricker (1975) suosittelee käyttämään Poisson-jakaumaa, koska estimaatin hajonta ei ole normaalisti jakautunut. Seber (1982) ja Krebs (1989) tarkentavat, että Poisson-jakaumaa käytetään, jos ΣR_i , eli kaikilla takaisinpyyntikerroilla saatujen merkittyjen yksilöiden lukumäärä on 50 tai vähemmän. Vastaavasti jos ΣR_i on yli 50,

voidaan populaatioestimaatin käänteisluvun, eli $1/N$:n, luottamusväli laskea normaalijakauman perusteella.

Schumacher-Eschmeyerin menetelmä perustuu ajatukseen lineaarisesta regressiosta merkittyjen yksilöiden lukumäärän ja merkittyjen osuuden välillä merkinnän edetessä (Ricker 1975, Seber 1982, Krebs 1989). Asiaa voidaan havainnollistaa asettamalla havainnot x - y -koordinaatistoon, jossa havaintokertojen merkittyjen lukumäärä M_t tulee x -akselille ja merkittyjen osuus R_t/C_t kunkin pyyntikerran saaliista y -akselille. Piirretään regressiosuora origon kautta, ja tämän suoran kulmakerroin on $1/N$, joka on populaatioestimaatin N käänteisluku. Estimaattia voidaan parantaa painottamalla jokaista havaintoa kunkin pyyntikerran saaliilla C_t (Ricker 1975). Luottamusväli lasketaan kuten Schnabelin menetelmässäkin Poisson-jakauman perusteella, jos ΣR_t on 50 tai alle sen. Muussa tapauksessa luottamusväli lasketaan $1/N$:lle normaalijakauman perusteella (Seber 1982, Krebs 1989). $1/N$:n varianssin ja luottamusvälien laskennan oletuksena on lineaarinen riippuvuus merkittyjen osuuden R_t/C_t ja merkittyjen lukumäärän M_t välillä (Krebs 1989). Seberin (1982) mukaan Schumacher-Eschmeyerin menetelmä on Schnabelin menetelmää luotettavampi suljetun populaation koon määrittämisessä, sillä se ei ole niin herkkä oletuksista poikkeamisille.

2.2.4. Merkintä-takaisinpyynnin oletukset

Populaatiokoon määrittämiseen käytettyjen merkintä-takaisinpyyntimenetelmien luotettavuuteen liittyy useita oletuksia, joista poikkeaminen saattaa aiheuttaa eriasteista harhaa tuloksiin. Jos oletus suljetusta populaatiosta täyttyy, harhan vaikutus liittyy populaatiokoon yli- tai aliarviointiin. Populaatioestimaatti ja sen arviointiin tarvittavat oletukset koskevat kuitenkin vain pyydystettävää osaa populaatiosta, eivätkä koko populaatiota (Seber 1982). On myös huomattava, että harhan lähteet voivat joko vahvistaa toisiaan, tai niiden vaikutus voi olla päinvastainen. Merkintätutkimuksissa on joka tapauksessa pyrittävä ymmärtämään erilaiset harhan lähteet, jotta ne voidaan huomioida tutkimuksen suunnittelussa (Ricker 1975, Seber 1982). Toisaalta oletuksista voidaan poiketa, jos harhan suuruus pystytään arvioimaan ja syntynyt virhe korjaamaan (Friman ym. 1999). Merkintä-takaisinpyynnin oletukset ovat Rickerin (1975) mukaan:

1. Merkityillä ja merkitsemättömillä kaloilla on samanlainen kuolleisuus.
2. Merkintä ei vaikuta pyydystettävyyteen.
3. Merkkejä ei irtoa.
4. Merkityt kalat sekoittuvat satunnaisesti populaatioon, tai pyyntiponnistus on suhteutettu pyyntialueella kalojen esiintymisen mukaan.
5. Kaikki merkit havaitaan ja raportoidaan.
6. Rekrytoitumista ei tapahdu merkintä-takaisinpyynnin aikana tai se on mitätöntä.

Merkittyjen ja merkitsemättömien samanlainen kuolleisuus on tärkeä oletus populaatioestimaatin luotettavuuden kannalta. Merkittyjen suurempi kuolleisuus alentaa merkittyjen osuutta takaisinpyynnissä (R_t/C_t), ja tuloksena on tällöin populaatiokoon yliarviointi (Ricker 1975). Kuolleisuuteen vaikuttavat merkintämenetelmä, merkittävän kalan laji ja koko (Friman ym. 1999). Merkintätavan aiheuttamaa kuolleisuutta voidaan selvittää esimerkiksi käyttämällä erilaisia merkkejä ja tutkimalla merkittyjen osuuksia takaisinpyynnissä (Ricker 1975, Friman ym. 1999). Käytännössä merkintä lisää ainakin jonkin verran kuolleisuutta, mutta suurta harhaa ei synny, jos oletuksen voidaan arvioida täyttyvän riittävän hyvin, tai kuolleisuus pystytään arvioimaan ja ottamaan huomioon laskelmissa (Ricker 1975, Seber 1982).

Merkintä voi vaikuttaa kalan pyydystettävyyteen monella tavalla, ja sen vaikutusta saattaa olla vaikea erottaa kuolleisuuden vaikutuksesta (Ricker 1975). Merkintä voi vaikuttaa kalan käyttäytymiseen ja aiheuttaa kalalle stressiä sekä fyysisiä vaurioita, joten se saattaa vähentää pyydystettävyyttä esimerkiksi vähentyneen syömis- tai liikkumisaktiivisuuden seurauksena (Ricker 1975, Seber 1982). Toisaalta pyydystettävyys voi myös kasvaa, sillä kala voi jäädä ulkoisesta merkistä, kuten Carlin-merkistä, kiinni pyydykseen (Seber 1982, Friman ym. 1999, Lucas & Baras 2000). Mikäli merkintä vähentää pyydystettävyyttä, sen vaikutus on sama kuin lisääntyneellä kuolleisuudella, eli merkittyjen osuuden väheneminen takaisinpyynnissä ja populaatiokoon yliarviointi. Jos taas pyydystettävyys kasvaa, merkittyjen osuus takaisinpyynnissä on todellista suurempi, ja tuloksena on populaatiokoon aliarvio (Ricker 1975). Merkintä voi myös vaikuttaa pyydystettävyyteen erikokoisilla kaloilla eri tavoin. Tästä syntyvää virhettä voidaan korjata jättämällä virheen syntymiselle alttiimmat kokoluokat pois tarkastelusta, käyttämällä mahdollisimman valikoimatonta pyydystä tai jakamalla kalat eri kokoluokkiin ja laskemalla niiden populaatioestimaatit erikseen (Ricker 1975).

Merkki voi myös irrota tai kadota merkitystä kalasta. Ulkoiset merkit ovat aina jossakin määrin alttiita irtoamiselle, jonka todennäköisyyteen vaikuttavat kalan laji, merkintätapa ja elinympäristö (Lucas & Baras 2000). Merkin irrottua kala on silti usein mahdollista tunnistaa merkityksi esimerkiksi merkin sijaintipaikassa olevan arven perusteella (Ricker 1975). Toisaalta esimerkiksi leikattu evä saattaa regeneroitua ja myöskään sisäinen merkki ei välttämättä pysy kalassa (Friman ym. 1999). Merkkien irtoaminen tai katoaminen vaikuttaa populaatiokoon estimaattiin samalla tavalla kuin lisääntynyt kuolleisuus ja pyydystettävyyden heikkeneminen, eli tuloksena on populaatiokoon yliarviointi (Seber 1982).

Merkittyjen tulisi myös sekoittua satunnaisesti populaatioon, tai toisaalta pyyntiponnistuksen tulisi olla satunnaisesti jakaantunut pyyntialueelle, jotta populaatioestimaatti olisi harhaton. Periaatteessa toisen ehdon toteutuminen riittää, mutta varmuuden vuoksi on suositeltavaa pyrkiä täyttämään kumpikin ehto (Ricker 1975). Seber (1982) tarkentaa, että koska merkityt eivät juuri koskaan jakaudu satunnaisesti populaatioon, jälkimmäisen ehdon toteutuminen on tärkeämpää. Mikäli on syytä epäillä pyyntiponnistuksen keskittymistä jollekin alueelle, Ricker (1975) ja Seber (1982) suosittelvat laskemaan populaatioestimaatit kullekin alueelle erikseen. Suuret järvet, joet ja meren rannikot ovat erityisen haastavia tämän oletuksen kannalta, sillä koko populaation kattavaa merkintää on vaikea tehdä, ja pyyntiponnistus voi vaihdella huomattavasti pyyntipaikkojen välillä. Tästä oletuksesta poikkeaminen voi johtaa kalojen esiintymisestä tai pyyntiponnistuksen jakautumisesta riippuen joko kalakannan yli- tai aliarviointiin (Ricker 1975).

Merkin tulisi myös olla varmasti havaittavissa ja kaikki merkit tulisi raportoida, jotta populaatioestimaatti olisi harhaton (Ricker 1975, Seber 1982, Friman ym. 1999). Tämän oletuksen täyttymiseen vaikuttaa huomattavasti merkkien havainnoinnista ja raportoinnista huolehtiva henkilöstö. Jos työstä on vastuussa työhön koulutettu henkilöstö, tällä tekijällä ei ole suurta vaikutusta. Toisaalta jos havainnointi ja raportointi perustuvat ammatti- tai vapaa-ajan kalastajien ilmoituksiin, merkkien palautusprosentti vaihtelee huomattavasti (Ricker 1975, Friman ym. 1999). Merkkien havaitsematta jääminen johtaa myös kalakannan yliarvioon, ellei hävikkiä pystytä arvioimaan (Seber 1982).

Viimeisenä populaatioon arvioinnin oletuksena kalojen rekrytoitumista ei saisi tapahtua tai sen olisi oltava merkityksettömän pientä. Tämä oletus pätee populaatiokoon arviointiin, mutta ei rekrytoitumisen tai populaation hyödyntämisen selvittämiseen (Ricker 1975). Jos pyyntiin rekrytoituu uusia kaloja eikä kuolleisuutta ole, R_t/C_t -suhteen merkittyjen osuus pienenee, mutta populaatioestimaatti antaa joka tapauksessa oikean arvion populaatiokoosta takaisinpyyntihetkellä. Jos kuolleisuutta esiintyy vähemmän kuin

uusia rekrytoituu, tuloksena on kannan yliarvio (Seber 1982). Rekrytoitumista aiheuttavat uusien kalojen liikkuminen pyyntialueelle sekä kalojen kasvaminen pyyntikokoisiksi, mitä voi tapahtua myös suljetussa populaatiossa (Seber 1982). Kalojen liikkumisesta johtuva rekrytoituminen voidaan estää pienissä järvissä ja lammissa estämällä kalojen liikkumisen järveen ja sieltä pois tulo- ja lähtöpurojen sulkuverkoilla. Kasvun aiheuttamaa rekrytoitumista voidaan hallita valitsemalla sellainen pyyntikoko, että nuorimmat kalat eivät ehdi kasvaa sen kokoisiksi pyyntiaikana. Muita keinoja ovat kasvukorjaus, tai niin lyhyt pyyntiaika, että rekrytoituminen kalojen kasvamisen vuoksi on merkityksettömän pientä (Ricker 1975).

Yhden ja usean pyyntikerran menetelmien oletukset ovat samat. Usean pyyntikerran menetelmissä ongelmana on kuitenkin tyypillisesti pidempi toteuttamisaika kuin Petersenin menetelmässä, minkä vuoksi rekrytointia ja kuolevuutta koskeviin oletuksiin on kiinnitettävä erityistä huomiota (Ricker 1975). Rekrytoitumisen aiheuttaman harhan hallintaan voidaan käyttää jo aiemmin mainittuja menetelmiä tai rajata estimaatti koskemaan vain osaa populaatiosta. Kuolevuus voidaan arvioida tai vähentää sen vaikutusta pitämällä merkintä-takaisinpyyntiin käytetty aika mahdollisimman lyhyenä (Ricker 1975).

3. AINEISTO JA MENETELMÄT

3.1. Tutkimusjärvet

Tutkimuksessa oli mukana kuusi järveä, jotka sijaitsevat Evolla Lammin kunnassa (Kuva 3). Järvet ovat kooltaan pieniä (2,1–13,8 ha) ja keskisyvyydeltään 2,2–6,1 m syviä (Taulukko 1). Järvet ovat oligo-mesotrofisia humuksen värjäämiä metsäjärviä, ja niiden pH-arvot vaihtelevat vuoden 2006 mittauksen mukaan välillä 5,50–6,42 ja näkösyvytydet 76–180 cm välillä (Taulukko 2). Kaikki tutkimusjärvet ovat kalastuskiellossa ja ne ovat olleet tutkimuskäytössä pitkän aikaa, joten taustatietoa niiden tilasta oli olemassa runsaasti. Kaikissa tutkimusjärvissä tavataan ahventa, haukea ja särkeä, ja lisäksi Haukijärvellä ja Hokajärvellä tavataan jonkin verran ainakin lahnaa ja salakkaa. Hauki- ja Haarakärvellä sekä Hokajärvellä tiedettiin myös esiintyvän madetta. Pro gradu-työn aineisto kerättiin Haara-, Hals-, Hauki-, Hoka-, ja Majajärveltä sekä Valkea-Kotiselta KESKALA-hankkeeseen kuuluvissa tutkimuksissa. Kaikilla järvillä aineistot on kerätty jokseenkin samanaikaisesti ja niiden keruussa käytetyt menetelmät ovat vertailukelpoisia. Järvien syvyyskartat ovat liitteinä (Liite 1 ja Liite 2).



Kuva 3. Evon sijainti Suomen kartalla. Koordinaatit EUREF-FIN (~WGS84).

Taulukko 1. Tutkimusjärvien pinta-alat, rantaviivojen kokonaispituudet, keskisyvyydet sekä suurimmat syvyydet. Viiva (-) = tiedot puuttuvat. Järvien pinta-alat ovat SYKE:n Herttatietokannasta.

| Järvi | Pinta-ala (ha) | Rantaviiva (km) | Keskisyvyys (m) | Suurin syvyys (m) |
|----------------|-------------------|--------------------|--------------------|----------------------|
| Haarajärvi | 13,8 | 2,67 | 6,1 | 12 |
| Halsjärvi | 3,1 | 0,90 | - | 6 |
| Haukijärvi | 2,1 | 0,66 | 2,2 | 8 |
| Hokajärvi | 8,4 | 2,22 | 4,2 | 6 |
| Majajärvi | 3,4 | 1,10 | 4,6 | 12 |
| Valkea-Kotinen | 3,6 | 0,98 | - | 6 |

Taulukko 2. Tutkimusjärvien pintaveden fysikaalis-kemialliset ominaisuudet vuonna 2006. Tot. P = kokonaisfosforipitoisuus, Tot. N = kokonaistyyppipitoisuus ja viiva (-) = tiedot puuttuvat. klorofylli *a* ja näkösyvyys ovat kasvukauden keskiarvoja. pH ja väriluku ovat maalisi- tai huhtikuun arvoja. pH ja väriluku -määritykset on tehty Lammin biologisella asemalla, muu aineisto Helsingin yliopiston Bio- ja ympäristötieteiden laitoksen toimesta.

| Järvi | Tot P ($\mu\text{g l}^{-1}$) | Tot N ($\mu\text{g l}^{-1}$) | Klorofylli <i>a</i> ($\mu\text{g l}^{-1}$) | pH | Väriluku (mg Pt ⁻¹) | Näkösyvyys (cm) |
|----------------|-----------------------------------|-----------------------------------|---|------|------------------------------------|--------------------|
| Haarajärvi | 13 | 387 | 5,8 | 6,09 | 203 | 142 |
| Halsjärvi | 7 | 530 | 6,5 | 6,42 | 113 | - |
| Haukijärvi | 11 | 365 | 7,4 | 6,36 | 162 | 108 |
| Hokajärvi | 7 | 318 | 3,3 | 6,14 | 91 | 180 |
| Majajärvi | 29 | 693 | 16,2 | 5,80 | 459 | 76 |
| Valkea-Kotinen | 19 | 492 | 14,6 | 5,50 | 140 | 134 |

3.2. Ahvenen merkintä-takaisinpyynti

3.2.1. Aineiston kerääminen

Ahventen merkintä-takaisinpyynti toteutettiin kutupyynninä välittömästi jäiden lähdön jälkeen 4.5.–23.5.2006 välisenä aikana. Pyydyksenä käytettiin johdinaidattomia metalliverkkokatiskoja, jotka oli valmistettu pistehitsatusta ja kuumasinkitystä metalliverkosta. Katiskojen leveys oli noin 1 m, korkeus noin 0,5 m, neliösilman sivun pituus 12,7 mm ja langan vahvuus 0,9 mm. Haarajärvellä pyyntiä täydennettiin Kivikankaan kokoon taittuvilla Lokka- (5 kpl) ja Teho-katiskoilla (5 kpl). Lokka-katiskan pohjan koko on noin 70 x 100 cm ja korkeus 50 cm. Katiskaverkon hapaan väri on vihreä ja sen solmuväli on 18 mm. Teho-katiskan pohjan koko on 70 x 100 cm ja korkeus 48 cm. Hapaan väri on punainen ja sen solmuväli on 13 mm.

Tarvittavat katiskamäärät arvioitiin järven koon mukaan, mutta katiskamäärät vaihtelivat pyynnin aikana (Taulukko 3). Katiskat olivat pyynnissä koko merkintä-takaisinpyynnin toteuttamisen ajan, paitsi Halsjärvellä ja Valkea-Kotisella, jossa katiskat nostettiin viikonloppujen ajaksi pois pyynnistä perjantaisin aamupäivällä ja laskettiin takaisin pyyntiin sunnuntai-iltais. Merkintä-takaisinpyynti tapahtui kevään 2006 aikana Hokajärvellä välillä 4.5.–15.5., Haukijärvellä 5.5.–18.5., Majajärvellä 5.5.–23.5., Haarajärvellä 9.5.–22.5., Halsjärvellä 4.5.–17.5. ja Valkea-Kotisella 8.5.–19.5.

Taulukko 3. Katiskojen ja rysien lukumäärät, pyydysvuorokaudet ja pyydysmäärät hehtaaria kohti kullakin tutkimusjärvellä. Katiskamäärät/ha -arvot ovat pyyntikauden keskiarvoja. Halsjärvellä ja Valkea-Kotisella ei pyydetty rysillä.

| Järvi | Katiskat | | | Rysät | | |
|----------------|-----------|-------------|--------------|-----------|-------------|----------|
| | Lukumäärä | Pyydysvrk:t | Katiskoja/ha | Lukumäärä | Pyydysvrk:t | Rysiä/ha |
| Haarajärvi | 25-33 | 406 | 2,1 | 5 | 14 | 0,4 |
| Halsjärvi | 5 | 55 | 1,6 | - | - | - |
| Haukijärvi | 4-7 | 65 | 2,3 | 2 | 18 | 1,0 |
| Hokajärvi | 15 | 180 | 1,8 | 4 | 12 | 0,5 |
| Majajärvi | 6-17 | 181 | 2,8 | 3 | 19 | 0,9 |
| Valkea-Kotinen | 5 | 50 | 1,4 | - | - | - |

Ahvenen merkintämenetelmäksi valittiin eväleikkaus, sillä se on helppo, nopea ja halpa merkintätapa eikä sen tekeminen vaadi kalojen nukutusta tai kalliita erikoisvälineitä. Lisäksi sen aiheuttama kuolleisuus on vähäinen. Eväleikattu kala ei myöskään voi jäädä merkistään kiinni mihinkään pyydykseen. Evon riistan- ja kalantutkimusasemalla on lisäksi paljon kokemusta eväleikkauksen käytöstä alueen järvien kalastotutkimuksissa (mm. Rask & Arvola 1985, Tikka & Paasivirta 1986, Rask ym. 2001).

Katiskat koettiin kullakin tutkimusjärvellä kertaalleen jokaisena arkipäivänä. Saaliiksi saaduilta ahvenilta tarkistettiin mahdollinen merkki, ja merkitsemättömät ahvenet merkittiin eväleikkauksella siten, että vasemmasta vatsaevästä poistettiin noin kolmannes. Muistiin kirjattiin, oliko kala merkitty vai ei sekä pituus 1 cm tarkkuudella ja sukupuoli. Myös muiden saaliiksi saatujen lajien lukumääristä ja pituuksista pidettiin kirjaa. Merkinän jälkeen ahvenet laitettiin vesisaaviin odottamaan vapautusta. Pahoin vahingoittuneet yksilöt voitiin tässä vaiheessa poistaa. Merkityt ahvenet pyrittiin saamaan sekoittumaan mahdollisen tasaisesti järven populaatioon, joka on yksi merkintä-takaisinpyyntimenetelmän vaatimuksista (Ricker 1975). Pienimmällä ja muodoltaan pyöreähköllä Haukijärvellä kalat vapautettiin keskelle lampea. Muilla tutkimusjärvillä, jotka ovat suurempia ja epäsäännöllisen muotoisia, ahvenet vapautettiin lähimpään sellaiseen pisteeseen, jossa ”lähimmälle vastarannalle” oli jokseenkin sama matka kuin pyyntirannalle. Näissä tapauksissa vapautuspaikkoja oli useampia, jotta ahvenet sekoittuisivat tasaisemmin.

Populaatioestimaatteja sekä niiden 95 % luottamusvälejä seurattiin järviakohtaisesti merkintä-takaisinpyynnin aikana. Estimaattien suhteen pyrittiin sellaiseen tarkkuuteen, että luottamusvälit poikkeaisivat korkeintaan 20 % estimaatista. Pyyntiä jatkettiin, kunnes haluttu tarkkuus saavutettiin tai ahvenen liikkumisaktiivisuus hiipui.

3.2.2. Aineiston käsittely

Ahventen populaatiokokojen arvioimiseen käytettiin Schnabelin ja Schumacher-Eschmeyerin menetelmiä. Schnabelin ja Schumacher-Eschmeyerin estimaatit luottamusväleineen laskettiin Krebs (1989) ohjeiden perusteella. Schnabelin estimaatin laskemisessa käytettiin Chapmanin korjattua estimaattia (Ricker 1975), jolloin populaatioestimaatti lasketaan kaavalla:

$$N = \frac{\sum (C_t M_t)}{\sum R_t + 1}$$

Kaavassa N on populaatioestimaatti, C_t on pyyntijakson t kokonaissaalis, M_t on merkittyjen kalojen määrä pyyntijakson t alussa ja $\sum R_t$ takaisinpyydettyjen merkittyjen

kalojen kokonaismäärä. 95 % luottamusvälit laskettiin populaatioestimaatin käänteisluvun, eli $1/N$:n suhteen Krebsin (1989) ohjeiden mukaisesti.

Schumacher-Eschmeyer- estimaatti laskettiin kaavalla

$$\frac{1}{N} = \frac{\sum (M_t R_t)}{\sum (C_t M_t^2)} \quad (\text{Ricker 1975}),$$

jossa $1/N$ on arvioidun populaatiokoon käänteisluku, M_t on merkittyjen kalojen määrä pyyntijakson t alussa, R_t on takaisinpyydyttyjen merkittyjen kalojen lukumäärä jaksolla t ja C_t on pyyntijakson t kokonaissaalis. 95 % luottamusvälit laskettiin $1/N$:lle. Schnabel- ja Schumacher-Eschmeyer -estimaattien avulla laskettiin järven ahventiheudet pinta-alayksikköä kohti (yksilöä/ha) luottamusväleinen. Tiheysestimaatit laskettiin koko populaatiolle, koiraille ja naaraille erikseen. Sukupuoli määritettiin pääosin sukutuotteiden perusteella. Naariksi määritettiin myös selkeästi mädistä turvoksissa olevat yksilöt, sekä juuri kuteneet naaraat vatsan löysyyden perusteella. Kaikki epäselvät tapaukset luokiteltiin koiriksi. Koska merkintä-takaisinpyynnin tiedetään useiden tutkimusten (mm. Viljanen & Holopainen 1982, Lappalainen ym. 1988) perusteella aliarvioivan naaraiden osuuksia koiraisiin verrattuna, ja metsäjärvien koiras-naaras –suhteen olevan todellisuudessa varsin lähellä 1:1 –suhdetta (Sumari 1971, Tikka & Paasivirta 1986), ahventiheudet määritettiin vastaamaan myös kyseistä tilannetta. Korjattu tiheysestimaatti laskettiin siten kertomalla koirasestimaatti kahdella.

Tutkimusjärvien ahvenpopulaatioiden biomassat määritettiin Schnabel-estimaattien avulla, sillä ne olivat luottamusväliensä perusteella Schumacher-Eschmeyer -estimaatteja tarkempia. Biomassa laskettiin kasvukorjatuille ahventen pituuksille, jotta vertailu verkkoaineiston kanssa onnistuisi paremmin. Biomassa laskettiin siten, että kullekin kasvukorjatulle ahvenen pituusluokalle laskettiin vuoden 2005 KESKALA-hankkeen pituus-painoaineiston perusteella pituutta vastaava paino. Haarajärven, Halsjärven, Hokajärven, Majajärven ja Valkea-Kotisen osalta käytettiin niiden omia pituus-painoaineistoja. Haukijärven aineisto oli puutteellinen, joten sen osalta pituuksia vastaavat keskimassat laskettiin kaikkien järvien keskiarvojen perusteella. Keskiarvoissa olivat mukana tutkimusjärvien lisäksi myös Hautajärvi, Iso-Ruuhijärvi, Iso Valkjärvi ja Pitkäniemenjärvi, jotka sijaitsevat myös Evon alueella. Biomassa-arviot laskettiin kaavalla

$$B = \frac{\sum_i^j (w_{lc} n_{lc}) N}{n},$$

jossa i on pienin pituusluokka, j on suurin pituusluokka, w_{lc} on pituusluokkakohtainen pituutta vastaava massa, n_{lc} on kuhunkin pituusluokkaan kuuluvien kalojen lukumäärä pituusjakauma-aineistossa, N on populaatiokoon Schnabel-estimaatti ja n on pituusjakauma-aineiston kalojen lukumäärä. 95 % luottamusvälin ala- ja ylärajat laskettiin muuten samalla kaavalla, mutta populaatiokoon Schnabel-estimaatin N tilalla oli vastaavasti estimaatin luottamusvälin ylä ja alarajat. Biomassa hehtaaria kohden laskettiin kaavalla B/A , jossa B on biomassa-estimaatti koko järvelle laskettuna ja A on järven pinta-ala hehtaareina. Koiraiden yliarvioinnin vuoksi biomassa hehtaaria kohti määritettiin myös koiraiden biomassaestimaatin ja naaraiden korjatun biomassaestimaatin summana, eli

$$B_{k+n} = B_k + \frac{B_n N_k}{N_n}.$$

Kaavassa B_k on koiraiden biomassan/ha Schnabel-estimaatti, B_n naaraiden biomassa/ha, N_k koiraiden tiheysestimaatti ja N_n naaraiden tiheysestimaatti. Vertailussa verkkokoekalastukseen käytettiin kuitenkin koko populaatiolle tehdyn merkintä-

takaisinpyynnin Schnabel-estimaatin ja sen avulla lasketun korjaamattoman biomassaeestimaatin tuloksia.

Aineistosta määritettiin lisäksi järviokohtaiset pituusjakaumat koiraille, naaraille ja koko saaliille erikseen. Koko saaliin pituusjakaumalle tehtiin kasvukorjaus, jolla katiskapyynnissä saatujen ahventen pituudet korjattiin vastaamaan verkkokoekalastuksen ajankohtaa. Kasvukorjaus tehtiin, jotta katiskapyynnillä saatu aineisto olisi vertailukelpoinen verkkokoekalastuksella saatujen ahventen pituuksien kanssa. Ahvenen kasvun määrittämiseen käytettiin KESKALA-hankkeen ahvenen kasvutietoja (Olin ym. 2007). Kasvukorjaus tehtiin sovittamalla verkkokoekalastuksen avulla hankittuun ikä-pituusaineistoon eksponentiaalinen regressiokäyrä, joka oli muotoa $y = ax^b$, jossa y on pituus, x on ikä, a vakiokerroin ja b eksponentti (Taulukko 4).

Taulukko 4. Ahvenen katiskapyynnin pituus-ikä-aineistoon sovitetun regressiokäyrän parametrit tutkimusjärvillä. Taulukossa a =mallin vakiokerroin ja b =eksponentti.

| Järvi | a | b |
|----------------|--------|--------|
| Haarajärvi | 5,1699 | 0,5800 |
| Halsjärvi | 6,0012 | 0,3370 |
| Haukijärvi | 5,4370 | 0,4331 |
| Hokajärvi | 5,7363 | 0,5503 |
| Majajärvi | 5,1633 | 0,5026 |
| Valkea-Kotinen | 5,8289 | 0,5809 |

Kasvukorjaus tehtiin siten, että alkuperäisiin 1 cm tarkkuudella mitattuihin pituuksiin lisättiin 0,5 cm, jotta muunnettavat pituudet vastaisivat paremmin kuhunkin pituusluokkaan kuuluvien ahventen pituuksien keskiarvoa. Pituudet muunnettiin vastaamaan kalan ikää kaavalla

$$x = \left(\frac{y + 0,5}{a} \right)^{1/b}, \text{ joka on ikä-pituusaineistoon sovitetun regressiokäyrän yhtälön}$$

käänteisfunktio. Yhtälössä $y+0,5$ on pituusluokan arvioitun keskipituuden mukaan korjattu pituus. Em. kaavalla laskettuun ikään lisättiin keväisen katiskapyynnin ja kesäisen verkkokoekalastuksen välisen ajan myötä tullut iän lisäys. Lisäyksenä käytettiin lukua 0,75, sillä katiskapyynnin ja verkkopyynnin välisen ajan arvioitiin kattavan 75 % kasvukaudesta. Saadun uuden iän perusteella laskettiin ikä-pituusyhtälön avulla uudet kasvukorjatut pituudet, jolloin kaava kirjoitetaan muodossa $y = a(x + 0,75)^b$. Kasvukorjatut pituudet muunnettiin takaisin 1 cm tarkkuuteen poistamalla desimaalit, jotta ne olisivat vertailukelpoisia verkkoaineiston 1 cm tarkkuudella mitattujen ahventen pituustietojen kanssa.

Katiskapyynnissä saatujen särkien pituusjakaumille tehtiin myös kasvukorjaus, sillä särjen katiska- ja verkkosaaliin pituusjakaumia verrattiin keskenään. Särjen kasvukorjauksessa käytetty pituusaineisto oli peräisin läheiseltä Iso-Mustajärveltä (Karhunen & Lösönen 2008), sillä tutkimusjärvistä ei särkien kasvutietoa ollut saatavilla. Kasvukorjaus tehtiin samoin kuin ahvenellekin. Kaavan $y = a(x + 0,75)^b$ parametrit olivat särjelle $a = 5,1536$ ja $b = 0,4351$. Kaavassa y on uusi, kasvukorjattu pituus ja x on kalan ikä.

3.3. Hauen merkintä-takaisinpyynti

3.3.1. Aineiston kerääminen

Hauen merkintä ajoitettiin pääosin kutuaikaan, sillä tällöin hauet ovat helpoiten pyydystettävissä (Yrjänä 1988). Kutuajan hyvä pyydystettävyys mahdollistaa suuren haukimäärän merkitsemisen lyhyessä ajassa kohtuullisella vaivalla. Kutupyynnin lisäetuna on myös se, että kaikki sukukypsät kalat hakeutuvat samoihin aikoihin kutualueille, jolloin koko kutuajan kestävä pyynti mahdollistaa liki kaikkien sukukypsien kokoluokkien saamisen mukaan aineistoon (Tammi ja Kuikka 1994). Haukien kutupyynti toteutettiin samanaikaisesti ahvenen pyynnin kanssa. Kutupyynti alkoi 8.5.2006 ja jatkui 24.5.2006 asti. Käytetyt pyydykset olivat suurtenkin haukien pyyntiin soveltuvia 8,5 m mittaisia Kivikankaan luokkirysyä, joiden pyyntikorkeus on 90 cm ja hapaan solmuväli 30 mm. Rysissä on viisi halkaisijaltaan 55–65 cm vannetta, kaksi nielua ja 5 m mittainen solmuväliltään 50 mm aitaverkko. Tarvittavat rysien määrät arvioitiin järvien koon ja sopivien rysäpaikkojen mukaan (Taulukko 3). Rysäpyyntiä jatkettiin, kunnes saaliit alkoivat heikentyä kudun loputtua. Kutupyynnin ohessa haukia pyydettiin merkittäväksi myös uistinpyynnillä, jota harjoitettiin muun tutkimustoiminnan ohessa noin 2-3 viikon välein toukokuun lopulta syyskuun puoliväliin. Haukia saatiin merkittäväksi myös ahvenien katiskapyynnin sekä jonkin verran verkkokoekalastuksen sivusaaliina. Verkkoon tarttuneista hauista vain hyväkuntoiset ja vapautettavaksi kelpaavat merkittiin. Haukien merkintää jatkettiin 15.8.2006 asti.

Merkinnässä yli 30 cm pituiset hauet merkittiin Carlin-merkillä, joka valittiin hauen merkintämenetelmäksi sen vuoksi, että se on eräänlainen standardi kalojen merkinnässä, ja siten menetelmänä hyvin tunnettu. Esim. Friman (1999) suosittelee käyttämään sitä hauen yksilölliseen merkintään. Lisäksi merkissä oleva koodi ei kulu helposti pois vuosienkaan kuluessa, joten merkintä palvelee myös KESKALA-hankkeen muita tutkimuksia. 30 cm minimipituus merkittäville hauille valittiin sen vuoksi, että tämän kokoisten haukien arvioitiin olevan sukukypsiä, ja siten tehokkaasti pyydyttävissä rysillä. Lisäksi tämän kokoinen hauki on pyydyttävissä vieheillä. Lisäksi arvioitiin, että pienemmillä on melko suuri riski kuolla merkinnässä. Merkki asetettiin paikalleen selkälihakseen selkäevän alle tukevien injektioneulojen avulla. Alle 30 cm pituiset hauet merkittiin eväleikkauksella poistamalla noin kolmannes vasemmasta vatsaevästä. Kaikilta haulilta otettiin iän määrittämistä varten suomunäyte kylkiviivan ja peräaukon väliltä. Suomuarpi toimi samalla toissijaisena merkinä, mikäli Carlin-merkki sattuisi irtoamaan. Merkinnässä käytettiin apuna merkintäputkia, jotka mahdollistivat haukien merkitsemisen ilman nukutusta, sillä hauki pysyy putkessa varsin rauhallisena (Kekäläinen 2005). Putket oli tehty muovisista viemäriputkista ja niitä oli kolmea kokoa (\varnothing 7,5, 11 ja 16 cm) erikokoisia haukia varten. Putkien toinen pää oli tukittu vaneripalalla, ja putkissa oli keskellä pitkänomainen reikä merkintää varten. Putket oli varustettu mittanauhalla, joten hauki mitattiin merkitsemisen yhteydessä sen ollessa putkessa.

Merkinnässä hauet haavittiin mahdollisimman varovasti ja laitettiin kostutettuun merkintäputkeen. Putkessa haulilta otettiin suomunäyte, mahdollinen merkki luettiin ja hauet mitattiin 1 mm tarkkuudella kuonon kärjestä yhteen puristetun pyrstöevän kärkeen. Kutupyynnin aikaan rysillä, katiskoilla ja uistimilla pyydystetyt hauet vapautettiin samalla lailla kuin ahvenet keskelle järveä (Haukijärvi) tai lähimpään sellaiseen kohtaan, jossa vastarannalle on likimain sama matka (Haara-, Hoka- ja Majajärvi). Myöhemmin kesällä, kun vedet olivat lämmenneet, uistimiin napanneet hauet vapautettiin mahdollisimman nopeasti pyyntipaikalle. Pahoin vahingoittuneet hauet tapettiin ikä-, ravinto- ja elohopeanäytteiden ottamista varten. Hauen takaisinpyynti ajoitettiin välille 28–30.8.2006, jolloin haukia pyydettiin intensiivisesti virvelivälinein kaikilla neljällä tutkimusjärvellä. Haarajärvellä takaisinpyyntiä jatkettiin vielä viikolla 18–19.9.2006 pienen merkittyjen

osuuden vuoksi. Tavoitteena oli pyydystää haukia niin paljon että Petersen-estimaatin 95 % luottamusvälit olisivat kapeammat kuin 50–150 % estimaatista. Carlin-merkittömät hauet merkittiin leikkaamalla kolmannes vasemmasta vatsaevästä.

3.3.2. Aineiston käsittely

Haukipopulaation koko arvioitiin yli 35 cm pituisten yksilöiden osalta, sillä keväällä 30 cm pituisten haukien arvioitiin kasvavan tutkimusjärvien kaltaisissa vesistöissä kesän aikana noin 5 cm. Esimerkiksi Raitaniemen (1995) mukaan kyseisen kokoinen hauki kasvaa vuodessa keskimäärin 7 cm. Pyynnin yhteydessä kuolleet hauet poistettiin laskelmista. Kesän aikana tutkimusjärvissä tapahtunutta luonnollista tai merkinnän aiheuttamaa kuolleisuutta ei myöskään huomioitu laskelmissa. Haukipopulaatioiden koot tutkimusjärvissä laskettiin Petersen-estimaattorin Chapman-muunnoksella kaavalla

$$N = \frac{(C+1)(M+1)}{R+1} - 1 \text{ (Ricker 1975).}$$

Kaavassa N on populaatioestimaatti, C on takaisinpyynnin kokonaissaalis, M on merkittyjen kalojen määrä ja R on takaisinpyydettyjen merkittyjen kalojen määrä. Koska N :n jakauma on vino (Seber 1982), normaalijakaumaan perustuva luottamusväli olisi erityisesti ylärajan osalta liian kapea. Tämän vuoksi 95 %:n luottamusväli laskettiin suhteelle $R/C = p$. Luottamusvälin yläraja lasketaan kaavalla:

$$p(\text{ylä}) = p + 1,96\sqrt{\frac{p(1-p)}{C-1}} + \frac{1}{2C}, \text{ ja alaraja kaavalla}$$

$$p(\text{ala}) = p - 1,96\sqrt{\frac{p(1-p)}{C-1}} + \frac{1}{2C}.$$

Näin saatujen p :n ylä- ja alarajojen avulla laskettiin vastaavat populaatioestimaatin N ylä- ja alarajat, jolloin

$$N(\text{ylä}) = \frac{M}{p(\text{ala})} \text{ ja}$$

$$N(\text{ala}) = \frac{M}{p(\text{ylä})}.$$

Luottamusvälien laskeminen tehtiin Frimanin ym. (1999) ohjeiden perusteella. Yksilötiheydet laskettiin kaavan N/A avulla, jossa A on järven pinta-ala hehtaareina. Yksilötiheyksien luottamusvälin yläraja laskettiin vastaavasti kaavalla

$$\frac{N(\text{ylä})}{A} \text{ ja alaraja } \frac{N(\text{ala})}{A}.$$

Haukien populaatiokoot määritettiin myös Schnabelin ja Schumacher-Eschmeyerin menetelmillä, joten yksilötiheydet luottamusväleinen laskettiin samoilla kaavoilla kuin ahvenellekin. Poikkeuksena tästä olivat 95 % luottamusvälit, jotka laskettiin Poisson-jakauman perusteella, mikäli ΣR_t oli 50 tai vähemmän (Seber 1982, Krebs 1989). Schnabel- ja Schumacher-Eschmeyer -estimaattien laskennassa aineistoa käsiteltiin siten, että kutakin pyyntiviikkoa, jolloin haukia oli merkitty, käsiteltiin yhtenä merkintä-takaisinpyynnin jaksona. Yksilöllisen Carlin-merkinnän ansiosta voitiin varmistaa, että kukin merkitty kala tuli lasketuksi vain yhden kerran kunkin viikon (=takaisinpyyntikerta) aikana. Kunkin järven osalta määritettiin lisäksi haukien kasvukorjatut keskipituudet ja pituusjakaumat. Haukien pituudet laskettiin vastaamaan takaisinpyyntivaiheen loppumishetkeä, eli 30.8.2006 tasolle.

Hauen biomassojen laskeminen poikkesi hieman ahvenen biomassan laskemisesta, sillä hauet oli mitattu yksilöllisesti 1 mm tarkkuudella, joten massa-arvio oli mahdollista laskea kullekin haulle erikseen. Pituus-painoaineistona käytettiin KESKALA-hankkeen tuloksia Evon alueen järvistä vuodelta 2005 (Olin ym. 2007). Biomassa-arviossa käytettiin samoja kasvukorjattuja pituuksia, kuin pituusjakaumissakin. Biomassalaskelmissa huomioitiin vain elävät hauet, eli kuolleet hauet poistettiin pituusjakauma-aineistosta. Haukien biomassat laskettiin kaavalla:

$$B = \sum_1^n w \cdot \frac{N}{n},$$

jossa w on kunkin hauen pituutta vastaava massa-arvio, N on populaatiokoon Schnabel-estimaatti ja n on pituusjakauma-aineiston kalojen lukumäärä. 95 % luottamusvälin ala- ja ylärajat laskettiin muuten samalla kaavalla, mutta populaatiokoon Schnabel-estimaatin N tilalla oli vastaavasti estimaatin luottamusvälin ylä ja alarajat. Schnabel-estimaattia käytettiin, sillä sen luottamusvälit pysyivät siedettävällä tasolla sekä ylä- että alarajan osalta kaikilla tutkimusjärvillä. Biomassa hehtaaria kohden laskettiin kaavalla B/A , jossa B on biomassa-estimaatti koko järvelle laskettuna ja A on järven pinta-ala hehtaareina.

Kasvukorjauksen laskemisessa käytettiin KESKALA-hankkeen tuloksia hauen kasvusta Haarajärvellä, Hokajärvellä sekä samalla alueella sijaitsevalla Iso-Valkeajärvellä (Olin ym. 2008). Kullekin hauen pituusluokalle laskettiin keskimääräinen vuotuinen kasvu, jonka perusteella viikoittainen kasvu laskettiin. Kasvukauden pituudeksi arvioitiin 20 viikkoa. Hauen kasvukorjattu pituus laskettiin kaavalla $L_c = (35 - t)G_w + L$, jossa t on pyyntiviikko, G_w viikoittainen kasvu ja L pyyntipituus millimetrin tarkkuudella. Kaikilla järvillä käytettiin samaa kasvukorjausta.

Pituusjakaumiin otettiin mukaan kaikki saadut hauet, myös kuolleet ja alle 30 cm pituiset yksilöt. Jos sama yksilö oli tullut pyydetyksi useampaan kertaan, pituusjakaumien ja keskipituuksien laskemisessa huomioitiin ainoastaan ensimmäisen mittauskerran tulos, joka oli kasvukorjattu vastaamaan haukien arvioitua pituutta takaisinpyynnin loputtua. Pituusjakaumat määritettiin 5 cm välein siten, että pienin pituusluokka oli alle 20 cm pituiset hauet ja suurin yli 90 cm pituiset hauet. Keskipituuksien ja pituusjakaumien laskemisessa kukin hauki otettiin mukaan vain kertaalleen.

3.4. Verkkokoekalastuksen toteutus

Verkkokoekalastus tutkimusjärvillä toteutettiin Nordic-yleiskatsausverkoilla 17.7.–15.8.2006 välisenä aikana. Tutkimukseen lisäaineistoksi otetuilla Halsjärvellä ja Valkea-Kotisella koeverkotukset tehtiin 14.7. ja 2.8.2006. Kumpanakin pyyntikertana kaksi verkkoa oli pyynnissä rantavyöhykkeessä ja 2 verkkoa pintavyöhykkeessä. Haarajärvellä, Haukijärvellä, Hokajärvellä ja Majajärvellä koeverkotus tehtiin kolme kertaa siten, että verkotuskertojen välillä oli kahden viikon tauko. Kaikilla tutkimusjärvillä verkot olivat pyynnissä 12 h ja pyyntiaika oli noin klo 20 – 08. Pyynti toteutettiin ositettuna satunnaisotantana, jossa järvet oli jaettu joko kahteen tai kolmeen pyyntivyöhykkeeseen. Rantavyöhykkeellä (syvyys alle 3m) käytettiin vain pohjaverkkoja. Haarajärvellä ja Hokajärvellä yli 3 m alue oli jaettu syvyysuunnassa pinta- ja pohjavyöhykkeeseen. Pienemmällä Halsjärven, Haukijärven, Majajärven ja Valkea-Kotisen yli 3 m syvyysalueella käytettiin vain pintaverkkoja alusveden hapettomuuden vuoksi. Pintavyöhykkeessä verkot asetettiin pintaan kohojen avulla, ja ranta- ja pohjavyöhykkeillä verkot laskettiin pohjaan. Tarvittava verkkoöiden määrä kullekin järvelle arvioitiin pinta-alan ja syvyyden perusteella (Taulukko 5). Tehtävää hankaloitti järvien pieni koko, sillä esimerkiksi Kurkilahti & Rask (1999) toteavat, että alle 10 ha kokoisessa järvessä

verkkokoekalastus voi aiheuttaa suurempia muutoksia kalastoon kuin tutkittava ympäristömuutos. Tässä tapauksessa oli lisäksi noudatettava erityistä varovaisuutta, sillä järvet ovat KESKALA-hankkeen tutkimusjärviä ja kalakannan liiallisella harventamisella olisi haitallinen vaikutus järvillä tehtäviin muihin tutkimuksiin. Järvien kokonaispyyntiponnistus jaettiin syvyysvyöhykkeille niiden pinta-alan perusteella. Verkkosaaliista määritettiin solmuvälikohtaiset saaliit kalalajeittain. Kunkin kalalajin yksilömäärä, kalojen pituudet 1 cm tarkkuudella sekä kunkin lajin yhteismassa kirjattiin muistiin aineiston käsittelyä varten. Osa ahvenen ja särjen saaliista pakastettiin muita tutkimuksia, kuten myöhempää sukupuolen määrittelyä varten.

Taulukko 5. Verkkooïden määrä syvyysvyöhykkeittäin kullakin tutkimusjärvellä sekä katiskojen ja vannerysien määrät. Ra = rantavyöhyke (< 3 m), Pi = pintavyöhyke (> 3 m), Po = pohjavyöhyke (> 3 m).

| Järvi | Verkkoyöt | | | | |
|----------------|-----------|----|----|----------|-----|
| | Ra | Pi | Po | yhteensä | /ha |
| Haarajärvi | 12 | 6 | 3 | 21 | 1,5 |
| Halsjärvi | 4 | 4 | - | 8 | 2,6 |
| Haukijärvi | 3 | 3 | - | 6 | 2,9 |
| Hokajärvi | 9 | 3 | 3 | 15 | 1,8 |
| Majajärvi | 6 | 3 | - | 9 | 2,7 |
| Valkea-Kotinen | 4 | 4 | - | 8 | 2,2 |

3.5. Tilastolliset testit

3.5.1. Merkintä-takaisinpyynnit

Ahvenen koiraiden ja naaraiden pituusjakaumien välisiä eroja testattiin ei-parametrisellä Kolmogorovin-Smirnovin testillä kunkin järven osalta erikseen. Kolmogorovin-Smirnovin testi havaitsee erot sekä jakaumien sijainnissa että niiden muodoissa, joten se soveltuu hyvin pituusjakaumien vertailuun, jos vertailtavia ryhmiä on kaksi (Ranta ym. 1999). Nollahypoteesina (H_0) oli, että koiraiden ja naaraiden pituusjakaumat eivät eroa toisistaan. Vaihtoehtoisena hypoteesina (H_1) oli, että pituusjakaumien välillä on eroa.

Haukien pituuksien välistä eroa tutkimusjärvien välillä tutkittiin Kruskalin-Wallisn ei-parametrisellä testillä, joka soveltuu ei-normaalisti jakautuneen aineiston vertailuun, kun vertailtavia alueita on useampi kuin kaksi (Sprent 1989, Ranta ym. 1999). Kruskalin-Wallisn testiä käytettiin, koska aineistoa ei saatu muunnostenkaan jälkeen noudattamaan normaalijakaumaa, eikä parametrissa testiä näin ollen ollut suotavaa käyttää. Tilastolliset testit tehtiin SPSS for Windows-ohjelman version 13.0 ei-parametristen testien K Independent Samples -aliohjelmalla. Pituusvertailut tehtiin kasvukorjatulle aineistolle. Järvien välisiä eroja pituuksissa tarkasteltiin myös parivertailujen avulla. Tarvittava mittatikun pituus laskettiin Sprentin (1989) ohjeiden perusteella. Haukien pituuksien testaamisessa H_0 oli, että tutkimusjärvien haukien pituuksien välillä ei ole eroa. H_1 oli, että haukien pituuksissa on eroa. Parivertailujen hypoteesit olivat samat kunkin vertailtavan järviparin osalta.

3.5.2. Verkkokoekalastukset

Verkkoaineistosta laskettiin kullekin järvelle lajikohtaiset yksikkösaaliit kalojen yksilömäärän (catch per unit effort, CPUE) ja massan (yield per unit effort, YPUE) osalta. Aineistolle tehtiin $\ln(x+1)$ logaritimuunnos, sillä alkuperäiset saaliit eivät olleet normaalisti jakautuneita. Järvikohtaisia eroja tarkasteltiin logaritimuunnettujen

kokonaisyksikkösaaliiden sekä ahvenen ja särjen yksikkösaaliiden osalta. Vertailut tehtiin sekä CPUE:lle että YPUE:lle. Muita lajeja (hauki, salakka, lahna) saatiin saaliiksi niin vähän, ettei niiden yksikkösaaliita kannattanut vertailla erikseen. Järvien yksikkösaaliiden välisten erojen selvittämissä käytettiin 2-suuntaista varianssianalyysia. Kyseessä oli kahden muuttujan faktorikoe, jossa muuttujina olivat järvi (6 tasoa) ja syvyysvyöhyke. Tilastollista testausta varten Haarajärven ja Hokajärven aineiston pohjavuohyökkeet jätettiin huomioimatta, jotta koeasetelmasta saataisiin tasapainoinen. Pohjavuohyökkeen poistamisen jälkeen syvyysvyöhykkeellä oli 2 tasoa, ranta- ja pintavyöhyke. Analyysit tehtiin SPSS 13.0 tilasto-ohjelman General Linear Model – aliohjelmalla (GLM). Järvien yksikkösaaliiden välisiä eroja tutkittiin myös parivertailujen avulla, jotta saataisiin selville, mitkä järvet eroavat toisistaan. Parivertailuissa käytettiin Tukeyn HSD-testiä, joka voidaan tehdä SPSS:lla GLM-aliohjelman yhteydessä.

Jälkikäteen aineistosta määritettiin lisäksi, kuinka paljon otoskoko olisi kullakin järvellä tullut lisätä, jotta ahvenen $\ln(x+1)$ -muunnettujen yksikkösaaliiden (CPUE) luottamusvälien osalta olisi päästy samaan tarkkuuteen merkintä-takaisinpyynnin tiheysestimaattien kanssa. Tavoiteltavaksi otoskooksi määritettiin sellainen verkkoöiden määrä, että $\ln(x+1)$ -muunnettujen yksikkösaaliiden 95 % luottamusvälin alaraja olisi alle 20 % yksikkösaalista pienempi ja yläraja alle 20 % yksikkösaalista suurempi. Tarvittava verkkoöiden määrä laskettiin Rannan (1999) ohjeita soveltamalla, eli käytännössä luottamusvälien laskemiseen käytetty kaava muunnettiin otoskoon laskemiseen soveltuvaksi, eli

$$n = \left(\frac{-1,96s}{\text{ala} - x} \right)^2.$$

Kaavassa n = laskettava otoskoko, 1,96 = normaalijakauman 97,5 %:n fraktiili, s = otoskeskihajonta, ala = tavoiteltu 95 % luottamusvälin alaraja ja x = yksikkösaaliin otoskeskiarvo. Oletukset, eli verkkosaaliiden normaalijakautuneisuus ja keskihajonnan pysyminen samana otoskoon kasvaessa pysyvät ennallaan.

3.5.3. Merkintä-takaisinpyynnin ja verkkokoekalastuksen tulosten vertailu

Ahvenen osalta vertailun kohteina olivat verkkoaineiston CPUE:n ja merkintä-takaisinpyynnin Schnabel-estimaatin välinen yhteys, YPUE:n ja biomassa-arvion välinen yhteys, pituusjakaumat sekä naaraiden ja koiraiden osuudet tutkimusjärvillä. CPUE:n ja YPUE:n osalta käytettiin $\ln(x+1)$ muunnettuja saaliita ja myös tiheys- sekä hehtaaria kohti lasketuille biomassatestimaateille tehtiin logaritmimuunnos. Yksikkösaaliiden ja tiheysestimaattien välistä yhteyttä tutkittiin ainoastaan Schnabel-estimaatin osalta, sillä oli ilmeistä, että Schumacher-Eschmeyer -estimaattien vertailu olisi antanut lähes samanlaisia tuloksia tiheysestimaattien vähäisten keskinäisten erojen vuoksi. Ahvenen CPUE:n ja Schnabel-estimaatin välistä yhteyttä sekä YPUE:n ja biomassa-arvion välistä yhteyttä testattiin lineaarisen regressioanalyysin avulla, jossa tiheysestimaatti oli selittävänä ja CPUE selitettävänä tekijänä. Biomassan ja YPUE:n vertailu tehtiin muuten samoin, paitsi että hehtaarikohtaista biomassa-arviota käytettiin selittävänä ja YPUE:ta selitettävänä tekijänä. Analyysit tehtiin sekä kaikille kuudelle järvelle, että myös ilman Majajärveä. Näin meneteltiin, sillä Majajärveä voidaan pitää poikkeavana havaintona, sillä siellä tiheysestimaatti oli toiseksi suurin tutkimusjärvistä, mutta ahvenen CPUE oli vastaavasti pienin. Myös tiheysestimaattien ja erityisesti ahvenen yksikkösaaliiden tarkkuudet olivat heikoimmat Majajärvellä. Analyysit tehtiin SPSS For Windows 13.0-ohjelman Regression-aliohjelmalla.

Tiheysestimaattien ja CPUE:iden välistä yhteyttä tarkasteltiin myös pituusluokittain sekä koko aineistolla (kaikki kuusi järveä), että sellaisella aineistolla, josta oli poistettu Majajärvi. Schnabel-estimaateista laskettiin pituusjakauman avulla kunkin pituusluokan

tiheydet (yksilöä/ha) ja samoin CPUE laskettiin kullekin pituusluokalle erikseen. Pituusluokat määritettiin 2 cm välein siten, että kullakin järvellä pienin pituusluokka 9-10 cm pituiset yksilöt ja suurin pituusluokka yli 17 cm pituiset yksilöt. Poikkeuksena olivat Haukijärvi ja Halsjärvi, joissa suurin pituusluokka oli yli 15 cm pituiset yksilöt, sillä yli 17 cm pituisia ahvenia saatiin saaliiksi vain vähän. Regressioanalyysi tehtiin samalla tavoin kun kokonaistiheyksien ja yksikkösaaliiden välinen vertailukin. Analyysissä käytettiin $\ln(x+1)$ muunnettuja arvoja.

Merkintä-takaisinpyyntiaineiston ja verkkoaineiston ahventen sukupuolijakaumien välisiä eroja testattiin X^2 -riippumattomuustestillä kontingenssitaulun avulla, jossa nollahypoteesina (H_0) oli, että sukupuolijakaumat eivät poikkea toisistaan menetelmien välillä. Sukupuolijakaumia testattiin kaikkien kuuden tutkimusjärven osalta siten, että rivimuuttujana oli menetelmä ja sarakemuuttujana sukupuoli. Lajijakauman testaus tehtiin muuten samalla tavalla, paitsi että sarakemuuttujana oli sukupuolen sijasta laji. Lajijakaumaa ei kuitenkaan testattu Halsjärven ja Valkea-Kotisen osalta, sillä ahvenen lisäksi muiden lajien lukumääristä tai sukupuolijakaumasta katiskapyynnissä ei ollut tietoja näiltä järviltä. Lajijakauman testauksessa olivat mukana vain ne lajit, joita saatiin saaliiksi kaikilta järviltä, eli ahven, särki ja hauki. Näin meneteltiin sen vuoksi, että X^2 -riippumattomuustestin oletus siitä, että enintään 20 % solukohtaisista odotusarvoista olisi pienempiä kuin viisi, saataisiin täyttymään paremmin. Kaikki X^2 -yhteensopivuustestit suoritettiin SPSS For Windows 13.0-ohjelman Crosstabs-aliohjelmalla

Verkkokoekalastuksessa ja katiskapyynnissä saatujen ahventen pituusjakaumien välisiä eroja testattiin Kolmogorovin-Smirnovin testillä. Menetelmien välisiä eroja tarkasteltiin kunkin järven osalta erikseen. Katiskapyynnin osalta vertailussa käytettiin kasvukorjattuja pituuksia. Kasvukorjausta käytettiin sen vuoksi, etteivät mahdolliset erot pituusjakaumissa johtuisi pelkästään kalojen kesän aikaisesta kasvusta. Kasvukorjauksen käyttöön sisältyi kuitenkin ongelma katiska-aineiston kalojen, erityisesti pienimpien pituusluokkien, siirtymisestä suurempiin pituusluokkiin kalojen kasvun myötä. Tällöin olisi ollut mahdollista, että katiska- ja verkkopyynnin väliset tilastolliset erot saattaisivat johtua pelkästään pienimpien kokoluokkien puuttumisesta katiska-aineistossa. Katiskapyynnillä sekä ahvenella että särjellä pienin saaliiksi saatu pituusluokka oli 7 cm, jota kasvukorjaus vielä nosti 1-2 cm verran. Toisaalta Nordic-verkon tiedettiin jo alun perin (mm. Olin & Malinen 2003) pyytävän jonkin verran myös hyvin pieniä, 5-6 cm pituisia yksilöitä. Verkkoaineiston ahvenen ja särjen pituusjakaumat määritettiin 1 cm pituusluokittain muuten, paitsi pienin pituusluokka oli 5 cm pituiset tai sitä pienemmät yksilöt ja suurin pituusluokka 20 cm pituiset tai sitä suuremmat yksilöt

Ongelman ratkaisemiseksi pituusjakaumia verrattiin kahdella tavalla. Pituusjakaumia verrattiin ensinnäkin siten, että mukana olivat kaikki pituusluokat kummankin menetelmän osalta, jolloin kiinnostuksen kohteena olivat erot katiska- ja verkkopyynnin pituusjakaumissa kaikki saaliiksi saadut kokoluokat huomioiden. Tämän lisäksi sama testi tehtiin myös sellaisille aineistoille, joissa pienin tilastolliseen analyysiin kelpuutettu pituusluokka määräytyi pienimpien kasvukorjattujen katiskapyynnillä saatujen ahventen pituusluokan mukaan. Verkkoaineiston pienimmät pituusluokat jätettiin siis testin ulkopuolelle. Tällöin pienimmät testeihin kelpuutetut pituusluokat olivat Halsjärvellä 8 cm, Haarajärvellä, Haukijärvellä, Hokajärvellä ja Valkea-Kotisella 9 cm ja Majajärvellä 10 cm. Suurin pituusluokka oli sekä katiska- että verkkoaineistossa 20 cm pituiset ja sitä suuremmat yksilöt. Menettelyllä oli tarkoitus selvittää, olisiko eroja myös sellaisilla pituusluokilla, joita kummallakin menetelmällä saadaan saaliiksi. Kahden erilaisen pituusjakauma-aineiston vertailun tarkoituksena oli selvittää, johtuisivatko mahdolliset erot pituusjakaumissa pelkästään siitä, että verkkopyynnillä saadaan saaliiksi myös pienempiä kokoluokkia, vai myös siitä, että menetelmät sinänsä pyytävät erikokoisia yksilöitä. Testauksessa nollahypoteesina oli, että ahvenen katiska- ja verkkoosaaliin pituusjakaumat

eivät eroa toisistaan. Vaihtoehtoisena hypoteesina (H_1) oli, että pituusjakaumien välillä on eroa.

Särjen pituusjakaumien vertailumenetelmät, tilastollinen testaus sekä H_0 ja H_1 -hypoteesit olivat samat kun ahvenellakin. Särjen osalta vertailussa olivat mukana Haarajärvi, Haukijärvi, Hokajärvi ja Majajärvi. Haarajärvellä alin kasvukorjattu särjen pituusluokka oli 8 cm, Haukijärvellä 12 cm, Hokajärvellä 10 cm ja Majajärvellä 9 cm. Suuret erot alimmissa kasvukorjatuissa pituusluokissa järvien välillä johtuivat siitä, että pienimmät saaliiksi saadut kokoluokat vaihtelivat järvien välillä. Särjen sukupuolijakaumia ei verrattu menetelmien välillä, sillä sukupuoliosuuksista katiskasaaliissa oli vain vähän tietoa.

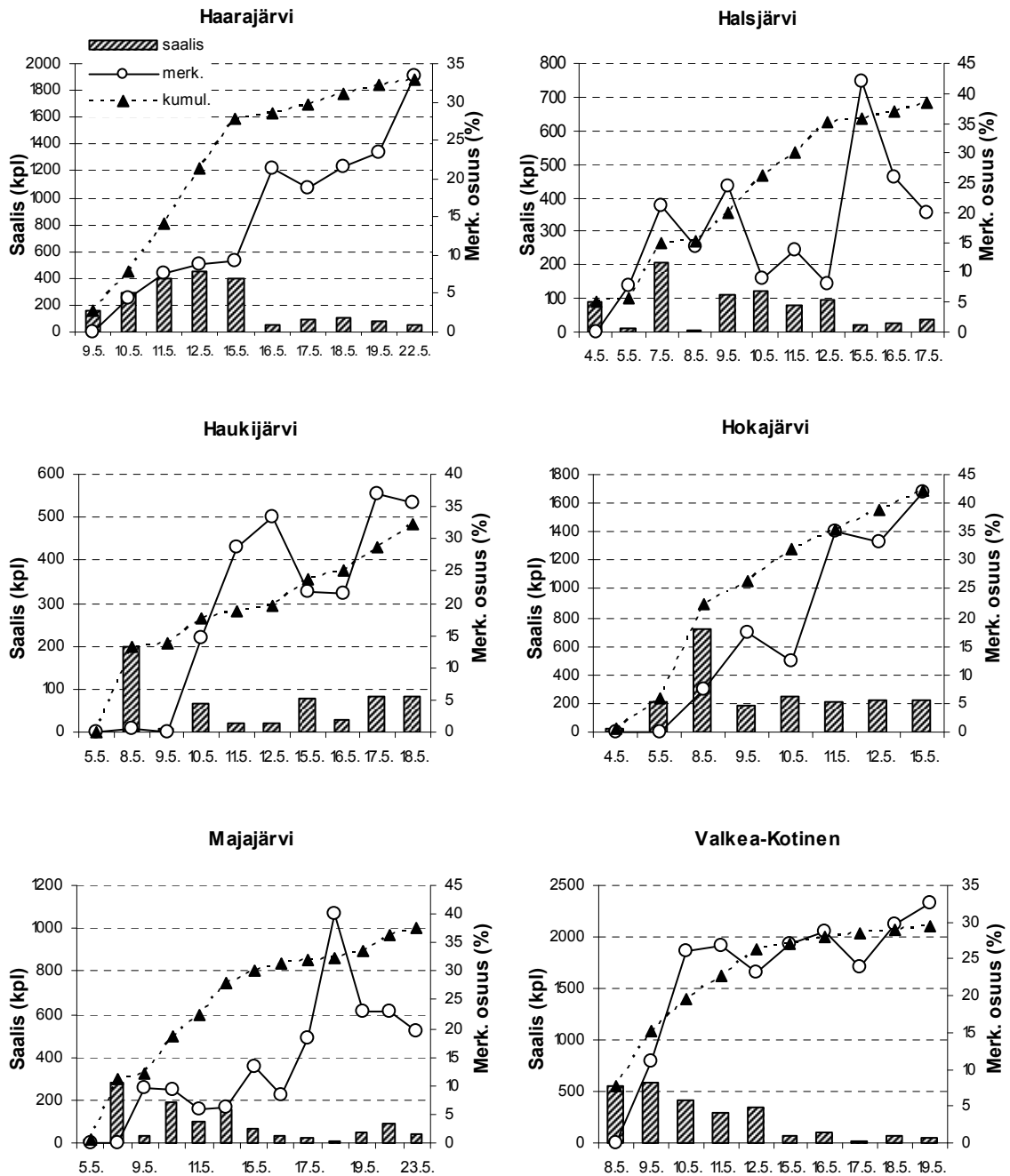
4. TULOKSET

4.1. Ahvenen merkintä-takaisinpyynti

Ahvenia saatiin saaliiksi ja merkittiin kaikilla tutkimusjärvillä yhteensä 7841 kpl. Suurin merkittyjen määrä oli Valkea-Kotisella, jolla merkittiin 2112 ahventa (Taulukko 6). Haukijärvellä ahvenia merkittiin vähiten, 485 yksilöä. Merkintätiheydet vaihtelivat välillä 136–588 yksilöä/ha, joista suurin merkintätiheys saavutettiin Valkea-Kotisella ja pienin Haarajärvellä. Kaikilla tutkimusjärvillä valtaosa (72–91%) ahvensaaliista oli koiraita. Koiraiden osuus saaliista oli suurin Valkea-Kotisella ja pienin Haukijärvellä. Haarajärvellä, Majajärvellä ja Valkea-Kotisella suurimmat saaliit saatiin selvästi pyynnin alkuvaiheessa, mutta muilla järvillä saaliin kertyminen ajan suhteen oli vaihtelevampaa (Kuva 4). Erityisesti Halsjärvellä ja Majajärvellä merkittyjen osuus ei kasvanut kovinkaan tasaisesti.

Taulukko 6. Tutkimusjärvien merkittyjen ahventen lukumäärät kokonaissaaliin, koiraiden ja naaraiden osalta, merkittyjen määrä hehtaaria kohti sekä koiraiden ja naaraiden osuudet merkittyjen määrästä prosentteina.

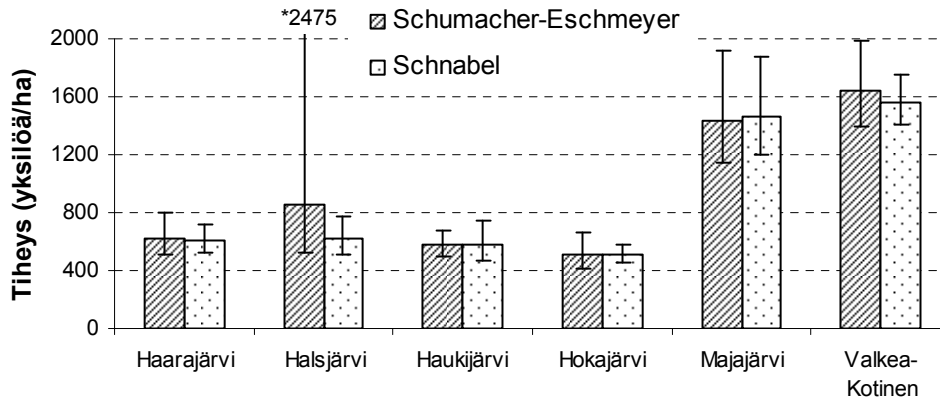
| | Merkittyjä (kpl) | Merkittyjä (kpl/ha) | Koiraita (kpl) | Naaraita (kpl) | Koiraita (%) | Naaraita (%) |
|----------------|---------------------|------------------------|-------------------|-------------------|-----------------|-----------------|
| Haarajärvi | 1880 | 136 | 1627 | 253 | 87 | 13 |
| Halsjärvi | 684 | 220 | 617 | 67 | 90 | 10 |
| Haukijärvi | 485 | 236 | 349 | 136 | 72 | 28 |
| Hokajärvi | 1684 | 200 | 1313 | 371 | 78 | 22 |
| Majajärvi | 998 | 295 | 830 | 168 | 83 | 17 |
| Valkea-Kotinen | 2112 | 588 | 1931 | 181 | 91 | 9 |
| Keskiarvo | 1307 | 279 | 1111 | 196 | 84 | 17 |



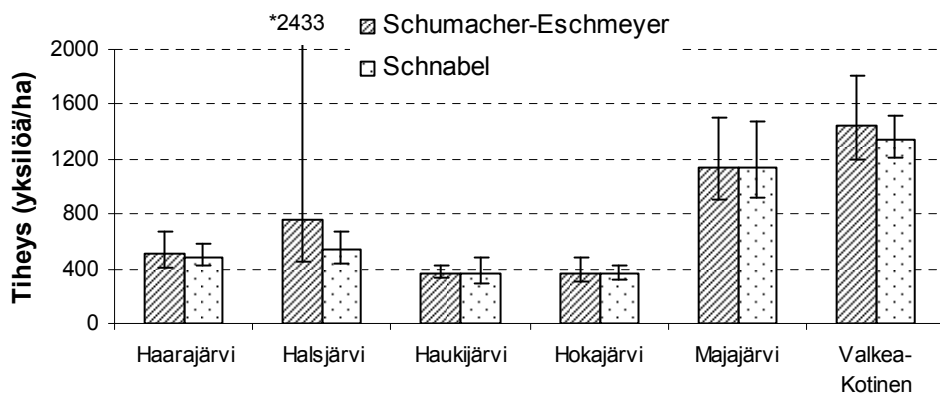
Kuva 4. Ahvenen merkintä-takaisinpyynnin eteneminen, päivämäärät ovat x-akselilla. Saalis = kunakin pyyntikertana saatujen merkitsemättömien ahventen lukumäärä, merk. = merkittyjen ahventen osuus prosentteina kunkin pyyntikerran saaliista ja kumul.= kumulatiivinen saalis yksilöinä.

Tutkimusjärvien ahvenen kokonaissaaliista (≥ 7 cm yksilöt) lasketut yksilötiheyksien Schumacher-Eschmeyer -estimaatit vaihtelivat välillä 510–1639 yksilöä/ha ja Schnabel-estimaatit välillä 510–1557 yksilöä/ha (Kuva 5). Koko saaliille (kutukannalle) laskettuna suurimmat yksilötiheydet laskettiin Valkea-Kotiselle ja Majajärvelle ja pienimmät Hokajärvelle. Kun populaatiokoon laskelmat tehtiin siten, että oletuksena oli koiraiden ja naaraiden lukumäärien suhde 1:1, tiheyden Schnabel-estimaatti oli Haukijärvellä 734 yksilöä/ha, Hokajärvellä 737 yksilöä/ha, Haarajärvellä 975 yksilöä/ha ja Halsjärvellä 1073 yksilöä/ha. Selvästi suurimmat tiheysestimaatit olivat tälläkin tavalla laskettuna Valkea-Kotisella (2690 yksilöä/ha) ja Majajärvellä (2270 yksilöä/ha). Estimaatit olivat tällä tavoin laskettuna noin 1,3–1,7-kertaisia alkuperäisiin estimaatteihin verrattuna.

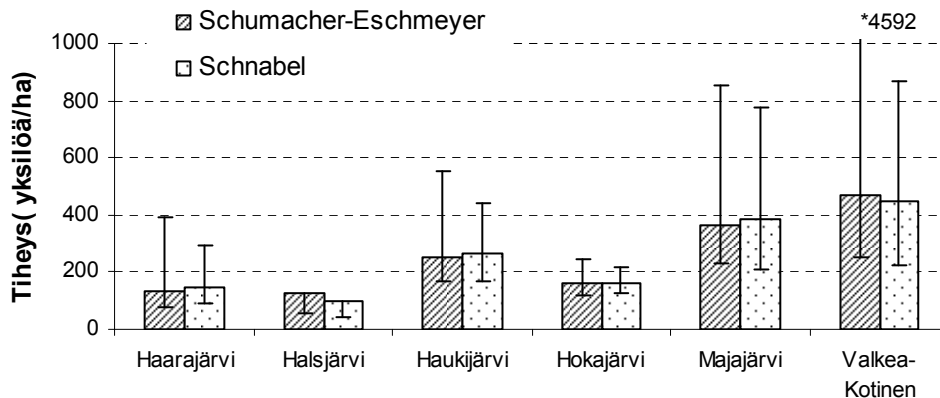
A. Koko saalis



B. Koiraat



C. Naaraat

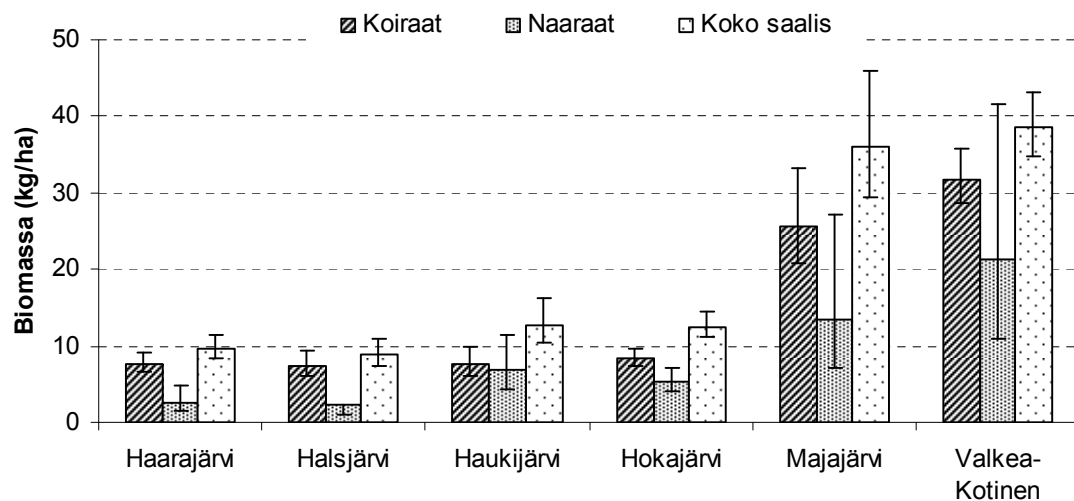


Kuva 5. Ahvenen yksilötiheyden (≥ 8 cm) Schumacher-Eschmeyer- ja Schnabel-estimaatit tutkimusjärvisissä 95 % luotettavuusväleinen. Estimaatit on laskettu koko saaliista (A), sekä koiraiden (B) ja naaraiden (C) saaliista erikseen. Halsjärven naarasestimaattien 95 % luottamusvälien ylärajat eivät olleet laskettavissa.

Koiraiden tiheyksien Schumacher-Eschmeyer -estimaatit vaihtelivat välillä 370–1446 yksilöä/ha ja Schnabel-estimaatit välillä 367–1346 yksilöä/ha. Suurimmat tiheydet olivat Valkea-Kotisella ja pienimmät Haukijärvellä ja Hokajärvellä. Naaraiden populaatioestimaatit olivat koko populaation ja koiraiden estimaatteihin verrattuna selkeästi epätarkempia, mikä johtui vähäisemmästä merkittyjen ja palautusten lukumäärästä. Naaraiden Schumacher-Eschmeyer -estimaatit vaihtelivat välillä 122–471

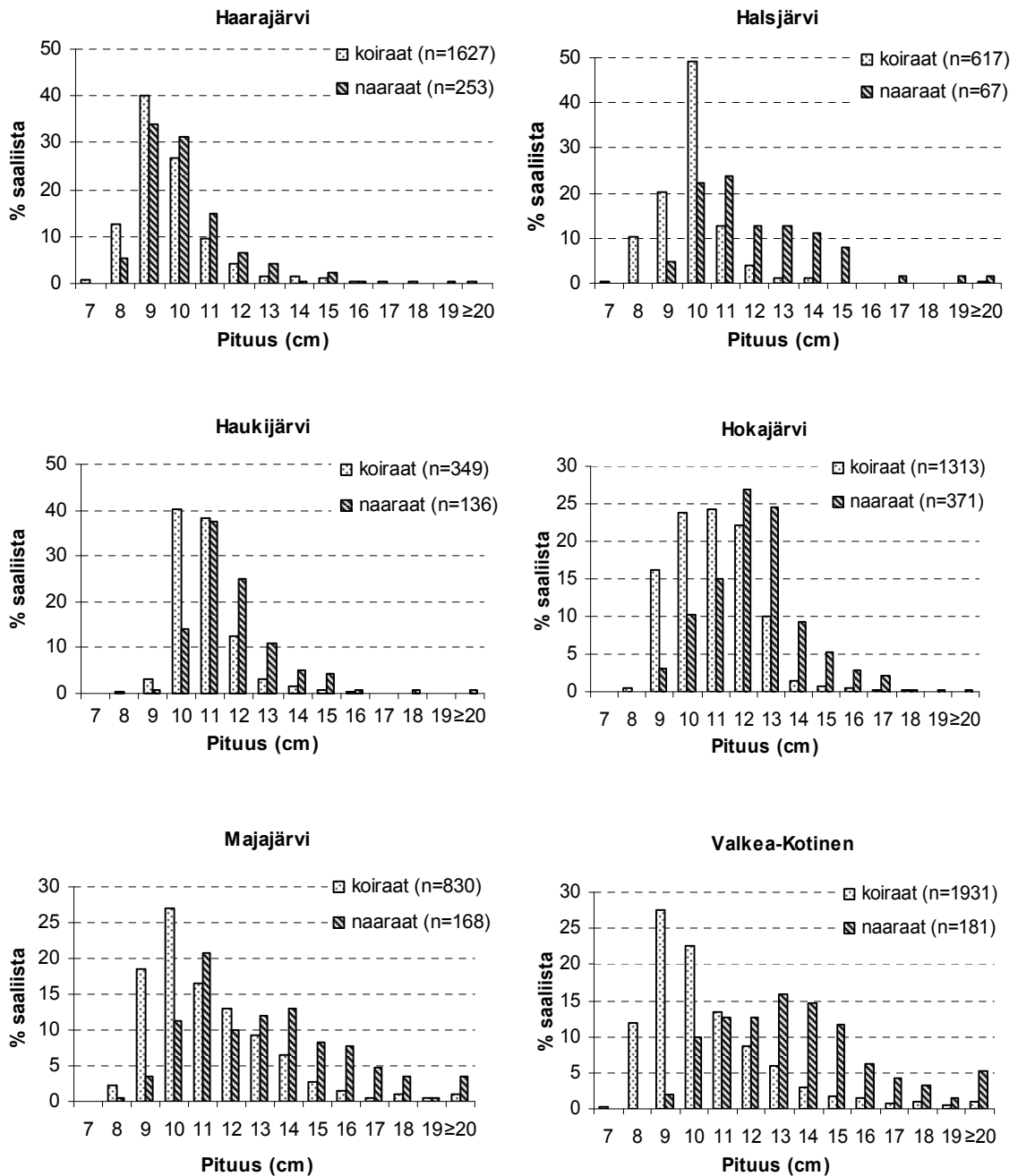
yksilöä/ha ja Schnabel-estimaatit välillä 100–449 yksilöä/ha. Naaraiden osalta suurimmat yksilötiheydet olivat Valkea-Kotisella ja pienimmät yksilötiheydet Halsjärvellä.

Ahvenen koiraiden biomassaestimaatit hehtaaria kohti vaihtelivat välillä Halsjärven 7,5 kg/ha ja Valkea-kotisen 31,8 kg/ha (Kuva 6). Biomassa-arviot tehtiin Schnabel-estimaattien ja kasvukorjattujen pituusjakaumatietojen perusteella. Naaraiden biomassaestimaatit vaihtelivat välillä Halsjärven 2,4 kg/ha - Valkea-Kotisen 21,4 kg/ha. Koko populaatiolle laskettuna hehtaarikohtaiset biomassa-arviot vaihtelivat Halsjärven 8,8 kg:sta hehtaarilla Valkea-Kotisen 38,5 kg:aan hehtaarilla. Kun biomassaestimaatit laskettiin vastaamaan 1:1 sukupuolisuhdetta, Haarajärven kokonaisestimaatti oli 15,7 kg/ha, Halsjärven 20,3 kg/ha, Haukijärven 17,0 kg/ha, Hokajärven 20,2 kg/ha, Majajärven 65,0 kg/ha ja Valkea-Kotisen estimaatti peräti 96,1 kg/ha. Estimaatit olivat siten 1,3–2,5-kertaisia alkuperäisiin verrattuna.



Kuva 6. Ahvenen biomassaestimaatit hehtaaria kohti 95 % luottamusväleinen Schnabel-estimaatin perusteella laskettuna. Estimaatit on laskettu koiraille, naaraille ja koko saaliille erikseen. Halsjärven naarasestimaatin 95 % luottamusvälin yläraja ei ollut laskettavissa. Biomassalaskelmissa on käytetty kasvukorjattua aineistoa.

Ahventen pituus- ja sukupuolijakaumia perusteella valtaosa kokonaissaaliista koostui pienistä koiraista. Koiraiden osalta Haarajärvellä ja Valkea-Kotisella hallitsevat pituusluokat olivat 9–10 cm pituiset yksilöt, kun Haukijärveltä saatiin eniten 10–11 cm pituisia koiraita (Kuva 7). Hokajärvellä ja Majajärvellä 9 - 12 cm pituisia koiraita oli kaikkia vähintään kohtalaisen runsaasti, mutta Halsjärvellä 10 cm pituusluokka oli yksinään selkeästi hallitseva koiraiden kokoluokka. Haarajärvellä naaraiden pituusjakauma oli samankaltainen koiraiden pituusjakauman kanssa, mutta muilla tutkimusjärvillä naaraiden vallitsevat pituusluokat olivat muutaman senttimetriluokan pidempiä kuin koiraiden vallitsevat pituusluokat. Kaikilla tutkimusjärvillä naaraiden suhteellinen osuus kasvoi kookkailla yksilöillä, joskin Haarajärvellä ero oli marginaalinen, eivätkä pituusjakaumat eronneet toisistaan Kolmogorovin-Smirnovin testin perusteella ($p=0,311$) (Taulukko 7). Muilla järvillä sen sijaan koiraiden ja naaraiden pituusjakaumat erosivat toisistaan selvästi ($p<0,001$).



Kuva 7. Katiskapyynnillä saatujen ahvenkoiraiden ja -naaraiden pituusjakaumat tutkimusjärvissä pituusluokittain 1 cm välein sekä niiden lukumäärät. Palkit kuvastavat kunkin kokoluokan suhteellista osuutta prosentteina kokonaisyksilömäärästä. Kuvassa ovat alkuperäiset, kasvukorjaamattomat pituudet.

Taulukko 7. Ahvenen merkintä-takaisinpyynnin koiraiden ja naaraiden pituusjakaumien vertailu Kolmogorovin-Smirnovin testillä. Vertailu tehtiin alkuperäisille pituuksille. Taulukossa Z = testisuureen arvo ja p = p-arvo.

| Järvi | Kolmogorov-Smirnov | |
|----------------|--------------------|--------|
| | Z | p |
| Haarajärvi | 0,963 | 0,311 |
| Halsjärvi | 3,828 | <0,001 |
| Haukijärvi | 2,128 | <0,001 |
| Hokajärvi | 2,985 | <0,001 |
| Majajärvi | 2,378 | <0,001 |
| Valkea-Kotinen | 3,588 | <0,001 |

4.2. Hauen merkintä-takaisinpyynti

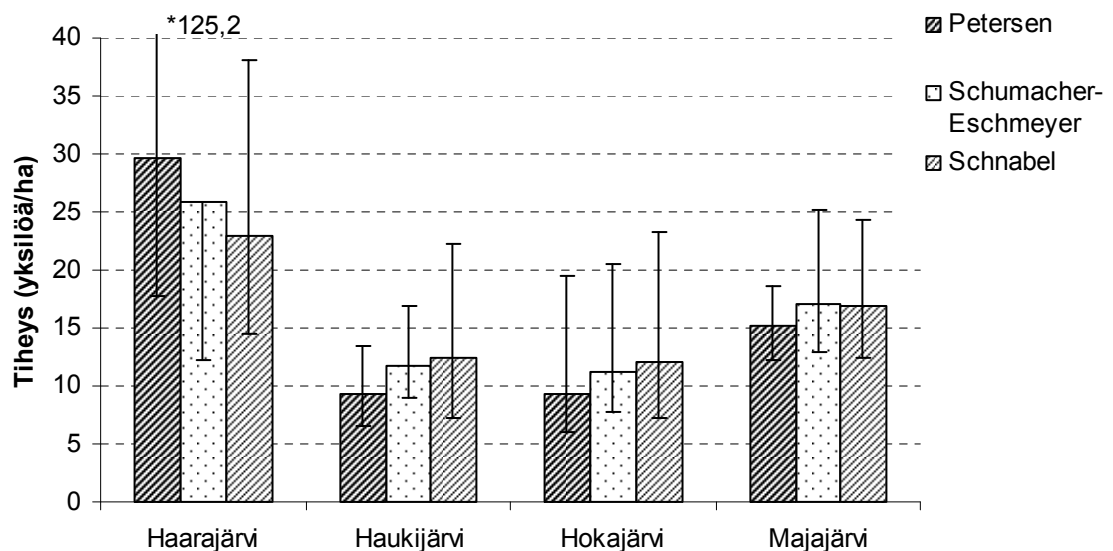
Haarajärvellä haukia merkittiin Carlin-merkillä 64 kpl, Haukijärvellä 16 kpl, Hokajärvellä 41 kpl Majajärvellä 45 kpl. Kaiken kaikkiaan Haarajärveltä saatiin haukia merkintä-takaisinpyynnin yhteydessä (rysä-, katiska- ja uistinpyynti) yhteensä 121 yksilöä. Haukijärveltä haukia saatiin saaliiksi 19 yksilöä, Hokajärveltä 58 yksilöä ja Majajärveltä 54 yksilöä. Jälkimmäisissä luvuissa ovat mukana kaikki saaliiksi saadut hauet kertaalleen, eli Carlin-merkillä merkityt yli 30 cm pituiset hauet, alle 30 cm pituiset hauet, takaisinpyyntivaiheessa saadut uudet hauet sekä pyynnin yhteydessä kuolleet hauet.

Hauen populaatiokoon Petersen-, Schumacher-Eschmeyer- ja Schnabel-estimaatit olivat pienimmät Haukijärvellä ja suurimmat Haarajärvellä (Taulukko 8). Hauen Petersen-estimaatin avulla lasketut yksilötiheydet hehtaaria kohden vaihtelivat välillä 9,2–29,7 yksilöä/ha, joista pienin tiheydestimaatti oli Haukijärvellä ja suurin Haarajärvellä (Kuva 8). Schumacher-Eschmeyer-estimaatit vaihtelivat välillä 11,2–25,8 ja Schnabel-estimaatit välillä 12,0–22,9 yksilöä/ha. Näiden estimaattien mukaan pienimmät haukitiheydet olivat Hokajärvellä ja suurimmat Haarajärvellä. Kunkin tutkimusjärven Petersen-, Schumacher-Eschmeyer- ja Schnabel-estimaatit olivat kuitenkin suhteellisen lähellä toisiaan.

Järvikohtaisesti tarkasteltuna Haarajärvessä olivat kaikkien estimaattien mukaan suurimmat hauen yksilötiheydet (Kuva 8). Haarajärven osalta ongelmana oli kuitenkin estimaattien epätarkkuus, sillä Petersen-estimaatin luotettavuusvälin yläraja oli huomattavan korkea ja Schumacher-Eschmeyer-estimaatin yläraja ei ollut laskettavissa. Ainoastaan Schnabel-estimaatin luotettavuusväli pysyi tyydyttävällä tasolla. Pienimmät yksilötiheydestimaatit saatiin menetelmästä riippuen joko Haukijärvestä tai Hokajärvestä, joiden tiheydestimaatit olivat kaiken kaikkiaan erittäin lähellä toisiaan. Luotettavuusvälien osalta Haukijärvellä päästiin parempaan tarkkuuteen erityisesti Petersen- ja Schumacher-Eschmeyer -estimaattien osalta. Majajärven yksilötiheydestimaatit sijoituivat Haukijärven ja Hokajärven sekä Haarajärven välimaastoon. Majajärvellä eri menetelmien tiheydestimaatit olivat kaikkein lähimpänä toisiaan, ja myös kaikkien estimaattien tarkkuudet olivat hyviä. Hauen Schnabel-estimaattien avulla laskettu biomassa-arvio oli Haarajärvellä 14,4 kg/ha, ja 95 % luottamusväli oli 9,0–23,9 kg/ha. Haukijärvellä biomassa-arvio oli 12,5 kg/ha (7,4–22,4), Hokajärvellä 8,5 kg/ha (5,1–16,4) ja Majajärvellä 11,5 kg/ha (8,3–16,5).

Taulukko 8. Tutkimusjärvien haukien populaatiokoot 95 % luottamusväleinen eri menetelmillä laskettuna. N = populaatiokoon estimaatti, ala = 95 % luottamusvälin alaraja, ylä = 95 % luottamusvälin yläraja ja viiva (-) = ei laskettavissa.

| Järvi | Menetelmä | N | ala | ylä |
|------------|----------------------|-----|-----|------|
| Haarajärvi | Petersen | 411 | 246 | 1731 |
| | Schumacher-Eschmeyer | 357 | 168 | - |
| | Schnabel | 317 | 199 | 528 |
| Haukijärvi | Petersen | 19 | 13 | 28 |
| | Schumacher-Eschmeyer | 24 | 18 | 35 |
| | Schnabel | 26 | 15 | 46 |
| Hokajärvi | Petersen | 79 | 51 | 163 |
| | Schumacher-Eschmeyer | 94 | 65 | 173 |
| | Schnabel | 101 | 62 | 197 |
| Majajärvi | Petersen | 51 | 41 | 63 |
| | Schumacher-Eschmeyer | 58 | 44 | 85 |
| | Schnabel | 57 | 42 | 82 |

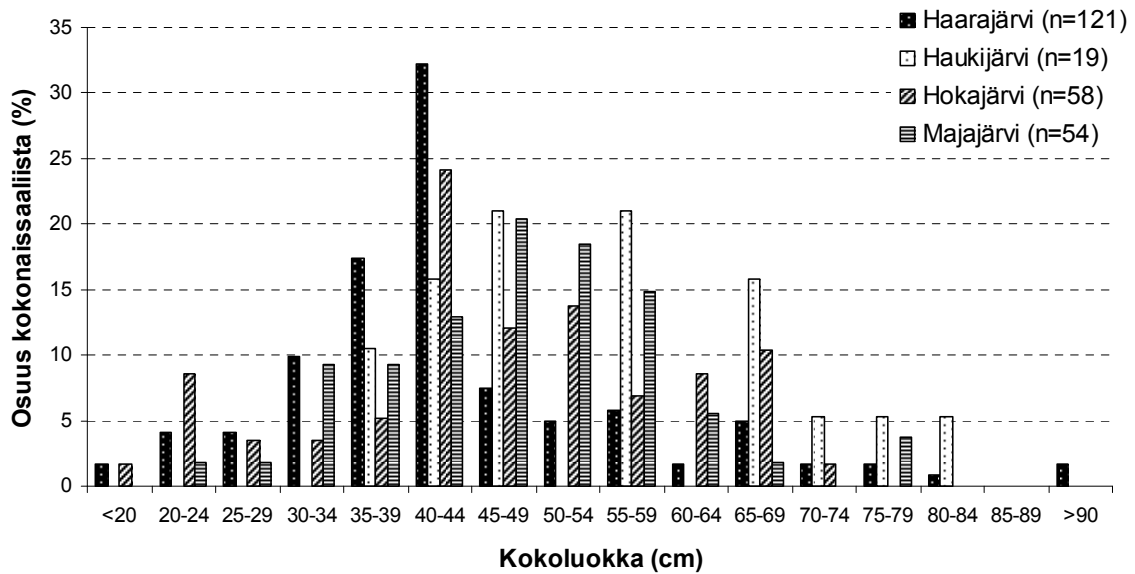


Kuva 8. Hauen yksilötiheyden Petersen-, Schumacher-Eschmeyer- sekä Schnabel-estimaatit 95 % luottamusväleinen Haara-, Hauki-, Hoka- ja Majajärvässä. Haarajärven Schumacher-Eschmeyer –estimaatin luottamusvälin yläraja ei ollut laskettavissa.

Haarajärvestä saatujen haukien keskipituus oli pienin. Keskipituudeksi saatiin 44,2 cm pituuksien vaihdellessa välillä 18,9–95,1 cm. Myös pituusjakauman huippu osui muita tutkimusjärviä alemmaksi, 40,0–44,9 cm pituusluokkaan, johon kuului huomattavan paljon, peräti 32 % kokonaissaaliista (Kuva 9). Haukijärvellä keskipituus oli suurin, 55,1 cm, ja pituudet vaihtelivat välillä 36,1–82,9 cm. Pituusluokkakohdaisesti tarkasteltuna vallitsevat pituusluokat olivat 45,0–49,9 cm ja 55,0–59,9 cm mittaiset hauet, joita kumpiakkin oli 21 % kokonaissaaliista

Hokajärvellä haukien keskipituus oli 47,4 cm, ja pituudet vaihtelivat 19,7–71,2 cm välillä. Hokajärvellä vallitseva kokoluokka oli 40,0–44,9 cm pituiset hauet, joita oli 24 % kokonaissaaliista. Majajärvellä keskipituus oli hieman Hokajärveä suurempi, 48,4 cm, ja pituudet vaihtelivat 22,9–76,2 cm välillä. Majajärveltä saatiin eniten 45,0–49,9 cm pituisia haukia, joita oli 20 % kokonaissaaliista. Haukien pituusjakaumissa ja keskipituuksien

laskemisessa käytettiin kasvukorjattuja pituuksia, jossa haukien pituudet on laskettu edustamaan takaisinpyyntiviikon 35 tilannetta. Aiemmin kevään ja kesän aikana pyydettyjen haukien pituuteen on lisätty arvioitu kasvu.



Kuva 9. Hauen pituusjakaumat 5 cm kokoluokittain Haarajärnessä, Haukijärnessä, Hokajärnessä ja Majajärnessä. Pituudet on korjattu edustamaan kasvukauden lopun tilannetta.

Tutkimusjärvien haukien pituudet erosivat toisistaan tilastollisesti merkitsevällä tavalla (Kruskal-Wallis $X^2=18,716$, $df=3$, $p<0,001$). Parittaisten vertailujen perusteella selvisi, että Haarajärven hauet olivat lyhyempiä kuin muilla järvillä (Taulukko 9). Muiden vertailuparien haukien pituudet eivät poikenneet toisistaan tilastollisesti merkitsevästi.

Taulukko 9. Tutkimusjärvien haukien pituuksien parivertailut Sprentin (1989) ohjeiden perusteella laskettuna. Df = vapausasteet ja p = p-arvo.

| Parivertailu | df | p |
|-----------------------|-----|--------|
| Haarajärvi-Haukijärvi | 138 | <0,001 |
| Haarajärvi-Hokajärvi | 177 | 0,009 |
| Haarajärvi-Majajärvi | 173 | 0,003 |
| Haukijärvi-Hokajärvi | 75 | 0,081 |
| Haukijärvi-Majajärvi | 71 | 0,132 |
| Hokajärvi-Majajärvi | 110 | 0,755 |

4.3. Verkkokoekalastus

4.3.1. Saalismäärät, kokonaisyksikkösaaliit sekä tulosten tarkkuus

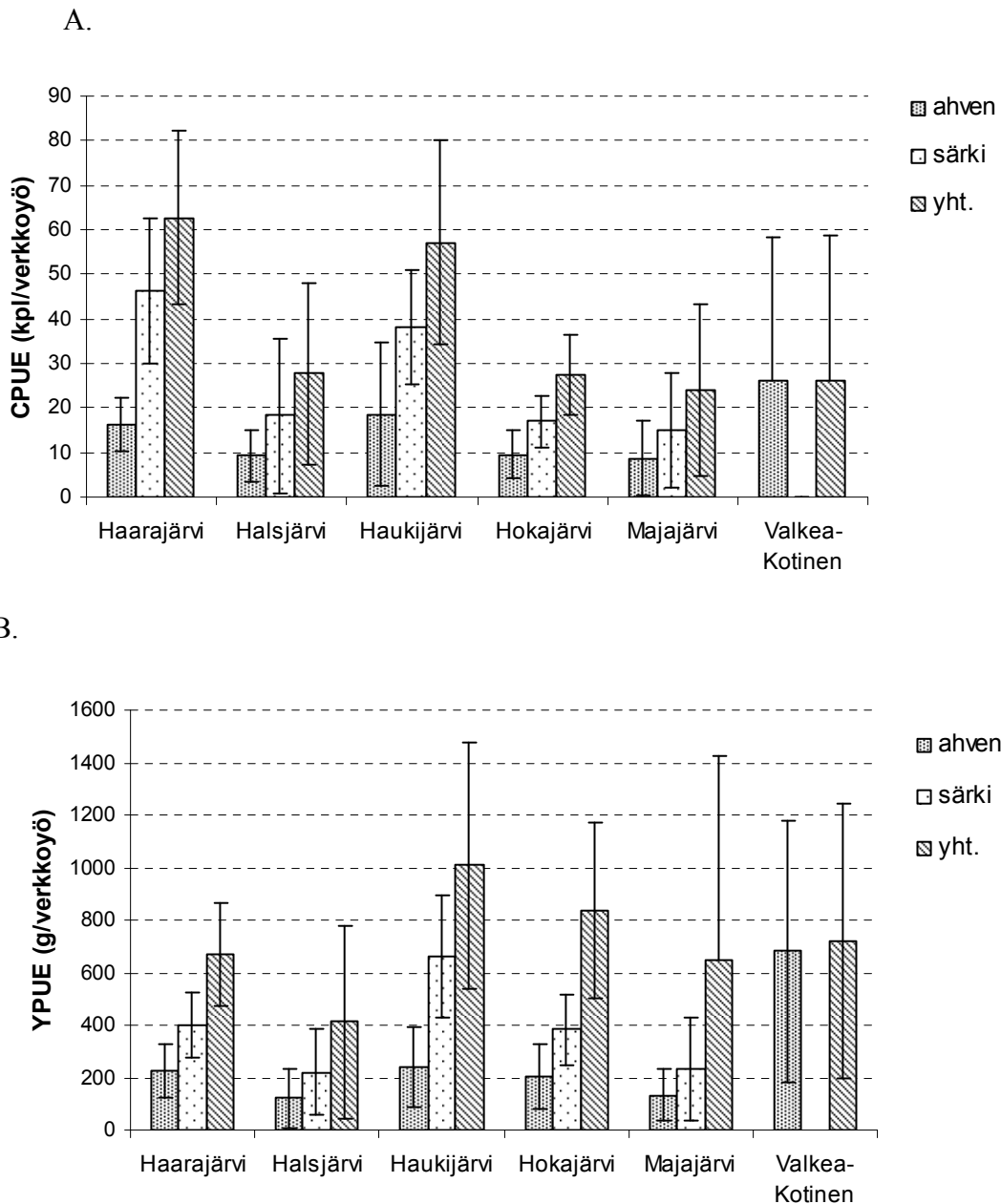
Tutkimusjärvien verkkokoekalastuksen saalismäärät kaikki lajit mukaan lukien vaihtelivat välillä 1318 - 209 kpl (Taulukko 10). Ahvensaaliit vaihtelivat Haarajärven 340 yksilöstä Halsjärven 74 yksilöön, ja särkisaaliit vaihtelivat välillä 974–136 kpl niillä järvillä, joilta särkiä saatiin saaliiksi. Muita lajeja, eli haukia, salakoita ja lahnoja saatiin saaliiksi vähäisiä määriä. Massan osalta kokonaisyksikkösaaliit saaliit vaihtelivat Haarajärven 14,05 kg:sta Halsjärven 3,30 kg:aan. Ahvensaaliit vaihtelivat välillä 4,76–0,98 kg ja särkisaaliit 8,43–1,76 kg välillä niillä järvillä, joilta särkiä saatiin saaliiksi. Hokajärveltä hauki ja lahna muodostivat huomattavan osuuden saaliiden yhteismassasta ja Majajärvellä hauen osuus oli peräti yli 40 % saaliin biomassasta.

Taulukko 10. Verkkokoekalastuksessa saatujen lajien saaliit tutkimusjärvillä yksilömäärinä ja kilogrammoina.

| Järvi | Saalis kpl | | | | | Saalis kg | | | | | | |
|----------------|------------|-------|-------|---------|-------|-----------|-------|-------|-------|---------|-------|-------|
| | ahven | särki | hauki | salakka | lahna | yht. | ahven | särki | hauki | salakka | lahna | yht. |
| Haarajärvi | 340 | 974 | 4 | - | - | 1318 | 4,76 | 8,43 | 0,85 | - | - | 14,05 |
| Halsjärvi | 74 | 146 | - | 1 | 1 | 222 | 0,98 | 1,76 | - | 0,01 | 0,54 | 3,30 |
| Haukijärvi | 111 | 228 | - | 1 | 3 | 343 | 1,43 | 3,97 | - | 0,03 | 0,64 | 6,06 |
| Hokajärvi | 144 | 255 | 2 | 3 | 7 | 411 | 3,04 | 5,73 | 1,93 | 0,12 | 1,77 | 12,58 |
| Majajärvi | 78 | 136 | 2 | - | - | 216 | 1,21 | 2,11 | 2,51 | - | - | 5,83 |
| Valkea-Kotinen | 208 | - | 1 | - | - | 209 | 5,45 | - | 0,32 | - | - | 5,77 |

Verkkokoekalastuksen kokonaissaaliin (kaikki lajit) kappalemääräinen yksikkösaalis (CPUE) vaihteli välillä 62,8–24,0 yksilöä/verkkoyö (Liite 3). Hauen, lahnan ja salakan yksikkösaaliit olivat erittäin pienet, suurimmillaankin vain 0,5 yksilöä/verkkoyö. Kokonaissaaliiden (kaikki lajit yhteensä) massayksikkösaaliit (YPUE) vaihtelivat vastaavasti välillä 1010–412 g/verkkoyö (Kuva 10). Hauen massayksikkösaaliit vaihtelivat välillä 279-0 g/verkkoyö, lahnan 118-0 g/verkkoyö ja salakan 8-0 g/verkkoyö.

Ahvenen, särjen ja kokonaissaaliin yksikkösaaliit sekä niiden 95 % luottamusvälit laskettiin myös $\ln(x+1)$ –muunnetulle aineistolle (Liite 3). $\ln(x+1)$ –muunnettua aineistoa käytettiin tilastollisessa testauksessa. Ahvenen $\ln(x+1)$ –muunnetuissa CPUE:eissa pyrittiin sellaiseen tarkkuuteen, että 95 % luottamusvälin alaraja olisi alle 20 % yksikkösaalista pienempi ja yläraja alle 20 % suurempi. Tällaiseen tarkkuuteen pyrittiin sen vuoksi, että ahvenen CPUE:ita verrattiin merkintä-takaisinpyynnin tiheyden Schnabel-estimaatteihin. Haarajärvellä ja Haukijärvellä tavoite saavutettiin, mutta muilla tutkimusjärvillä ei (Liite 3). Laskelmien perusteella suunnitellun tarkkuuden saavuttamiseksi otoskoon olisi tullut olla Hokajärvellä 23 verkkoyötä, Valkea-Kotisella 31, Halsjärvellä 32 ja Majajärvellä peräti 62 verkkoyötä.



Kuva 10. Ahvenen, särjen ja kokonaissaaliin (yht.) yksikkösaaliit 95 % luottamusväleinen tutkimusjärvillä. CPUE = catch per unit effort (A), YPUE = yield per unit effort (B). Valkea-Kotisen ahvenen ja kokonaissaaliin CPUE:n sekä Majajärven ahvenen YPUE:n 95 % luottamusvälin alarajat eivät olleet laskettavissa.

Järvien kokonaissaaliiden väliset $\ln(x+1)$ -muunnetut CPUE:t (Liite 4) erosivat toisistaan selvästi ($p < 0,001$) 2-suuntaisen varianssianalyysin perusteella (Taulukko 11). Myös järven ja syvyysvyöhykkeen välinen yhdysvaikutus oli tilastollisesti merkitsevä ($p < 0,001$), mikä tarkoittaa, että verkkosaalis jakautui syvyysvyöhykkeille (ranta- ja pintavyöhykkeet) erilailla eri järvillä. Haarajärvellä ja Majajärvellä pintavyöhykkeen saalis oli suurempi verkkoöiden määrään suhteutettuna, mutta muilla järvillä rantavyöhykkeen saaliit olivat suurempia verkkomäärään nähden. Sen sijaan syvyysvyöhykkeiden välillä itsessään ei havaittu merkitsevää eroa ($p = 0,101$). Parivertailujen perusteella Haarajärven kokonaisyksikkösaaliit erosivat ($p < 0,05$) muiden tutkimusjärvien, paitsi Haukilammen ($p = 0,995$), yksikkösaaliista (Liite 4). Muiden järviparien yksikkösaaliiden välillä ei havaittu eroja ($p > 0,05$). Kokonais-CPUE:n 95 % luottamusvälit olivat kohtuullisen pienet Haarajärvellä ja Haukijärvellä ja Hokajärvellä, mutta Halsjärvellä, Majajärvellä ja Valkea-

Kotisella luottamusvälit olivat suhteessa leveämmät (Kuva 10). Valkea-Kotisella luottamusvälin alaraja ei ollut laskettavissa.

Kokonaissaaliiden YPUE:iden välillä havaittiin myös eroja ($p=0,041$). Järven ja syvyysvyöhykkeen yhdysvaikutus ($p=0,005$), oli tilastollisesti merkitsevä, eli syvyysvyöhykejaon vaikutus verkkosaaliin jakautumiseen oli myös massan osalta erilainen eri järvillä. Rantavyöhykkeen yksikkösaaliit olivat pintavyöhykkeen yksikkösaaliita suuremmat muilla järvillä paitsi Majajärvellä. Syvyysvyöhykkeiden välinen ero ($p=0,004$) oli myös tilastollisesti merkitsevä. Kuitenkaan parivertailujen perusteella yhdenkään järviparin YPUE:t eivät eronneet toisistaan (Liite 4). Haarajärven, Haukijärven ja Hokajärven YPUE:iden luottamusvälit olivat suhteessa kapeammat kuin Halsjärvellä, Valkea-Kotisella ja Majajärvellä. Majajärvellä luottamusvälin alaraja ei ollut laskettavissa (Kuva 10).

Taulukko 11. Verkkokoekalastuksen kokonaissaaliiden $\ln(x+1)$ -muunnetuille saaliille laskettujen erojen tilastollinen merkitsevyys järvien välillä 2-ANOVA:n perusteella. CPUE = kappalemääräinen yksikkösaalis, YPUE = massayksikkösaalis, RaPi = syvyysvyöhyke (Ra = Ranta ja Pi = Pinta), df = vapausasteiden lukumäärä, MS = keskineliö, F = testisuure ja p = p-arvo.

| Lähde | CPUE | | | | YPUE | | | |
|--------------|------|-------|-------|--------|------|-------|-------|-------|
| | df | MS | F | p | df | MS | F | p |
| Järvi | 5 | 4,467 | 8,624 | <0,001 | 5 | 2,370 | 2,531 | 0,041 |
| RaPi | 1 | 1,450 | 2,799 | 0,101 | 1 | 8,478 | 9,054 | 0,004 |
| Järvi * RaPi | 5 | 2,831 | 5,465 | <0,001 | 5 | 3,635 | 3,882 | 0,005 |

4.3.2. Ahvenen yksikkösaaliit

Ahvenen kappalemääräiset yksikkösaaliit vaihtelivat välillä Valkea-Kotisen 26,0 yksilöä/verkkoyö - Majajärven 8,7 yksilöä/verkkoyö (Liite 3). Hokajärven, Majajärven ja Halsjärven yksikkösaaliit olivat hyvin lähellä toisiaan hieman alle 10 yksilöä/verkkoyö saaliilla. Samoin Haarajärven (16,2) ja Haukijärven (18,5) CPUE:t olivat varsin lähellä toisiaan. Ahvenen CPUE:iden 95 % luottamusvälit olivat yleisesti ottaen varsin leveät muualla, paitsi Haarajärvellä (Kuva 10).

Tutkimusjärvien ahventen $\ln(x+1)$ muunnettujen CPUE:iden välillä oli tilastollisesti merkitseviä eroja ($p=0,033$), kuten syvyysvyöhykkeiden välilläkin ($p=0,048$) (Taulukko 12). Ahvenen yksikkösaaliit pintavyöhykkeellä olivat suuremmat Haukijärvellä ja Majajärvellä, mutta muilla järvillä rantavyöhykkeen yksikkösaaliit olivat suuremmat. Myös järven ja syvyysvyöhykkeen yhdysvaikutus oli tilastollisesti merkitsevä ($p=0,015$). Parivertailujen perusteella Haarajärven ja Majajärven yksikkösaaliiden välillä oli eroa ($p=0,035$), mutta muiden järviparien yksikkösaaliissa eroja ei havaittu ($p>0,05$) (Liite 4).

Ahvenen massayksikkösaaliit vaihtelivat välillä 681–123 g/verkkoyö (Liite 3). 95 % luottamusväli oli kapein Haarajärvellä, mutta yleisesti ottaen ne olivat varsin leveät (Kuva 10). Ahvenen massayksikkösaaliissa oli merkitseviä eroja järvien ($p=0,034$), samoin kuin syvyysvyöhykkeidenkin välillä ($p<0,001$) (Taulukko 12). Syvyysvyöhykkeiden väliset erot johtuivat rantavyöhykkeiden suuremmista yksikkösaaliista kaikilla muilla järvillä paitsi Haukijärvellä, jossa massayksikkösaalis oli vain hieman suurempi. Järven ja syvyysvyöhykkeen yhdysvaikutus ei siten ollut tilastollisesti merkitsevä ($p=0,214$). Vaikka 2-ANOVA:n perusteella järvien yksikkösaaliit erosivatkin toisistaan, parivertailut eivät kuitenkaan kyenneet havaitsemaan eroja yhdenkään järviparin välillä ($p>0,05$) (Liite 4).

Taulukko 12. Ahvenen $\ln(x+1)$ -muunnetuille saaliille laskettujen yksikkösaaliiden erojen tilastollinen merkitsevyys järvien välillä 2-ANOVA:n perusteella. CPUE = kappalemääräinen yksikkösaalis, YPUE = massayksikkösaalis, RaPi = syvyysvyöhyke (Ra = Ranta ja Pi = Pinta), df = vapausasteiden lukumäärä, MS = keskineliö, F = testisuure ja p = p-arvo.

| Lähde | CPUE | | | | YPUE | | | |
|--------------|------|-------|-------|-------|------|--------|--------|--------|
| | df | MS | F | p | df | MS | F | p |
| Järvi | 5 | 2,247 | 2,667 | 0,033 | 5 | 5,517 | 2,638 | 0,034 |
| RaPi | 1 | 3,479 | 4,129 | 0,048 | 1 | 33,293 | 15,921 | <0,001 |
| Järvi * RaPi | 5 | 2,680 | 3,180 | 0,015 | 5 | 3,092 | 1,479 | 0,214 |

4.3.3. Särjen yksikkösaaliit

Särjen kappalemääräiset yksikkösaaliit vaihtelivat tutkimusjärvissä Majajärven 15,1 yksilöstä/verkkoyö Haarajärven 46,4 yksilöön verkkoyötä kohti (Liite 3). $\ln(x+1)$ -muunnetuissa yksikkösaaliissa oli myös eroa järvien välillä ($p < 0,001$) (Taulukko 13). Järven ja syvyysvyöhykkeen yhdysvaikutus oli tilastollisesti merkitsevä ($p = 0,016$), sillä Haarajärvellä ja Majajärvellä pintavyöhykkeen yksikkösaaliit olivat suuremmat, mutta vastaavasti Hals-, Hauki- ja Hokajärvellä rantavyöhykkeen yksikkösaaliit olivat suuremmat. Syvyysvyöhykkeiden välillä itsessään eroja ei kuitenkaan havaittu ($p = 0,856$). Parivertailujen perusteella särjen yksikkösaaliit poikkesivat toisistaan Haarajärven ja Hokajärven ($p = 0,033$), Haarajärven ja Majajärven ($p < 0,001$), Haarajärven ja Halsjärven ($p = 0,002$) sekä Haukijärven ja Majajärven ($p = 0,009$) välillä. Muiden vertailuparien yksikkösaaliissa ei ollut eroa ($p > 0,05$) (Liite 4).

Särjen massayksikkösaaliit vaihtelivat välillä Halsjärven 220 g/verkkoyö - Haukijärven 662 g/verkkoyö (Liite 3). 2-ANOVA:n perusteella järvien YPUE:iden välillä oli eroa ($p = 0,011$) ja myös järven ja syvyysvyöhykkeen yhdysvaikutus oli tilastollisesti merkitsevä ($p = 0,029$) (Taulukko 13). Sen sijaan eri syvyysvyöhykkeiden saaliit eivät poikenneet toisistaan ($p = 0,980$). YPUE:t jakautuivat syvyysvyöhykkeiden välillä samalla tavoin kuin CPUE:n osaltakin. Parivertailujen perusteella Haarajärven ja Majajärven särjen YPUE:t ($p = 0,002$), samoin kuin Haukijärven ja Majajärven ($p = 0,004$) sekä Hokajärven ja Majajärven ($p = 0,012$) YPUE:t erosivat toisistaan (Liite 4). Muiden vertailuparien välillä eroja ei havaittu ($p > 0,05$). Särjen yksikkösaaliiden (CPUE ja YPUE) 95 % luottamusvälit olivat Majajärveä lukuun ottamatta suhteessa kapeammat kuin ahvenen yksikkösaaliiden luottamusvälit niillä järvillä, joilta särkiä saatiin saaliiksi (Kuva 10).

Taulukko 13. Särjen $\ln(x+1)$ -muunnetuille saaliille laskettujen yksikkösaaliiden erojen tilastollinen merkitsevyys järvien välillä 2-ANOVA:n perusteella. CPUE = kappalemääräinen yksikkösaalis, YPUE = massayksikkösaalis, RaPi = syvyysvyöhyke (Ra = Ranta ja Pi = Pinta), df = vapausasteiden lukumäärä, MS = keskineliö, F = testisuure ja p = p-arvo.

| Lähde | CPUE | | | | YPUE | | | |
|--------------|------|-------|-------|--------|------|-------|-------|-------|
| | df | MS | F | p | df | MS | F | p |
| Järvi | 4 | 5,078 | 7,594 | <0,001 | 4 | 4,805 | 3,742 | 0,011 |
| RaPi | 1 | 0,022 | 0,034 | 0,856 | 1 | 0,001 | 0,001 | 0,980 |
| Järvi * RaPi | 4 | 2,302 | 3,442 | 0,016 | 4 | 3,847 | 2,996 | 0,029 |

4.3.4. Ahvenen ja särjen pituusjakaumat

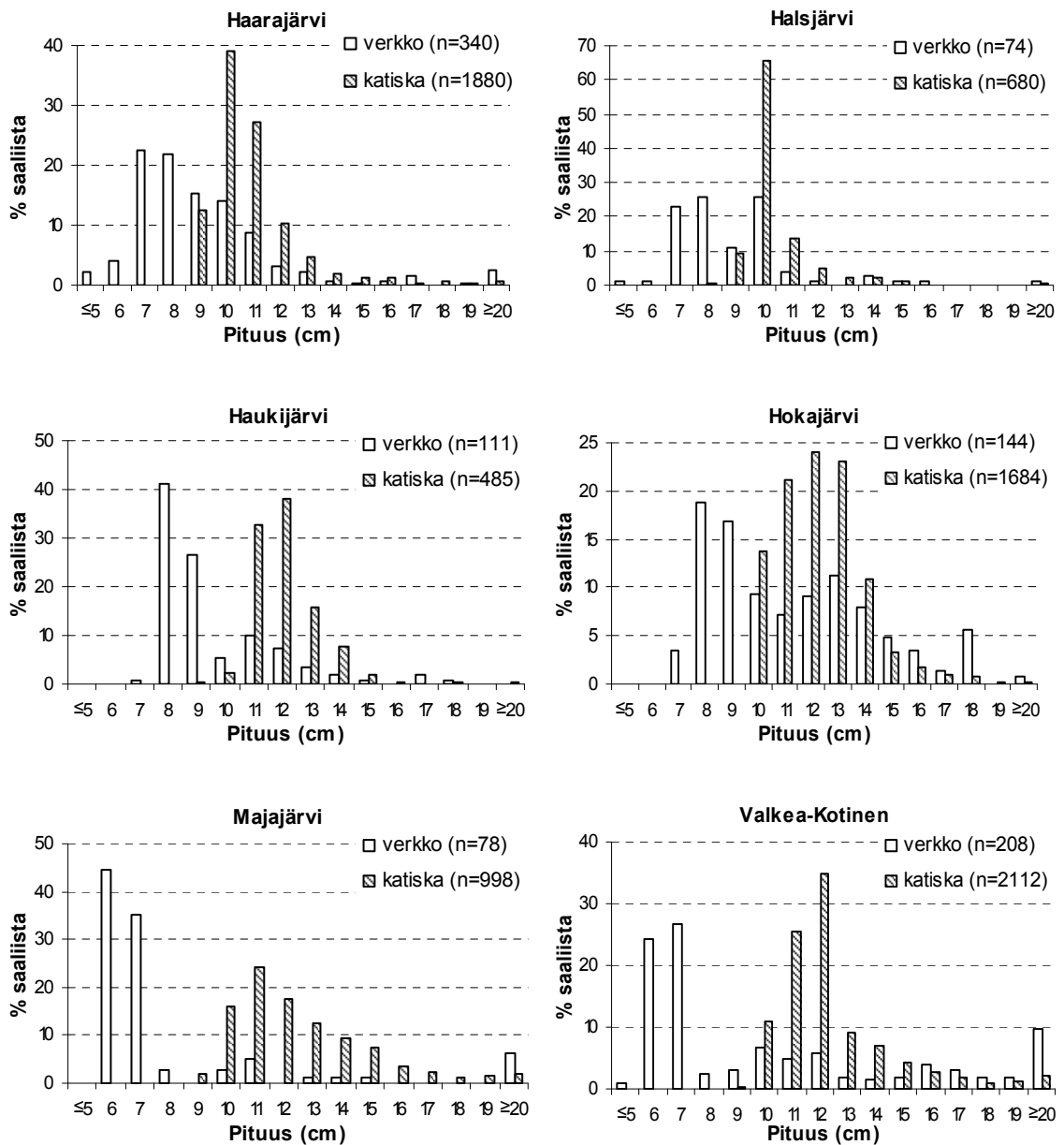
Kaikissa tutkimusjärvissä suurin osa ahvenen verkkosaaliista koostui pienistä, alle 10 cm pituisista yksilöistä, paitsi Hokajärvessä, jossa myös 11–14 cm pituisia yksilöitä oli varsin runsaasti (Kuva 11). Hokajärven ahventen pituusjakauma olikin selvästi kaksihuippuinen. Jonkinlaista monihuippuisuutta on havaittavissa myös Haukijärven ja

Valkea-Kotisen kohdalla. Valkea-Kotisella ja Majajärvellä saaliissa on huomattavan paljon suuria, jopa yli 20 cm pituisia ahvenia.

Verkkosaaliissa vallitsevat särjen kokoluokat Haarajärvellä olivat 7-10 cm pituiset yksilöt ja Majajärvellä 8-14 cm pituiset yksilöt (Kuva 12). Halsjärveltä saatiin eniten 6-7 ja 12–13 cm pituisia särkiä. Haukijärvellä taas runsaimmat pituusluokat olivat 7-8 ja 12 cm ja Hokajärvellä 12–14 cm pituiset särjet, joskin myös 6-7 cm särkiä saatiin saaliiksi jonkin verran. Halsjärven, Haukijärven ja Hokajärven särkien pituusjakaumissa oli havaittavissa selvää kaksihuippuisuutta.

4.4. Verkkokoekalastuksen ja merkintä-takaisinpyynnin vertailu

Katiskapyynnillä saatujen ahventen kasvukorjattujen pituusjakaumien huiput sijoittuivat kaikilla tutkimusjärvillä suurempiin pituusluokkiin verkkoaineiston ahveniin verrattuna (Kuva 11). Kun mukana olivat kaikki saaliiksi saadut kokoluokat, pituusjakaumat erosivat Kolmogorovin-Smirnovin testin perusteella kaikilla tutkimusjärvillä tilastollisesti erittäin merkitsevästi ($p < 0,001$) (Taulukko 14). Erot kuitenkin pienenevät huomattavasti, tai jopa poistuivat, kun kaikkein pienimmät pituusluokat, joihin kuuluvia ahvenia saatiin saaliiksi ainoastaan verkkokoekalastuksella, poistettiin vertailusta. Haarajärven ($p = 0,195$), Hokajärven ($p = 0,053$) ja Majajärven ($p = 0,078$) osalta pituusjakaumat eivät enää eronneet toisistaan, vaikka Majajärven ja erityisesti Hokajärven lähellä 0,05 riskitasoa olevat p-arvot viittaavat kuitenkin mahdollisuuteen, että pituusjakaumien välillä saattaa olla eroa, mutta sitä ei kyetä erottamaan tällä aineistolla. Pienimpien ahventen pituusluokkien pois jättäminen ei vaikuttanut tuloksiin Halsjärvellä ($p < 0,001$), Haukijärvellä ($p < 0,001$) eikä Valkea-Kotisella ($p = 0,001$), vaan pituusjakaumat erosivat edelleen toisistaan selvästi (Taulukko 14).



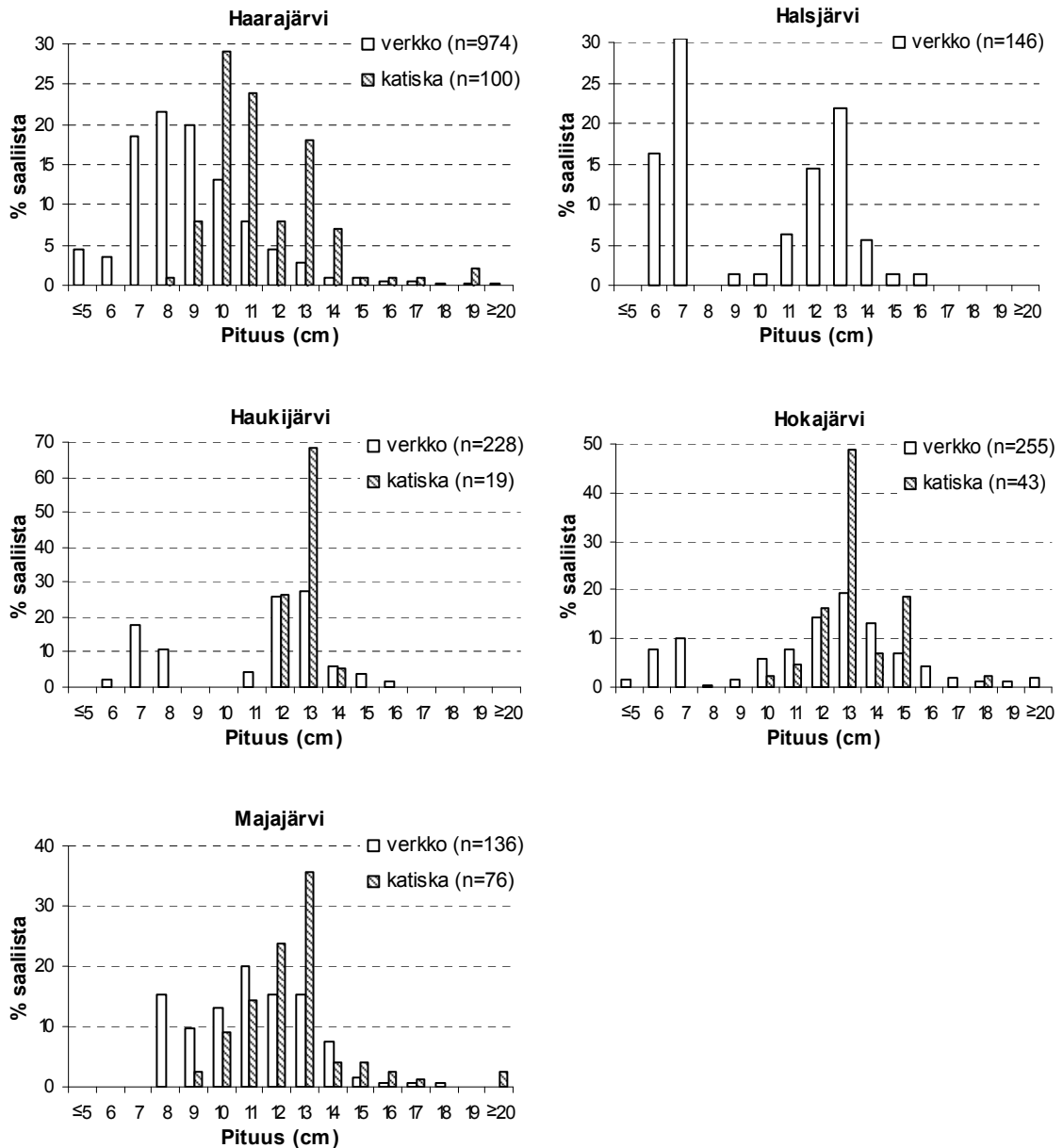
Kuva 11. Merkintä-takaisinpyynnissä (katiska) ja verkkokoekalastuksessa (verkko) saattujen ahventen pituusjakaumat tutkimusjärvisissä pituusluokittain 1 cm välein. Palkit kuvastavat kunkin kokoluokan suhteellista osuutta pyydyskohtaisista kokonaisuksilömääristä prosentteina. Koiraita ja naaraita ei ole eritelty kuvassa. Merkintä-takaisinpyyntiaineisto on kasvukorjattu vastaamaan elokuun lopun tilannetta.

Taulukko 14. Ahvenen katiska- ja verkkopyynnin pituusjakaumien vertailu Kolmogorovin-Smirnovin testillä. Vertailu tehtiin sekä kaikille pituusluokille että sellaiselle aineistolle, josta pienimmät pituusluokat oli poistettu (=Pienimmät pois). Taulukossa Z = testisuuren arvo ja p = p -arvo. Katiska-aineisto on kasvukorjattu vastaamaan elokuun lopun tilannetta.

| Järvi | Kaikki pituusluokat | | Pienimmät pois | |
|----------------|---------------------|--------|----------------|--------|
| | Z | p | Z | p |
| Haarajärvi | 3,819 | <0,001 | 1,079 | 0,195 |
| Halsjärvi | 3,767 | <0,001 | 2,662 | <0,001 |
| Haukijärvi | 5,006 | <0,001 | 3,110 | <0,001 |
| Hokajärvi | 2,779 | <0,001 | 1,347 | 0,053 |
| Majajärvi | 5,871 | <0,001 | 1,272 | 0,078 |
| Valkea-Kotinen | 4,001 | <0,001 | 2,032 | 0,001 |

Katiskapyynnillä saatujen särkien pituusjakaumien huiput näyttäisivät osuvan lähelle verkkopyynnin saaliin pituusjakaumien huippuja Haukijärvellä ja Hokajärvellä (Kuva 12). Haarajärvellä ja Majajärvellä taas pituusjakaumien huiput ovat katiska-aineistossa muutamaa senttimetriluokkaa suurempien yksilöiden kohdalla. Kaikkien järvien osalta on havaittavissa, että Nordic-verkko pyytää tehokkaammin pieniä särkiä, joskin myös katiskapyynnillä saatujen särkien kasvukorjaus lisää menetelmien välistä eroa pienissä kokoluokissa. Haukijärvellä pituusjakaumien tarkastelua hankaloittaa katiskapyynnin vähäinen ($n=19$) särkisaalis.

Särjen verkkosaaliiden ja kasvukorjattujen katiskasaaliiden pituusjakaumat erosivat Kolmogorovin-Smirnovin testin perusteella toisistaan ($p<0,001$) kaikilla vertailuilla järvillä, kun mukana olivat kaikki saaliiksi saadut kokoluokat (Taulukko 15). Särjen pienimpien kokoluokkien jättäminen tarkastelun ulkopuolelle ei muuttanut tilannetta Haarajärvellä, vaan pituusjakaumien välillä oli edelleen merkitsevä ero ($p<0,001$). Myös Majajärvellä pituusjakaumat erosivat edelleen toisistaan merkitsevästi ($p=0,005$). Haukijärven ($p=0,449$) ja Hokajärven ($p=0,342$) eri menetelmillä saadut särjen pituusjakaumat eivät pienimpien kokoluokkien poiston jälkeen enää poikenneet toisistaan merkitsevästi. Kuten ahvenenkin kohdalla, myös särjellä pienimpien pituusluokkien poistaminen aineistosta aiheutti testisuuren (Z) arvojen pienenemisen kaikilla järvillä.

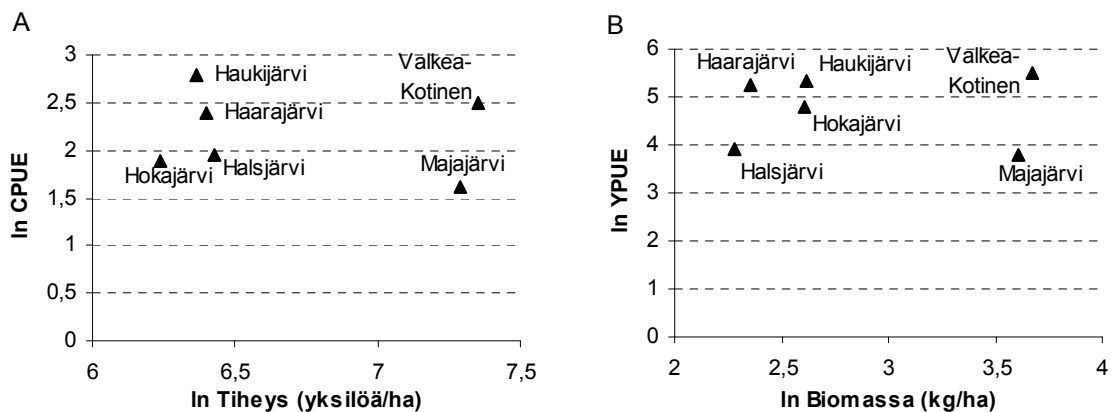


Kuva 12. Merkintä-takaisinpyynnissä (katsika) ja verkkokoekalastuksessa (verkko) saatujen särkien pituusjakaumat tutkimusjärvissä pituusluokittain 1 cm välein. Palkit kuvastavat kunkin kokoluokan suhteellista osuutta pyydyskohtaisista kokonaisyksilömääristä prosentteina. Merkintä-takaisinpyyntiaineisto on kasvukorjattu vastaamaan elokuun lopun tilannetta. Halsjärven katiskapyynnin tiedot puuttuvat särjen osalta.

Taulukko 15. Särjen katiska- ja verkkopyynnin pituusjakaumien vertailu Kolmogorovin-Smirnovin testillä. Vertailu tehtiin sekä kaikille pituusluokille että sellaiselle aineistolle, josta pienimmät pituusluokat oli poistettu (=Pienimmät pois). Taulukossa Z = testisuure ja p = p-arvo. Katiska-aineistolle on käytetty kasvukorjausta.

| Järvi | Kaikki pituusluokat | | Pienimmät pois | |
|------------|---------------------|--------|----------------|--------|
| | Z | p | Z | p |
| Haarajärvi | 4,172 | <0,001 | 3,114 | <0,001 |
| Haukijärvi | 2,469 | <0,001 | 0,861 | 0,449 |
| Hokajärvi | 2,051 | <0,001 | 0,939 | 0,342 |
| Majajärvi | 2,322 | <0,001 | 1,723 | 0,005 |

Ahvenen tiheyden $\ln(x+1)$ -muunnettujen Schnabel-estimaattien ja verkkokoekalastuksen $\ln(x+1)$ -muunnettujen CPUE:iden välinen yhteys oli erittäin heikko ($r^2=0,029$) (Kuva 13, Taulukko 16). Biomassaestimaattien ja massayksikkösaaliiden välillä ei myöskään ollut yhteyttä ($r^2<0,001$). Regressioanalyysin selitysasteet olivat kummassakin tapauksessa erittäin alhaisia, eivätkä tulokset olleet tilastollisesti merkitseviä ($p > 0,05$). Kun Majajärvi poistettiin analyysistä, tulokset säilyivät ennallaan. Schnabel-estimaattien ja CPUE:iden sekä biomassaestimaattien ja YPUE:n välillä ei ollut yhteyttä (Taulukko 17). Selitysasteet olivat alhaisia ($r^2=0,110$ ja $0,133$), eivätkä tulokset olleet tilastollisesti merkitseviä ($p > 0,05$).



Kuva 13. Ahvenen merkintä-takaisinpyynnin yksilötiheyksien ja verkkokoekalastuksen CPUE:iden (A) sekä biomassaestimaattien ja YPUE:iden (B) välinen yhteys. Arvot ovat $\ln(x+1)$ -muunnettuja ja kaikki järvet mallissa on mukana.

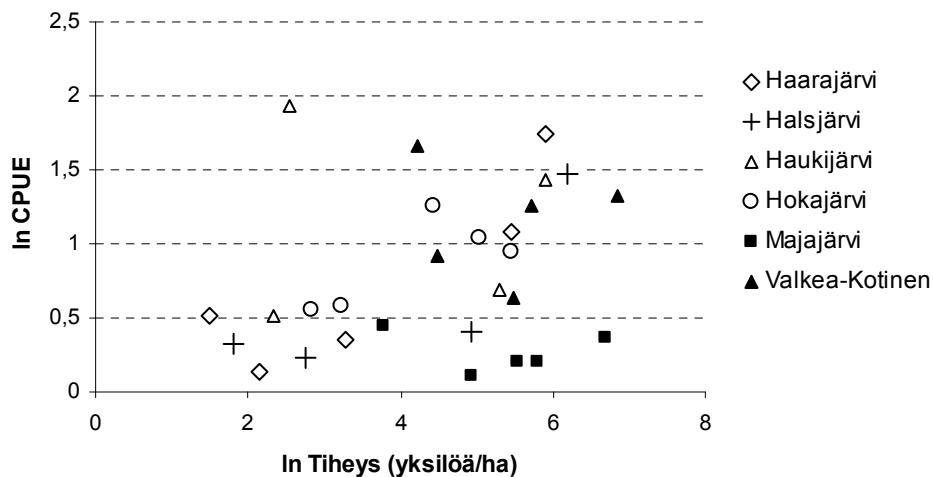
Taulukko 16. $\ln(x+1)$ -muunnettujen Schnabel-estimaattien ja CPUE:iden sekä biomassaestimaattien ja YPUE:iden välisten regressioanalyysien parametriestimaatit. Est.=estimaatti, S.E.= keskivirhe, t =testisuureen arvo, p =p-arvo, df =vapausasteet ja r^2 =selitysaste. Mallissa on mukana kaikki 6 järveä.

| Malli: Kaikki järvet | Termi | Est. | S.E. | t | p | df | r^2 |
|----------------------|--------------|--------|-------|--------|-------|------|--------|
| Tiheys vs. CPUE | Vakio | 3,176 | 2,879 | 1,103 | 0,332 | 5 | 0,029 |
| | Kulmakerroin | -0,148 | 0,430 | -0,344 | 0,748 | | |
| Biomassa vs. YPUE | Vakio | 4,769 | 1,750 | 2,725 | 0,053 | 5 | <0,001 |
| | Kulmakerroin | -0,002 | 0,601 | -0,004 | 0,997 | | |

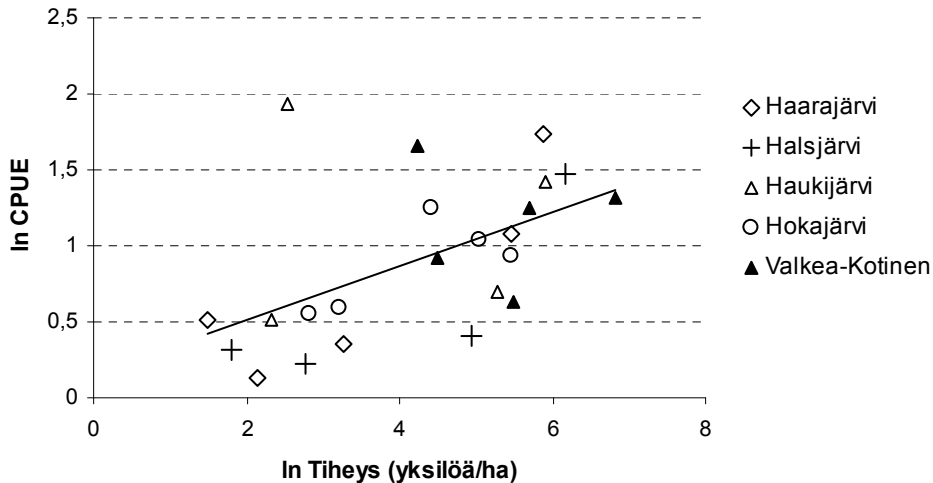
Taulukko 17. $\ln(x+1)$ -muunnettujen Schnabel-estimaattien ja CPUE:iden sekä biomassaestimaattien ja YPUE:iden välisten regressioanalyysien parametriestimaatit. Est.=estimaatti, S.E.= keskivirhe, t =testisuureen arvo, p =p-arvo, df =vapausasteet ja r^2 =selitysaste. Majajärvi on poistettu mallista.

| Malli: Majajärvi pois | Termi | Est. | S.E. | t | p | df | r^2 |
|-----------------------|--------------|-------|-------|-------|-------|------|-------|
| Tiheys vs. CPUE | Vakio | 0,465 | 3,016 | 0,154 | 0,887 | 4 | 0,110 |
| | Kulmakerroin | 0,280 | 0,459 | 0,610 | 0,585 | | |
| Biomassa vs. YPUE | Vakio | 1,632 | 1,002 | 1,629 | 0,202 | 4 | 0,133 |
| | Kulmakerroin | 0,247 | 0,364 | 0,678 | 0,546 | | |

Kun regressiomalliin otettiin mukaan ahvenen tiheyksien pituusluokkakohtaiset Schnabel-estimaatit sekä CPUE:t, Schnabel-estimaattien ja CPUE:iden välillä ei edelleenkään ollut yhteyttä ($r^2=0,095$), eikä tulos ollut tilastollisesti merkitsevä ($p=0,111$) (Kuva 14, Taulukko 18). Kun Majajärvi poistettiin mallista, pituusluokkakohtaisten Schnabel-estimaattien ja CPUE:iden välillä oli heikko yhteys ($r^2=0,298$) tulos oli myös selvästi tilastollisesti merkitsevä ($p=0,007$) (Kuva 15, Taulukko 18).



Kuva 14. Ahvenen merkintä-takaisinpyynnin pituusluokkakohtaisten $\ln(x+1)$ -muunnettujen tiheysestimaattien (yksilöä/ha) sekä $\ln(x+1)$ -muunnettujen pituusluokkakohtaisten yksikkösaaliiden (CPUE) välinen yhteys. Aineistossa ovat mukana kaikki kuusi järveä.



Kuva 15. Ahvenen merkintä-takaisinpyynnin pituusluokkakohtaisten $\ln(x+1)$ -muunnettujen tiheysestimaattien (yksilöä/ha) sekä $\ln(x+1)$ -muunnettujen pituusluokkakohtaisten yksikkösaaliiden (CPUE) välinen yhteys. Majajärvi on poistettu aineistosta.

Taulukko 18. Pituusluokkakohtaisten $\ln(x+1)$ -muunnettujen Schnabel-estimaattien ja CPUE:iden välisten regressioanalyysien parametriestimaatit. Est.=estimaatti, S.E.= keskivirhe, t =testisuureen arvo, p =p-arvo, df =vapausasteet ja r^2 =selitysaste. Analyysi tehtiin aineistolle, jossa on huomioitu kaikki järvet (Kaikki järvet), ja myös sellaiselle aineistolle, josta Majajärven tulokset on jätetty huomiotta (Majajärvi pois).

| Malli | Termi | Est. | S.E. | t | p | df | r^2 |
|----------------|--------------|-------|-------|-------|-------|------|-------|
| Kaikki järvet | Vakio | 0,322 | 0,303 | 1,063 | 0,298 | 27 | 0,095 |
| | Kulmakerroin | 0,106 | 0,065 | 1,650 | 0,111 | | |
| Majajärvi pois | Vakio | 0,150 | 0,272 | 0,550 | 0,588 | 22 | 0,298 |
| | Kulmakerroin | 0,179 | 0,060 | 2,985 | 0,007 | | |

Ahvenen katiskapyynnin ja verkkokoekalastuksen sukupuolijakaumat poikkesivat toisistaan kaikilla tutkimusjärvillä tilastollisesti erittäin merkitsevästi ($p < 0,001$) (Taulukko 19), mikä johtui katiskasaaliin huomattavasti suuremmasta koiraiden osuudesta. Verkkosaaliista taas valtaosa oli naaraita. Lajijakaumien testauksessa lajeista mukana olivat ahven, särki ja hauki, eli ne lajit, joita saatiin saaliiksi kaikilta järviltä. Menetelmien väliset erot lajijakaumissa olivat tilastollisesti merkitseviä ($p < 0,001$) niillä järvillä (Haara-, Hauki-, Hoka- ja Majajärvi), joiden lajijakaumia testattiin (Taulukko 20). Katiskasaaliista valtaosa oli ahvenia, mutta verkkosaaliissa oli enemmän särkiä kaikilla testatuilla järvillä. Halsjärven ja Valkea-Kotisen osalta lajijakaumaa ei testattu, sillä ahvenen lisäksi muiden lajien lukumääristä katiskapyynnissä ei ollut tietoja.

Taulukko 19. Ahvenen katiska- ja verkkopyynnin koiraiden ja naaraiden lukumäärät tutkimusjärvillä sekä sukupuolijakaumien vertailu χ^2 -riippumattomuustestillä. Verkkopyynnin sukupuolijakauma määritettiin otoksesta. χ^2 = testisuuren arvo, df = vapausasteiden määrä ja p = p -arvo.

| Järvi | Katiska | | Verkko | | Parametrit | | |
|----------------|----------|----------|----------|----------|------------|------|--------|
| | Koiraita | Naaraita | Koiraita | Naaraita | χ^2 | df | p |
| Haarajärvi | 1627 | 253 | 32 | 89 | 289,74 | 1 | <0,001 |
| Halsjärvi | 617 | 67 | 21 | 33 | 112,51 | 1 | <0,001 |
| Haukijärvi | 349 | 136 | 56 | 91 | 56,20 | 1 | <0,001 |
| Hokajärvi | 1313 | 371 | 90 | 156 | 185,19 | 1 | <0,001 |
| Majajärvi | 830 | 168 | 25 | 47 | 98,16 | 1 | <0,001 |
| Valkea-Kotinen | 1931 | 181 | 18 | 44 | 252,75 | 1 | <0,001 |

Taulukko 20. Katiska- ja verkkopyynnin ahventen, särkien ja haukien lukumäärät Haara-, Hauki-, Hoka- ja Majajärvellä sekä lajijakauman vertailu χ^2 -riippumattomuustestillä. χ^2 = testisuuren arvo, df = vapausasteiden määrä ja p = p -arvo.

| Järvi | Katiska | | | Verkko | | | Parametrit | | |
|------------|---------|-------|-------|--------|-------|-------|------------|------|--------|
| | Ahven | Särki | Hauki | Ahven | Särki | Hauki | χ^2 | df | p |
| Haarajärvi | 1880 | 556 | 46 | 340 | 974 | 4 | 1062,27 | 2 | <0,001 |
| Haukijärvi | 485 | 22 | 3 | 111 | 228 | 0 | 459,90 | 2 | <0,001 |
| Hokajärvi | 1684 | 50 | 29 | 144 | 255 | 2 | 1187,83 | 2 | <0,001 |
| Majajärvi | 998 | 119 | 26 | 78 | 136 | 2 | 362,31 | 2 | <0,001 |

5. TULOSTEN TARKASTELU

5.1. Merkintä-takaisinpyynti

5.1.1. Ahvenen tiheydet ja biomassat sekä sukupuoli- ja pituusjakaumat

Ahvenen tiheydet hehtaaria kohti olivat varsin tyypillisiä pienille metsäjärville. Esimerkiksi Sumarin (1971) Rotenone-myrkytyksellä saatujen tulosten mukaan 22:n 0,6–64 ha kokoisen lammen ja järven ahventiheyksien keskiarvo oli noin 720 yksilöä/ha ja biomassan keskiarvo 11,9 kg/ha. Tiheydet vaihtelivat välillä 60–4217 yksilöä/ha ja biomassat välillä 1,8–41,3 kg/ha. Tiheys- ja biomassa-arvioissa oli mukana kaikki kokoluokat 0+ -ikäisistä alkaen. Raskin & Arvolan (1985) tutkimuksessa Evolla sijaitsevilla Horkkajärvellä ja Alisella Mustajärvellä yli 8,5 cm pituisten ahvenien tiheydeksi saatiin 1240 ja 2700 yksilöä/ha, joista Horkkajärven tiheys on samaa suuruusluokkaa kuin tämän tutkimuksen Majajärven ja Valkea-Kotisen tiheydestimaatit.

Tikka & Paasivirta (1986) arvioivat Haukijärven yli 1-vuotiaiden ahventen tiheydeksi vastaavanlaisella merkintä-takaisinpyyntitutkimuksella noin 500 yksilöä/ha, biomassaksi noin 7 kg/ha ja läheisellä Iso-Mustajärvellä noin 1000 yksilöä/ha ja 26,6 kg/ha. Tulokset ovat tiheyden osalta varsin yhteneviä tämän tutkimuksen tuloksiin, sillä Haukijärven ahventiheydeksi laskettiin sekä Schnabel- että Schumacher-Eschmeyer-estimaattien mukaan n. 600 yksilöä/ha. Toisaalta biomassa-arvioksi saatiin jonkin verran suurempi 12,7 kg/ha. Biomassaestimaatissa on huomioitava kasvukorjauksen käyttö, sillä se nosti kalojen pituuksia ja keskimassoja suuremmaksi kuin mitä ne pyyntihetkellä olivat. Biomassaestimaattien 95 % luottamusvälien osalta on huomattava, että koska kalat mitattiin 1 cm tarkkuudella, pituusluokkien sisällä on vaihtelua sekä ahventen pituudessa että massassa, mitä ei ole huomioitu luottamusvälien laskennassa. Lappalaisen ym. (1988)

mukaan happamissa $\text{pH} < 5$ järvissä ahventiheydet vaihtelivat välillä 0-250 yksilöä/ha, kun taas lähellä neutraalia olevissa järvissä tiheydet olivat 1400–3300 yksilöä/ha. Tutkimusjärvien ahventiheydet vaihtelivat välillä 510 – 1560 yksilöä/ha (Schnabel) ja happamuudet välillä pH 5,50–6,42 (Taulukko 2), joten tässä mielessä tutkimusjärvien tiheystimaattien voi tulkita kuvastavan hyvin tutkimusjärvien tilaa lievästi happamina oligo- ja mesotrofisina metsäjärvinä. Toisaalta tuloksiin vaikuttavat aina myös vuosien välinen vaihtelu ja käytetyistä menetelmistä johtuva epätarkkuus.

Eri tutkimusten vertailua keskenään tosin vaikeuttavat katiskojen erilainen valikoivuus ja eri lailla rajatut tutkimuksiin otetut populaation osat. Tässä tutkimuksessa tiheyslaskelmiin otettiin mukaan kaikki saaliiksi saadut ahvenet, jolloin populaatioestimaatti koskee periaatteessa pyyntihetkellä yli 7 cm pituisia yksilöitä. Kuitenkin 7 cm pituisia ahvenia saatiin järvestä riippuen saaliiksi vain vähän tai ei lainkaan, mikä johtui alhaisesta pyydystettävyydestä (Kuva 7). Toisaalta 8 cm pituisten ahventen pyydystettävyyttä oli jo selvästi suurempi, joten tämän tutkimuksen tiheystimaattien vertailukelpoisuus on varsin hyvä aikaisempiin merkintä-takaisinpyyntitutkimuksiin. Kun tiheyden Schnabel-estimaatit laskettiin 1:1 sukupuolisuhteelle, eli kertomalla koirasestimaatti kahdella, estimaatit olivat n. 1,3–1,7-kertaiset koko saaliin Schnabel-estimaatteihin verrattuna. Vastaavasti 1:1 sukupuolisuhteelle lasketut biomassaestimaatit nousivat peräti 1,3–2,5-kertaisiksi alkuperäisiin verrattuna. Tiheystimaatteja suurempi nousu johtui sekä naaraiden lukumäärän lisääntymisestä sekä naaraiden suuremmasta koosta, mikä oli erityisen merkittävää Valkea-Kotisella.

Tuloksissa merkittävää oli Valkea-Kotisen (1560 yksilöä/ha) ja Majajärven (1460 yksilöä/ha) suuret ahvenen tiheystimaatit verrattuna muihin tutkimusjärviin, joissa tiheydet olivat suuruusluokkaa 500–600 yksilöä/ha. Valkea-Kotisella tiheystimaatin suuruus saattaa kuvastaa todellista tilannetta, sillä järvessä myös verkkokoekalastuksen yksikkösaalis oli suurin. Suurta ahventiheyttä saattaa selittää särjen puuttuminen kalastosta, sillä särki on merkittävä ravintokilpailija ahvenelle (Sumari 1971, Persson ym. 1991, Horppila ym. 2000, de Leeuw ym. 2003). Majajärvi suurta tiheystimaattia on ongelmallisempaa selittää, sillä siellä verkkoyksikkösaalis oli pienin tutkimusjärvistä, vaikka on huomioitava, että CPUE:n luotettavuus tiheyden mittarina vaihtelee (Olin 2005, Linløyken & Haugen 2006). Ahvenen tiheystimaatit ja yksikkösaalis olivat myös epätarkimmat juuri Majajärvellä. Majajärvi aiheutti suurelta osin myös tiheyksien ja yksikkösaaliiden välisten regressiomallien heikot selitysasteet, sillä Majajärven poistaminen analyysistä paransi regressiomalleja jonkin verran, vaikka havaintojen määrä laskikin.

Majajärven korkea ahvenen tiheystimaatti saattaa selittyä pyynnin pitkittymisellä, sillä vaikka pyynti aloitettiin jo 5.5.2006, sitä jouduttiin jatkamaan aina 23.5.2006 asti riittävän tarkan estimaatin saamiseksi (Kuva 4). On siis mahdollista, että vuonna 2006 Majajärvellä kutu ajoittui esim. luonnon olosuhteiden vuoksi pitkälle ajalle, minkä vuoksi uusia kutemattomia ahvenia rekrytoitui pyynnin kohteeksi vähitellen. Katiska on passiivinen pyydys ja kalan siihen joutuminen riippuu kalan aktiivisuudesta (Linløyken & Haugen 2006). Siten on mahdollista, että oletus siitä, että kutuneen ja jo merkityn yksilön ja merkitsemättömien, vielä kutemattomien mahdollisuus joutua katiskaan ei olisikaan sama. Merkitsemättömillä ahvenilla saattaisi siis olla suurempi todennäköisyys joutua saaliiksi. Tämä aiheuttaa R_t/C_t -suhteen pienenemisen ja voi johtaa kannan yliarvioon (Ricker 1975, Seber 1982). Majajärven suurin ahventiheys on epäiltävissä, sillä järvi on kaikista tummavetisin ja rannat ovat hyvin jyrkät, joten ahvenelle soveliaasta litoraalivyöhykettä on tarjolla pinta-alaan verrattuna varsin vähän. Toisaalta Majajärveltä mitattiin vuonna 2006 suurimmat ravinne- (TP ja TN) ja klorofylli-a-pitoisuudet (Taulukko 2). KESKALA-hankkeen vuoden 2006 mittausten perusteella (Olin ym. 2008) Majajärven

pohjaeläintiheys on suurin tutkimusjärvistä, mikä viittaa järven suureen tuotantoon. Sulkasääsken toukkien (*Chaoborus* sp.) tiheydet olivat erityisen suuret Majajärvässä.

Ahvenen katiskasaaliista 72–91 % oli koiraita. Tuloksiin aiheuttaa jonkin verran harhaa se, että epäselvät tapaukset laskettiin koiraksi, mistä huolimatta koirasennemistö katiskasaaliissa oli kiistaton. Koirasestimaatit olivat naarasestimaatteja tarkempia. Pyyntikertoja oli naaraille yhtä monta kuin koirailakin, mutta naaraiden pienempi lukumäärä ja pienempi merkittyjen osuus aiheuttivat koiraisiin verrattuna epätarkat estimaatit. Ainoastaan Hokajärven naaraiden Schnabel- ja Schumacher-Eschmeyer-estimaatit olivat suhteellisen tarkkoja, mutta muualla 95 % luottamusvälin ylärajat olivat yli 50 % tiheystimaattia suuremmat. Halsjärven naaraiden Schumacher-Eschmeyer-estimaatin luottamusvälin yläraja ei ollut laskettavissa.

Tutkimusjärvien ahventen pituusjakaumia voi pitää varsin tyypillisinä pienille metsäjärville. Esimerkiksi Sumarin (1971) 33 metsäjärveltä kerätyn aineiston perusteella metsäjärvien ahvenpopulaatioiden vallitsevat kokoluokat sijaitsevat usein 10 cm:n molemmin puolin. Toisaalta on huomattava, että monet varhaisemmat tutkimukset käsittelevät happamoituneiden metsäjärvien ahvenpopulaatioita, minkä vuoksi tutkittavista järivistä saattavat happamoitumisen vuoksi puuttua pienimmät kokoluokat kokonaan, mikä vähentää tulosten vertailukelpoisuutta. Pituusjakaumien vertailu muihin tutkimuksiin on hankalaa myös sen takia, että se riippuu paitsi tutkittavan lajin kokorakenteesta, myös itse pyydyksestä, katiskan tapauksessa erityisesti silmäkoosta (Mahon & Hunte 2001, Stewart & Douglas 2003). Esimerkiksi tässä tutkimuksessa havaittiin, että käytetyt katiskat pyysivät varsin heikosti alle 9 cm pituisia yksilöitä ja alle 7 cm pituisia yksilöitä eivät käytännössä lainkaan. Toisaalta keväisen katiskapyynnin tiedetään houkuttelevan nimenomaan kutevaa ahventa (Stott 1970, Yrjänä 1988), joten pienten tai muuten kutuun osallistumattomien yksilöiden pyydystettävyys on siten pienempi.

5.1.2. Hauen tiheydet, biomassat ja pituusjakaumat

Hauen Schnabelin menetelmällä lasketut tiheystimaatit vaihtelivat välillä 12,0–22,9 yksilöä/ha ja biomassastimaatit välillä 8,5–14,4 kg/ha. Tulokset tukivat aiempia tuloksia metsäjärvien haukitiheyksistä. Esim. Rask & Arvola (1985) arvioivat niin ikään Evon alueella sijaitsevan Alisen Mustajärven haukien populaatiokooksi vähintään 20 yksilöä/ha ja biomassaksi 6,9 kg/ha. Myös muualla kuin pienillä metsäjärvillä on raportoitu saman suuruusluokan haukitiheyksistä. Esimerkiksi Kekäläisen ym. (2005) mukaan Pyhäjoella haukitiheydeksi saatiin 17 yksilöä ja 29,8 kg hehtaaria kohti ja Scanlonin (2001) alaskalaisella järvellä tekemän tutkimuksen mukaan yli 30 cm pituisten haukien tiheys oli 6,1 yksilöä/ha. Vastaavasti Piercen (1997) kuudella minnesotalaisella järvellä tekemien tutkimusten mukaan yli 35 cm pituisten haukien tiheydet vaihtelivat Petersen-estimaatin perusteella välillä 10–38 yksilöä/ha.

Haarajärvellä vaikuttaisi tulosten perusteella olevan suurin yksilötiheys, mutta pienin keskikoko, vaikka toisaalta koko aineiston kaksi suurinta, yli 90 cm pituista haukea, saatiin saaliiksi juuri Haarajärveltä. Suurinta tiheyttä ja monipuolista kokojakaumaa saattavat selittää hyvät kutualueet ja suuri poikastuotanto, hyvät ravinto-olot ja syvän veden hapekkuus. Haarajärvi oli myös tutkimusjärvistä suurin ja rakenteeltaan monipuolisin, jolla on havaittu olevan merkittävä vaikutus hauen saalistuskäyttäytymiseen (Chapman & Mackay 1984). Rakenteellisen monimuotoisuuden vuoksi myös habitaatteja riittää kaiken kokoisille kaloille. Tilastolliset erot haukien keskipituuksien vertailussa johtuivatkin pitkälti Haarajärven muita pienemmästä keskipituudesta, sillä parivertailuissa Haarajärvi erosi kaikista muista tutkimusjärvistä, mutta muiden järvien välillä eroa ei havaittu (Taulukko 9). Haarajärven poikkeavuutta selittää runsaimman pituusluokan sijoittumisen muita järviä alemmas, 40–44 cm pituusluokkaan. Myös 30–34 ja 35–39 cm pituisia haukia saatiin saaliiksi runsaasti (Kuva 9).

Selvästi suurin haukien keskipituus, 55,1 cm, mitattiin Haukijärveltä saaduista kaloista. Kuitenkin ero keskipituudessa oli tilastollisesti merkitsevä ainoastaan Haarajärveen verrattuna (Taulukko 9), mikä voi johtua Haukijärven pienestä otoskoosta ($n=19$). Haukijärven suurinta keskipituutta selittää varsin pitkälti se, että alle 35 cm pituisia haukia ei saatu lainkaan saaliiksi, mihin saattaa vaikuttaa pienen otoskoon lisäksi suurempien haukien predaatio. Happamuuden aiheuttama lisääntymisen epäonnistuminen tuskin selittää pienten haukien puutetta, sillä esimerkiksi kevään 2006 mittausten perusteella Haukijärven pH-arvo oli 6,36, eli tutkimusjärvistä toiseksi korkein (Taulukko 2). Hokajärven ja Majajärven haukien keskipituudet olivat erittäin lähellä toisiaan (47,4 ja 48,4 cm), eikä tilastollisesti merkitsevää eroa näiden järvien haukien keskipituuksien välillä havaittu.

5.1.3. Petersen-, Schnabel- ja Schumacher-Eschmeyer -estimaattien vertailu

Ahvenen populaatio- ja tiheysestimaatit olivat varsin samanlaisia sekä Schnabelin että Schumacher-Eschmeyerin menetelmällä. Halsjärven kokonais- ja koiraiden tiheysestimaateissa Schumacher-Eschmeyer-estimaatti oli noin 30 % suurempi. (Kuva 5), mutta muilla järvillä estimaatit olivat niin lähellä toisiaan, että sillä ei ole käytännön merkitystä. Muilla tutkimusjärvillä, sekä myös Halsjärvellä naaraiden osalta, estimaatit olivat erittäin lähellä toisiaan ja erot olivat erittäin pieniä tiheysestimaattien välillä.

Populaatioestimaattien tarkkuuden osalta tavoitteena oli saavuttaa kokonaisestimaatille sellaiset luottamusvälit, että 95 % luottamusvälin alaraja olisi noin 20 % estimaattia pienempi ja yläraja enintään 20 % estimaattia suurempi. Schnabelin menetelmällä tavoitteiden mukaiset luottamusvälit saavutettiin ja jopa alitettiin kokonais- ja koirasestimaateille laskettuna kaikilla tutkimusjärvillä. Schumacher-Eschmeyer-estimaattien luottamusvälien ylärajat olivat erityisen suuria kokonaistiheyden ja koiraiden osalta Halsjärvellä sekä naaraiden osalta Valkea-Kotisella, eikä Halsjärven naaraiden luottamusvälin yläraja ollut laskettavissa. Muualla Schumacher-Eschmeyer-estimaattien tarkkuus oli tavoitteiden mukainen, mutta ne olivat yleisesti Schnabel-estimaatteja epätarkempia.

Merkittyjen osuus ei kasvanut kaikilla järvillä kovin tasaisesti. Erityisesti Halsjärvellä ja Majajärvellä merkittyjen osuus vaihteli voimakkaasti pyyntikertojen välillä, mitä selittää ajoittain pieneksi jääneet saaliit, jolloin aineiston vähydestä johtuen sattuman vaikutus merkittyjen osuuteen kasvaa (Ricker 1975). Tällä saattaa olla vaikutusta Schumacher-Eschmeyer-estimaattiin ja sen luottamusväleihin, sillä niiden oletuksena on lineaarinen riippuvuus merkittyjen osuuden R_t/C_t ja merkittyjen lukumäärän M_t välillä (Ricker 1975, Seber 1982, Krebs 1989), ja poikkeama tästä oletuksesta vaikuttaisi olevan suurin juuri kyseisillä järvillä (Kuva 4).

Hauen populaatioestimaatit eri menetelmillä laskettuna olivat varsin lähellä toisiaan kaikilla tutkimusjärvillä, eikä tämän aineiston perusteella ole mahdollista erottaa systemaattisia eroja menetelmien välillä. Luottamusvälin laskenta tuntuisi kuitenkin aineiston perusteella olevan Schumacher-Eschmeyerin estimaatin kompastuskivi. Jos aineistossa oli paljon sellaisia takaisinpyyntijaksoja, jolloin otoskoko oli erityisen pieni, luottamusvälien ylärajat saattoivat olla Schnabelin menetelmään verrattuna huomattavan korkeita tai yläraja ei ollut laskettavissa, ts. se oli negatiivinen. Ongelmaa esiintyi kuitenkin vain osassa estimaatteja, ja useimmissa tapauksissa Schumacher-Eschmeyerin estimaatit ja luottamusvälit olivat tavoitteiden mukaiset. Kuten ahvenenkin tapauksessa, Schnabelin estimaatti näyttäisi luottamusvälien laskennan osalta olevan vähiten herkkä poikkeaville tuloksille. Kaikilla tutkimusjärvillä luottamusvälin ylärajat olivat laskettavissa, eivätkä ne olleet myöskään nousseet huomattavan suuriksi, kuten esim. Haarajärven hauen Petersen-estimaatin kanssa kävi. Petersenin menetelmän vaikuttaisi olevan varsin hyvä työkalu haukipopulaatioiden arviointiin, mutta sen estimaatti on

käytännössä riippuvainen ainoan takaisinpyyntikerran tuloksista, eli saaliin määrästä ja merkittyjen osuudesta siinä (Ricker 1975). Tällöin on mahdollista, että R_t/C_t -suhde saattaa olla varsin herkkä sattuman vaikutukselle takaisinpyyntivaiheessa, mikäli takaisinpyyntivaiheen saalismäärä tai merkittyjen osuus (R_t/C_t -suhde) on pieni. Haarajärven korkea luottamusvälin yläraja viittaa juuri tähän, sillä takaisinpyyntivaiheessa saaduista 37:sta hauesta ainoastaan viisi oli merkittyjä. Toisaalta Majajärvellä, jossa luottamusväli oli kapein, 18:sta takaisinpyyntivaiheessa saaliiksi saadusta hauesta merkittyjä oli peräti 15 yksilöä. Toisaalta Petersenin menetelmän hyvä puoli on, että se ei tarvitse niin monia pyyntijaksoja kuin useamman pyyntikerran menetelmät, mikä helpottaa sen toteuttamista (Seber 1982).

Yhteenvedona usean pyyntikerran menetelmistä todettakoon, että Schnabelin menetelmä vaikuttaisi ahvenen merkintä-takaisinpyynnin tulosten perusteella antavan luottamusvälin kapeuden perusteella tarkempia estimaatteja. Tämän tutkimuksen perusteella olisi suositeltavaa laskea populaatioestimaatit luottamusvälineen kummallakin menetelmällä, sillä se on mahdollista tehdä samalle aineistolle (mm. Seber 1982, Krebs 1989).

5.1.4. Merkintä-takaisinpyynnin oletusten täytyminen

Ahvenen merkintä-takaisinpyynnin oletusten voidaan hyvällä syyllä olettaa täyttyneen varsin hyvin. Järvien ahvenpopulaatiot olivat todennäköisesti käytännössä suljettuja populaatioita, sillä järvet ovat yhteydessä toisiin järviin tai lampiin vähävetisten ojien ja purojen kautta, joten kalojen liikkuminen järvien välillä on merkityksetöntä. Tästä syystä myöskään sulkuverkkojen käyttöä ei katsottu tarpeelliseksi. Myös kalojen tasaisen sekoittumisen populaatioon voidaan katsoa toteutuneen riittävän hyvin, sillä järvet ovat pieniä ja kalat vapautettiin järven keskiosiin. Täysin tasainen sekoittuminen lienee kuitenkin käytännössä mahdoton savuttaa, sillä merkityt kalat eivät välttämättä heti sekoitu satunnaisesti muuhun populaatioon, vaan saattavat muodostaa joksikin aikaa alipopulaatioita (Kelso & Ward 1977). Myös Seberin (1982) mukaan kalojen tasainen sekoittuminen pyyntialueelle on epätodennäköistä. Katiskoja oli kuitenkin pyynnissä varsin tasaisesti eri puolella järveä, joten pyyntiponnistus oli varsin samanlainen järven eri osissa, mikä Seberin (1982) mukaan riittää oletuksen täyttymiseen. Merkkien irtoaminen, havaitsematta tai raportoimatta jääminen voidaan jättää huomiotta, sillä ahvenen eväleikkaus on helppo havaita ja merkkien havainnoinnista huolehti koulutettu henkilöstö. Ahvenen rekrytoitumista kalojen kasvamisen vuoksi ei voi myöskään pitää ongelmana lyhyen pyyntiajan vuoksi. Majajärven korkeat tiheysestimaatit ja koiraiden naaraita suurempi pyydystettävyys antavat aiheen epäillä, että merkittyjen ja merkitsemättömien ahventen pyydystettävyys ei olisi samanlainen ainakaan kaikissa olosuhteissa edes kutuaikana, vaikka esim. Stottin (1970) mukaan näin onkin.

Kuolleisuuden vaikutusta tuloksiin on hankalaa arvioida. Luonnollista kuolleisuutta epäilemättä tapahtui jonkin verran merkintä-takaisinpyynnin toteuttamisen aikana. Seberin (1982) mukaan luonnollinen kuolleisuus aiheuttaa useamman pyyntikerran menetelmissä sen, että populaatioestimaatti kuvaa tilannetta jossakin vaiheessa merkintä-takaisinpyynnin aloittamisen ja lopettamisen välillä. Ahvenen pyynti kesti kuitenkin varsin vain lyhyen aikaa, eli 2-3 viikkoa, joten tällä ajanjaksolla luonnollinen kuolleisuus tuskin oli kovin suurta, eikä sen vaikutus tuloksiin liene siten kovin merkittävä. Eväleikkauksen tiedetään lisäävän kuolleisuutta jonkin verran (mm. Viljanen 1978), ja merkittyjen suuremman kuolleisuuden tiedetään johtavan populaatiokoon yliarviointiin (Ricker 1975, Seber 1982). On kuitenkin hyvä syy uskoa, että ahvenen merkintä-takaisinpyynnin oletukset täytyivät varsin hyvin. Eväleikkauksen aiheuttamasta mahdollisesta merkittyjen suuremmasta kuolleisuudesta johtuen populaatioestimaatti saattaa tosin lievästi yliarvioida ahventiheyyksiä.

Hauen merkintä-takaisinpyynnin oletukset lienevät myös toteutuneen riittävän hyvin. Suljetun populaation oletukseen pätee sama mikä ahvenellekin, ja merkin huomiotta jääminen on erittäin epätodennäköistä, sillä Carlin-merkinnästä jää joka tapauksessa jälki selkäevän tyveen, vaikka merkki irtoaisi. Lisäksi haulilta otettiin suomunäyte, mikä toimi toissijaisena merkinä Carlin-merkin irtoamisen varalta. Lisäksi merkkipalautuksista huolehti tässäkin tapauksessa koulutettu henkilöstö. Merkinnän tiedetään aiheuttavan jonkin verran kuolleisuutta, mutta esim. Piercen (1997) mukaan merkinnän aiheuttama kuolleisuus oli viiden päivän aikana vain 2,4 %. Haudet oli tosin merkitty T-Bar-merkillä Carlin-merkin sijaan. Myös itse pyyntitapahtuma aiheuttaa kaloille vaurioita ja siten nostaa kuolleisuutta, mutta tätä mahdollista harhan lähdettä pyrittiin vähentämään siten, että pahoin verta vuotavia tai muuten huonossa kunnossa olevia haukia ei merkitty lainkaan, vaan ne tapettiin ja otettiin näytekaloina. Haukia kuoli epäilemättä jonkin verran merkinnästä, predaatiosta tai jopa salakalastuksesta johtuen, mutta näiden tekijöiden vaikutusta on vaikea arvioida. Merkinnän ja predaation aiheuttamaa kuolleisuutta pyrittiin kuitenkin vähentämään asettamalla merkittävien haukien alamitta 30 cm:ään.

Kalojen tasainen sekoittuminen ei aiheuttanut ongelmaa hauen osalta Petersenin menetelmällä, sillä haukia merkittiin ja vapautettiin useiden kuukausien ajan ennen takaisinpyyntijaksoa, joten merkityillä hauilla oli runsaasti aikaa sekoittua populaatioon luonnollisella tavalla. Usean pyyntikerran menetelmissä tätä ei myöskään voi pitää suurena ongelmana, sillä kutuaikana haudet vapautettiin järven keskiosiin. Kutuajan jälkeen kutakin viikkoa käsiteltiin omana pyyntijaksonaan, jolloin kukin Carlin-merkillä merkitty hauki otettiin laskelmiin mukaan vain kertaalleen, mikäli se saatiin saaliiksi useampaan kertaan. Pyyntiviikkojen välillä oli myös 1-3 viikon tauko, joten merkityt kalat ehtivät sekoittua populaatioon luonnollisella tavalla sekä toipua merkinnän aiheuttamasta stressistä ennen seuraavaa pyyntijaksoa. Haukien rekrytoitumisesta johtuvaa harhaa populaatiokoossa pyrittiin kontrolloimaan käyttämällä kasvukorjausta. Eräs mahdollinen harhan lähde on hauen reviiirikäyttäytyminen, sillä tässäkin tutkimuksessa saatiin havaintoja samojen yksilöiden saamisesta useaan kertaan samasta pyyntiruudusta. Mahdollista harhaa pyrittiin välttämään sillä tavoin, että uistinpyynnissä järven rannat pyrittiin kalastamaan mahdollisimman tasaisesti kiertämällä järvi ympäri ja kalastamalla uistimella potentiaaliset haukien olinpaikat. Järven kiertäminen rannan läheisyydessä oli muutenkin varsin luonteva tapa kalastaa, sillä tutkimusjärvien rannat olivat suurimmaksi osaksi varsin jyrkät. Ainoastaan Hokajärvi oli pohjanmuodoiltaan tasaisempi, ja siellä kalastusta keskitettiin myös järven keskiosiin, sillä suhteellisesta mataluudesta ja varsin kirkaasta (näkösyvyys 180 cm) vedestä johtuen hauen piilopaikoiksi sopivia kasvustoja oli myös järven keskiosassa.

Merkittyjen kalojen pyydyksen karttaminen voi aiheuttaa harhaa tuloksiin (Ricker 1975, Seber 1982), ja esim. Piercen (1997) mukaan pyydysten karttaminen vaikuttavaa huomattavasti hauen populaatioestimaatteihin. Tämä on tuskin kuitenkaan ongelma tässä tutkimuksessa, sillä Seberin (1982) mukaan tästä ongelmasta päästään, jos merkintä- ja takaisinpyyntivaiheessa käytetään eri pyyntimenetelmiä. Haukia pyydettiin merkintävaiheessa rysillä, katiskoilla ja uistinpyynnillä, ja takaisinpyynti tapahtui joko uistinpyynnillä (Petersenin menetelmä) tai kaikilla käytetyillä menetelmillä (Schnabel ja Schumacher-Eschmeyer). Uistinpyynnillä saatiin toki valtaosa takaisinpyyntivaiheen saaliista tässäkin tapauksessa, ja jonkin verran haukia saatiin myös verkkokoekalastuksen yhteydessä. Lisäksi merkintä-takaisinpyynti kesti varsin pitkän ajan toukokuusta syyskuulle, joten on erittäin epätodennäköistä, että haukien pyydysten karttaminen vaikuttaisi merkittävästi tämän tutkimuksen tuloksiin.

5.2. Kalayhteisön rakenne verkkokoekalastuksen perusteella

Tutkimusjärvien lajisto koostui pääosin ahvenista, särjistä ja hauista, joita saatiin saaliiksi kaikilta järviltä. Ahven, särki ja hauki ovat metsäjärvien lajeja tyypillisimmillään (Lehtonen & Rask 2004). Myös Hals-, Hauki- ja Hokajärveltä saaliiksi saadut salakat ja lahnat ovat tyypillisiä metsäjärvien lajeja (Tonn ym. 1990, Helminen ym. 2000), joten järvien kalayhteisö edustaa hyvin suomalaisia metsäjärviä. Kalayhteisön rakenne ei kuitenkaan ollut tässä tutkielmassa suoranaisesti kiinnostuksen kohteena. Kuitenkin tiedetään, että kalayhteisön rakenne, kalatiheys sekä kalojen kasvu ovat riippuvaisia ympäristötekijöistä, sopivan ravinnon määrästä, lajin sisäisestä ja lajien välisestä kilpailusta sekä predaatiosta (Raitaniemi 1999).

Särjen yksikkösaaliit olivat ahveneen verrattuna kappalemäärän osalta keskimäärin noin kaksin- ja massan osalta noin 1,5-kertaiset. Tuloksiin vaikuttaa Valkea-Kotisen saalis, sillä sieltä ei saatu särkiä lainkaan saaliiksi, mutta ahvenen yksikkösaaliit olivat siellä suurimmat kaikista tutkimusjärvistä. Jos huomioidaan vain sellaiset järvet, joissa kumpaakin lajia esiintyy, ahvenen ja särjen yksikkösaaliiden suhde on sekä CPUE:n että YPUE:n osalta noin 1:2. Muiden lajien, eli hauen, salakan ja lahnan saalismäärät ja siten myös CPUE:t olivat erittäin pieniä, joten kokonaissaalis koostui lähinnä särjestä ja ahvenesta. Massayksikkösaaliin osalta tilanne kuitenkin muuttui, sillä Majajärvellä hauen osuus oli peräti noin 40 % kokonaissaaliista ja Hokajärvellä hauen ja lahnan osuus saaliin massasta oli myös suuri. Tämä johtuu lähinnä siitä, että hauki ja lahna ovat tyypillisesti ahvenia ja särkiä suurikokoisempia, joten yksikin suurikokoinen kala saattaa vaikuttaa saaliiksi saatujen kalojen massa huomattavasti, jolloin myös YPUE nousee. Salakan osuus oli pieni saaliissa sekä kappalemäärän että massan osalta. Hauen, lahnan ja salakan yksikkösaaliisiin on suhtauduttava varauksella, sillä niitä saatiin saaliiksi niin vähän, että esim. 95 % luottamusvälin laskeminen niille ei ollut mielekäästä.

Tuloksena saatuja yksikkösaaliita ei voi pitää poikkeuksellisina, vaikka yksikkösaaliit ovatkin suhteellisen alhaisia joihinkin muihin tutkimuksiin verrattuna. Esimerkiksi Tammi ym. (2004) saivat 30:n Etelä- ja Itä-Suomessa sijaitsevan järven ja lammen ahvenen CPUE:ksi keskimäärin 32 yksilöä/verkkoyö ja YPUE:ksi keskimäärin n. 0,9 kg/verkkoyö. Särjelle vastaavat luvut olivat 15 yksilöä/verkkoyö ja n. 0,5 kg/verkkoyö. Näiden tulosten perusteella ahvenen yksikkösaaliit olivat noin kaksinkertaiset särjen vastaaviin verrattuna, eli päinvastoin tähän tutkimukseen verrattuna. Toisaalta tutkimuksessa oli myös mukana Evon alueella sijaitsevat Valkea Mustajärvi, Särkijärvi ja Huhmari, joiden ahvenen CPUE oli keskimäärin 40 yksilöä/verkkoyö ja YPUE 0,64 kg/verkkoyö. Särjelle vastaavat luvut (vain Särkijärvi ja Huhmari) olivat 77 yksilöä/verkkoyö ja 1,3 kg/verkkoyö. Yksikkösaaliiden osalta luvut olivat siis noin kolminkertaiset tämän tutkimuksen lukuihin verrattuna. Olinin ym. (2002) mukaan 36 eteläsuomalaisella järvellä ahvenen CPUE oli keskimäärin 27 yksilöä/verkkoyö ja YPUE n. 0,46 kg/verkkoyö. Särjen CPUE:n keskiarvo oli 38 yksilöä/verkkoyö ja YPUE:n keskiarvo 0,75 kg/verkkoyö, eli yksikkösaaliit olivat noin 1,5-2-kertaiset tämän tutkimuksen lukuihin verrattuna. Kyseisen tutkimuksen järvet (kokonaisfosforipitoisuus 12–130 µg/l) olivat tosin tutkimusjärviin (kokonaisfosforipitoisuus 7-29 µg/l) verrattuna keskimääräisesti rehevämpiä. Tutkimusjärvien varsin pienet yksikkösaaliit johtuvatkin todennäköisesti järvien vähäravinteisuudesta, sillä järven ravinnetason, erityisesti kokonaisfosforipitoisuuden, on lukuisissa tutkimuksissa (Persson ym. 1991, Helminen ym. 2000, Olin ym. 2002) havaittu korreloivan ainakin jossakin määrin järven kalabiomassan kanssa. Tulosten tulkinnassa on otettava huomioon, että verkko on passiivinen ja valikoiva pyydys (Hamley 1975, Kurkilahti 1999), joten yksikkösaaliit eivät kuvasta pelkästään kalakannan runsautta ja lajisuhteita, vaan niihin vaikuttavat myös verkon ominaisuudet, ympäristöolot, järven morfologia ja ravintoresurssien jakautuminen järvessä (Olin ym. 2002). Särkikalajien pyydystettävyys on ahvenkaloja pienempi (Hamley 1980, Olin 2005,

Prchalova ym. 2008), joten särki saattaa olla aliedustettuna verkkosaaliissa todelliseen runsauteen ja biomassaan verrattuna.

Kokonaissaaliiden, ahvenen ja särjen yksikkösaaliissa oli tilastollisesti merkitseviä eroja järvien välillä sekä CPUE:eita että YPUE:eita verrattaessa, mutta parivertailujen tulokset olivat ristiriidassa tämän kanssa. Erityisesti kokonaissaaliin ja ahvenen massayksikkösaaliiden parivertailut tuottivat mielenkiintoisia tuloksia, sillä 2-ANOVA:n perusteella järvien yksikkösaaliiden välillä oli eroja, mutta parivertailuissa minkään järviparin välinen ero ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Tämä selittyy todennäköisesti sillä, että kaikki järvet yhdessä antavat niukasti merkitsevän tuloksen, mutta parivertailussa käytetty Tukeyn HSD-testi ei kyennyt havaitsemaan eroa yksittäisten järviparien välillä. Syvyysvyöhykkeiden väliset tilastollisesti merkitsevät erot sekä järven ja syvyysvyöhykkeen yhdysvaikutukset viittaavat kuitenkin siihen, että suuri osa järvien välisistä eroista olikin syvyysvyöhyketasolla. Parivertailuissa syvyysvyöhykettä ei voitu ottaa mukaan malliin, sillä vertailtavia tasoja oli vain kaksi (ranta- ja pintavyöhyke).

Järvien välisistä eroista yksikkösaaliissa on hankala tehdä päätelmiä tämän aineiston perusteella. Järvien väliset erot yksikkösaaliissa eivät myöskään olleet itsessään varsinaisesti kiinnostuksen kohteena, sillä tämän tutkielman tarkoituksena oli pääasiallisesti kahden menetelmän, eli verkkokoekalastuksen ja merkintä-takaisinpyynnin välinen vertailu. Tältä kannalta kiinnostavimpia olivat erot ahvenen yksikkösaaliiden välillä ennen kaikkea siksi, että niitä verrattiin merkintä-takaisinpyynnin tiheys- ja biomassaeestimaatteihin.

Verkkokoekalastuksen ongelmaksi havaittiin yksikkösaaliiden varsin leveät 95 % luottamusvälit, mikä oli erityisesti ongelma ahvenen yksikkösaaliilla. Syynä leveisiin luottamusväleihin oli suuri saalisvaihtelu verkkojen välillä sekä pieni otoskoko, mikä johtui järvien pienestä koosta sekä asemasta KESKALA-hankkeen tutkimusjärvinä. Esimerkiksi Kurkilahti & Rask (1999) toteavat, että alle 10 ha kokoisessa järvessä verkkokoekalastus voi aiheuttaa suurempia muutoksia kalamäärään kuin tutkittava ympäristömuutos. Verkkokoekalastus toteutettiin, jotta järvien suhteellisesta kalatiheydestä sekä kalayhteisön rakenteesta saataisiin tietoa, mutta samalla oli varottava, ettei pyyntiponnistus vaikuttaisi järvien kalastoon, millä olisi haitallinen vaikutus järvillä tehtäviin muihin tutkimuksiin. Haarakjärvellä ja Haukijärvellä ahvenen $\ln(x+1)$ -muunnetuille CPUE:ille saavutettiin ± 20 % tarkkuus 95 % luottamusvälille, mutta muilla järvillä pyyntiponnistuksen olisi pitänyt olla laskelmien mukaan 1,9–6,6-kertaisia toteutettuun verrattuna, jotta olisi päästy samaan tarkkuuteen merkintä-takaisinpyynnin kanssa. Oletuksena laskelmissa tosin oli, että keskihajonta pysyisi samana otoskoko kasvatettaessa. Näin suuri otoskoko olisi kuitenkin ollut epärealistinen tarvittavan työmäärän vuoksi. Pyyntiponnistuksen kasvattaminen moninkertaiseksi olisi myös vähentänyt erityisesti pienempien järvien kalakantaa huomattavasti, mitä piti välttää. Esimerkiksi Haukijärven ahvenpopulaation kooksi laskettiin noin 1200 ahventa, joista verkkokoekalastuksessa saatiin jo nykyisellä pyynnillä saaliiksi 111 kpl, eli noin 9 % populaatiosta, joten pyynnin lisääminen ei olisi käytännössä tullut kysymykseen.

5.3. Katiskapyyntin ja verkkokoekalastuksen vertailu

5.3.1. Lajijakaumat ja ahvenen sukupuolijakaumat

Katiskapyyntin särkisaaliit olivat vain murto-osa ahvenen saaliista, kun taas verkkokoekalastuksessa särjen yksikkösaaliit olivat sekä kappalemäärän että massan suhteen ahventa suuremmat muualla paitsi Valkea-Kotisella, jossa särkiä ei saaliiksi saatukaan. Särjen huono pyydystettävyyden kevätpyyntissä on luonnollista, sillä katiska on passiivinen pyydys (Linløkken & Haugen 2006), johon kalan on itse hakeuduttava. On siis luonnollista, että ahvenen kutuaikaan tehty katiskapyynti pyytää parhaiten juuri ahventa,

joskin myös samoihin aikoihin kutevia ja kudun jälkeen syömisen aloittavia haukia saatiin saaliiksi kohtalaisesti. Heikkoja särkisaaliita selittääkin alhainen lämpötila ja aikainen ajankohta, minkä vuoksi särkien liikkumisaktiivisuus oli ilmeisen heikko. Myös esimerkiksi Stottin (1970) mukaan keväinen katiskapyynti pyytää ahvenia moninkertaisesti paremmin kuin särkiä. Särjen katiskapyynti saattaisi periaatteessa onnistua paremmin kutuaikana, mutta katiskapyyntiä, ainakaan metalliverkosta tehdyillä katiskoilla, ei voi suositella särjen merkintä-takaisinpyyntimenetelmänä, sillä särkien havaittiin vaurioituvan katiskoissa ahvenia pahemmin. Erityisesti katiskan silmään jääneet pienikokoiset särjet olivat heikossa kunnossa. Verkkokoekalastuksen tiedetään yliarvioivan ahvenkalojen osuutta särkikaloihin verrattuna (Kurkilahti 1999, Olin 2005, Prchalova ym. 2008), mutta tulosten perusteella keväisen katiskapyyntin harha on tässä suhteessa huomattavasti suurempi.

Katiskasaaliin perusteella 72–91 % ahvenpopulaatiosta olisi koiraita (Taulukko 6), ja myös populaatioestimaattien perusteella naaraiden lukumäärät olisivat vain murto-osan koiraiden lukumäärästä tutkimusjärvillä (Kuva 5). Tiheysestimaatteja ja sukupuolijakaumia vertailtaessa on kuitenkin huomioitava, että koko populaatiolle tehtävä merkintä-takaisinpyynti todennäköisesti yliarvioi koiraiden osuutta populaatiossa, kuten mm. Viljanen & Holopainen (1982) sekä Lappalainen ym. (1988) ovat todenneet. Seberin (1982) mukaan aktiivinen osa populaatiosta on alttiimpi joutumaan merkityksi, mikä tarkoittaa sitä, että merkityillä on myös takaisinpyyntivaiheessa suurempi pyydystettävyyys. Tämä ei kuitenkaan selitä sitä, miksi erikseen koiraille lasketut tiheysestimaatit olivat moninkertaiset naaraiden tiheysestimaatteihin verrattuna. Erot sukupuolijakaumissa selittyvät todennäköisesti sillä, että koiraat ovat naaraita aktiivisempia menemään katiskaan kutuaikana (Viljanen & Holopainen 1982, Lappalainen ym. 1988), kuten tässäkin tutkimuksessa havaittiin. Esimerkiksi Tikan & Paasivirran (1986) mukaan koiraiden ja naaraiden suhteen on havaittu olevan Evon järvillä lähellä suhdetta 1:1 siten, että vanhemmissa ikäryhmissä on naarasensemistö ja nuoremmissa lievä koirasensemistö. Saman on havainnut myös Sumari (1971) muissa kun Evon alueen järvissä. verkkokoekalastusaineiston perusteella ahvenkannat eivät ole koirasvaltaisia, sillä kaikilla järvillä naaraiden osuus verkkosaaliissa oli koiraiden osuutta jonkin verran suurempi. Todenmukaisin populaatioestimaatti voisi olla siis esimerkiksi koirasestimaatti kerrottuna kahdella.

5.3.2. Ahvenen ja särjen pituusjakaumat

Katiska- ja verkkosaaliin väliset erot ahvenen pituusjakaumissa olivat erittäin selviä, kun mukana olivat kaikki pituusluokat. Tämä on sinänsä luonnollista, sillä siinä missä verkolla saatiin myös 6-7 cm pituisia yksilöitä, katiskasaaliista kyseiset kokoluokat puuttuivat lähes kokonaan. Pituuskorjauksen käyttäminen katiskasaaliille vielä kasvatti eroa menetelmien välillä, sillä tällöin katiskasaaliin pienimmät kokoluokat vielä ”kasvoivat” 1-2 cm. Erot pituusjakaumien välillä kuitenkin vähenivät huomattavasti, kun pienimmät pituusluokat poistettiin vertailusta. Poistamisen jälkeen pituusjakaumat erosivat toisistaan Halsjärvellä, Haukijärvellä ja Valkea-Kotisella, mutta muilla järvillä erot eivät olleet enää tilastollisesti merkitseviä. Testisuureen arvot pienenevät kaikilla järvillä pienimpien pituusluokkien poistamisen jälkeen, mutta se johtunee osaltaan otoskoon pienemisestä ja siten testin voimakkuuden heikkenemisestä. Erot pituusjakaumissa johtunevat pyydysten erilaisesta valikoivuudesta sekä mahdollisesti myös siitä, että katiska pyytää lähinnä kutuun osallistuvaa osaa populaatiosta ja keskimäärin isokokoisempia naaraita koiraita heikommin, kun taas verkkopyyntin kohteena on periaatteessa 0+ -ikäisiä kaloja lukuun ottamatta koko populaatio (Kurkilahti 1999).

Särjen pituusjakaumissa oli eroa menetelmien välillä kaikilla järvillä, kun mukana oli koko aineisto, mikä selittyy sillä, että verkko pyytää katiskaa paremmin myös pienimpiä

pituusluokkia. Pienimpien pituusluokkien poistamisen jälkeen pituusjakaumat erosivat toisistaan enää Haarajärvellä ja Majajärvellä. Kuten ahvenenkin tapauksessa, tulosten perusteella on hankala sanoa johtuvatko erot siitä, että pyynti kohdistuu eri menetelmillä voimakkaammin johonkin populaation osaan, vai esim. käytetystä pyydyksestä, kasvukorjauksesta tai pelkästä satunnaisvaihtelusta. Pituusjakaumavertailussa on huomattava, että ahvenet ja särjet oli mitattu 1 cm tarkkuudella, joten koko pituusluokan sisäinen vaihtelu oli tiivistetty yhteen lukuun. Tällöin pituuskorjauksen käyttäminen aiheutti joidenkin peräkkäisten pituusluokkien yhdistymisen kasvukorjatussa aineistossa. Tämä näkyy erityisen selvästi ahvenella Halsjärven 10 cm pituisten ahventen osuudessa (Kuva 11) ja särjellä Haukijärven ja Hokajärven 13 cm pituisten yksilöiden osuudessa (Kuva 12).

5.3.3. Tiheys- ja biomassaestimaattien sekä verkkoyksikkösaaliiden vertailu

Merkintä-takaisinpyynnin ahventiheyden Schnabel-estimaattien ja verkkoyksikkösaaliiden välillä ei havaittu yhteyttä, sillä selitysaste oli erittäin heikko eikä tulos ollut tilastollisesti merkitsevä (Kuva 13, Taulukko 16). Tilanne oli sama biomassaestimaattien ja massayksikkösaaliiden välillä. Kun eniten poikkeava ja Schnabel-estimaatilta epäparhain Majajärvi poistettiin analyyseistä, tulokset eivät muuttuneet. Selitysasteet tosin paranivat hieman, mutta kumpikaan tulos ei edelleenkään ollut tilastollisesti merkitsevä. Pituusluokkakohtainen tiheysestimaattien ja yksikkösaaliiden vertailu ei myöskään eronnut kokonaisestimaateille ja –yksikkösaaliille saaduista tuloksista, kun analyysissä olivat mukana kaikki järvet. Kun Majajärven aineisto jätettiin huomiotta pituusluokkakohtaisesta vertailusta, tulos oli kuitenkin selvästi tilastollisesti merkitsevä, vaikkakin selitysaste oli edelleen varsin alhainen.

Ahvenen yksikkösaaliiden heikko riippuvuus tiheysestimaateista voi johtua monista tekijöistä. Sinänsä tulos tukee aiempia tutkimuksia, sillä esim. Lucas & Barasin (2000) ja Linløkkenin ja Haugenin (2006) mukaan yksikkösaalis ei ole tiheydestä lineaarisesti riippuvainen. Tulosten heikko vastaavuus selittynee kuitenkin enemmänkin pienellä otoskoolalla (6 järveä), jolloin yksittäisten järvien tiheysestimaateilla tai yksikkösaaliilla on suuri merkitys lopputulokseen. Esimerkiksi Majajärvellä tiheyden Schnabel-estimaatti oli toiseksi suurin mutta yksikkösaalis pienin kaikista tutkimusjärivistä. Myös ahvenen verkkoyksikkösaaliiden epätarkkuus vaikutti epäilemättä tuloksiin.

5.4. Merkintätapojen ja pyyntimenetelmien arviointi

Carlin-merkin käytöstä hauen merkinnästä saadut kokemukset olivat ristiriitaisia. Carlin-merkkiä suositellaan käytettäväksi haukien yksilölliseen merkintään (Friman ym. 1999). Carlin merkki on myös standardimenetelmä herkiksi tiedettyjen lohikalojen, yleensä vaellusikäisten poikasten merkintään, joskin sen tiedetään aiheuttavan merkittävää kuolleisuutta erityisesti pienikokoisille smolteille (mm. Isaksson & Bergman 1978, Berg & Berg 1990). Kuitenkin lohikalojen merkitseminen suositellaan tehtäväksi nukutetuille kaloille asianmukaisesti varustetuissa ja valaistuissa tiloissa. Ero kenttäoloissa tapahtuvaan merkintään nukuttamattomalle, vaikkakin merkintäputkessa olevalle kalalle, on siten huomattava.

Carlin-merkinnän suurimmaksi ongelmaksi eläville hauille kenttäolosuhteissa, yleensä veneessä, havaittiin liiallinen merkintää kuluva aika. Merkintään liittyi useita potentiaalisia ongelmia, joita pahensivat huonot olosuhteet, kuten esimerkiksi aallokko, vesisade tai hämäryys. Ensinnäkin injektioneulat saattoivat taipua osuttuaan selkäevän ruotoihin, minkä vuoksi neulojen läpi työntäminen ei aina onnistunut ensimmäisellä kerralla. Eväruotoihin osuminen myös tylsytti neuloja. Toisaalta jykevempien ja taipumiselle vähemmän herkkien neulojen työntäminen vaati kohtuuttoman runsasta voiman käyttöä, mikä korostui jo hieman tylsyneillä neuloilla. Lisäksi hauen

potkaiseminen merkintähetkellä saattoi viivyttää merkintää ja aiheuttaa kalaan ylimääräisiä vaurioita. Merkin metallilankojen pujottaminen neulan reikiin ja kiinni solmiminen pidentää merkintään kuluvaan aikaa, minkä taas tiedetään lisäävän kuolleisuuden riskiä (Seber 1982, Thorsteisson 2002). Tämä saattaa olla kalalle kohtalokasta erityisesti, jos kala on pyydetty vapavälineillä, sillä kala on joutunut kokemaan väsytyksen, veneeseen noston ja vieheen irrotuksen aiheuttaman stressin jo ennen merkintää.

Kuvatunlaisessa tutkimuksessa Carlin-merkinnän voisi siis sanoa olevan mahdollista, mutta ei erityisen suositeltavaa, jos vain korvaavia menetelmiä on mahdollista käyttää. Tällaisena voisi suositella esim. kevään 2008 hauen merkintä-takaisinpyynnin perusteella T-bar-merkintää, joka toimii Carlin-merkin tavoin yksilöllisenä merkinä (Thorsteisson 2002). T-Bar-merkinnässä merkki puristetaan varta vasten tehdyllä laitteella kiinni kalaan, mikä vähentää työvaiheita huomattavasti Carlin-merkintään verrattuna. Tällä saattaa olla huomattava merkitys kalojen kuolleisuuteen, sillä työhön kuluva aika ja kalan poissa vedestä oloaika lyhenevät. Eväleikkaus sen sijaan havaittiin yksinkertaiseksi, nopeaksi ja todennäköisesti myös kalalle suhteellisen harmittomaksi ahvenen ryhmämerkintämenetelmäksi.

Hauen osalta merkintä-takaisinpyynnin ja verkkokoekalastuksen menetelmien välisistä eroista ei voitu tehdä päätelmiä, sillä haukia saatiin verkoilla saaliiksi järvestä riippuen vähän tai ei lainkaan. Merkintä-takaisinpyynnin tiheysestimaattien ja verkkoyksikkösaaliiden tai menetelmien välisten pituusjakaumien välistä vertailua ei näin ollen ollut mielekäästä tehdä. Verkkokoekalastuksen tiedetäänkin pyytävän huonosti haukea, mikä johtuu hauen suhteellisen vähäisestä liikkumisesta (Olin ym. 2002). Toisaalta keväinen rysäpyynti on perinteinen hauen kevätpyyntiin käytettävä menetelmä, joten sen hyvä soveltuvuus haulle kutuaikana on tiedossa (Yrjänä 1988, Tammi & Kuikka 1994, Pierce 1997). Huonona puolena mainittakoon, että rysien havaittiin pyytävän silmällä pieniä haukia. Rysän silmään jääminen aiheutti usean pienen hauen vahingoittumisen, ja ne jouduttiin lopettamaan.

Pienisilmäisten katiskojen havaittiin sopivan hyvin kutuahvenen pyyntiin. Katiskat kuitenkin pyysivät varsin huonosti kaikkein pienimpiä kokoluokkia, sillä ne mahtuivat uimaan katiskan silmästä läpi. Jos tavoitteena on kuitenkin kutupyynti, voidaan käytettyä 12,7 mm silmää pitää riittävän pienenä, jotta vain kutukypsät kalat olisivat pyynnin kohteena. Myös haukia saatiin saaliiksi myös katiskoilla, vaikka ne olikin pyritty rakentamaan niin ahtaiksi, että haukien olisi vaikea päästä sisään katiskaan. Kuitenkin suurin katiskalla saatu hauki oli 76 cm pitkä, ja yli 60 cm pituisia haukia saatiin katiskoilla saaliiksi yhteensä viisi kappaletta. Valtaosa katiskoilla saaduista hauista oli kuitenkin pienikokoisia. Katiskoissa haukia kiinnostivatkin todennäköisesti sinne joutuneet saaliskalat, sillä monien haukien vatsa oli turvoksissa ja useissa ahvenissa ja särjissä näkyi puremisjälkiä.

Myös uistinpyyntiä käytettiin hauen pyyntimenetelmänä. Uistinpyynti ei ole rysäpyynnin tavoin riippuvainen tietystä vuodenaikasta, vaan sitä on mahdollisuus harjoittaa menestyksellisesti periaatteessa milloin vain sulan veden aikaan. Hauki on myös varsin pienestä lähtien petokala (Koli 1990), joten uistimella on mahdollista saada monen kokoisia haukia, kunhan käytettävä viehekoko ei ole liian suuri. Uistinpyynti soveltuu kuitenkin rajoitetusti tieteelliseen tutkimukseen, sillä sen haittapuolia ovat pyyntiponnistuksen ja -tehokkuuden vakiointi, sillä kalastajan taidoilla on suuri vaikutus pyynnin onnistumiseen. Kuitenkin hauen pyynnin oheismenetelmänä se saattaa olla ajoittain hyvinkin tehokasta. Uistinpyynti on myös saaliskalojen koon suhteen valikoivaa, joka johtuu lähinnä käytettävän vieheen koosta. Tätä pyrittiin vähentämään käyttämällä erikokoisia vieheitä ja välttämällä kaikkein suurikokoisimpien vieheiden käyttöä. Erikokoisten vieheiden uittoaikaa ei kuitenkaan vakioitu, joten on mahdollista, että hauen pyynnissä käytetyllä viehekoolla on jonkinlainen vaikutus tuloksiin.

Eräs uistinpyynnin ongelma oli kidusvaurion riski, joka korostuu hyvällä syönnillä, jolloin uistin on usein syvällä nielussa tai kiduksissa. Suusta kiinni olevat yksilöt on kuitenkin varsin helppo irrottaa koukusta, ja useissa pyydystä ja päästä -kalastusta koskeissa tutkimuksissa (mm. Burr 1998, Dempson ym. 2002) pyynnin aiheuttama kuolleisuus todettiin varsin alhaiseksi, ja haukien toipuvan nopeasti pyynnin aiheuttamasta stressistä (Klefoth ym. 2008). Toisaalta pyydystä ja päästä -kalastuksen tutkimuksia on toisinaan arvosteltu siitä, että niissä kaloja käsitellään hellävaraisemmin kuin kalastajat todellisuudessa tekevät (Burr 1998).

6. YHTEENVETO

Ahvenen ja hauen tiheydet ja biomassat tukivat hyvin aikaisempia tuloksia pieniltä metsäjärville. Tulosten perusteella Schnabelin menetelmä oli Schumacher-Eschmeyerin menetelmää tarkempi populaatiokokojen ja niiden 95 % luottamusvälien laskemisessa sekä ahvenelle että haulle. Haulle Petersenin menetelmä on toimiva, mutta samalle aineistolle on usein mahdollista soveltaa myös usean pyyntikerran menetelmiä. Merkintämenetelmistä perinteinen eväleikkaus puolustaa asemaansa edullisena ja nopeana ryhmämerkintämenetelmänä ahvenelle, mutta nukuttamattomien haukien merkintään Carlin-merkki on varsin kömpelö ja esimerkiksi T-bar-merkki on huomattavasti kätevämpi.

Verkkokoekalastuksen yksikkösaaliit olivat varsin tavanomaiset pienille metsäjärville. Merkintä-takaisinpyynnin ja verkkokoekalastuksen yksikkösaaliit antoivat kuitenkin varsin erilaisia tuloksia tutkimusjärvien ahvenen tiheydestä, sukupuolijakaumasta ja pituusjakaumista. Kutupyynnissä ylikorostuva koiraiden osuus tai se, että Nordic-verkko pyytää katiskoja paremmin pieniä ahvenia oli etukäteen tiedossa, mutta tiheydestimaattien ja CPUE:iden sekä biomassastimaattien ja YPUE:iden välinen heikko yhteys oli jonkinlainen yllätys. Tulokseen vaikuttivat pieni järvien lukumäärä tutkimuksessa sekä verkkoyksikkösaaliiden vähäinen otoskoko pienimmillä järvillä. Toisaalta tuloksiin vaikuttavat aina myös sääolot ja satunnaisvaihtelu sekä vuosien välinen vaihtelu, joten esimerkiksi yhden vuoden tulosten perusteella ei välttämättä kannata tehdä pitkälle meneviä johtopäätöksiä.

Vaikuttaisi myös siltä, että merkintä-takaisinpyynti sopi mainiosti tutkimuksen (n. 2-14 ha) järville, vaikkakin järvistä suurimman eli Haarajärven vaatima pyyntiponnistus alkoi jo olla varsin suuri niin ahvenen kuin hauen populaatiokokojen määrittämiseen. Verkkokoekalastus tuotti tyydyttävän tarkat ahvenen yksikkösaaliit Haarajärvellä ja Haukijärvellä, missä pyyntivuorokausien määrä oli riittävän suuri tavoitellun tarkkuuden (95 % luottamusväli ± 20 % CPUE:sta) saavuttamiseksi. Kuitenkin muilla järvillä pyyntiponnistuksen olisi tullut olla 1,9–6,6-kertainen. Pyyntiponnistusta ei ollut kuitenkaan mahdollista kasvattaa näillä järvillä vaikuttamatta merkittävästi järven kalamäärään. Verkkokoekalastusta ei voikaan suositella käytettäväksi kaikkein pienimmillä järvillä ja lammilla, sillä tällöin otoskoko saattaa jäädä liian pieneksi, jotta luotettavia arvioita kalakannan tiheydestä tai kalayhteisön rakenteesta voitaisiin tehdä.

KIITOKSET

Haluan kiittää graduohjaajia Mikko Olinia ja Timo Marjomäkeä. Kiitokset myös Hannu Lehtoselle, Martti Raskille, Sami Vesalalle ja Mika Vinnille materiaali ym. avusta. Lisäksi kiitokset kaikille kenttätöissä mukana olleille sekä Bergsrådet Bror Serlachius Stiftelse-säätiölle.

KIRJALLISUUS

- Alm G. 1946. Reasons for the occurrence of stunted fish populations with special regard to the perch. *Meddelanden från Statens undersöknings- och försöksantalt för sötvattenfisket*. N: 25. Kungl. Lantbruksstyrelsen, Tukholma. 140 s.
- Appelberg M. & Bergquist B. 1994. *Undersökningstyper för prövfiske i sötvatten*. PM 5, Fiskeriverkets Sötvattenslaboratorium, FiskMonitoringGruppen, Drottningholm. 28 s.
- Appelberg M., Berger H.M., Hesthagen T., Kleiven E., Kurkilahti M., Raitaniemi J. & Rask M. 1995. Development and intercalibration of methods in Nordic freshwater fish monitoring. *Water, Air, Soil Pollut.* 85: 401-406.
- Askey P.J., Post J.R., Parkinson E.A., Rivot E., Paul A.J. & Biro P.A. 2007. Estimation of gillnet efficiency and selectivity across multiple sampling units: A hierarchical Bayesian analysis using mark-recapture data. *Fish. Res.* 83: 162-174.
- Berg O.K. & Berg M. 1990. Effects of Carlin tagging on the mortality and growth of anadromous Arctic char, *Salvelinus alpinus* (L.). *Aqua. Fish. Man.* 1990, 21: 221-227.
- Burr J. 1998. Effect of post-capture handling on mortality of northern pike. *Alaska Department of Fish and Game, Fishery Data Series No. 98-34*, Anchorage.
- Chapman C. A. & Mackay W. C. 1984. Versatility in habitat use by a top aquatic predator, *Esox lucius* L. *J. Fish Biol.* 25: 109-115.
- Dempson J.B., Furey G. & Bloom M. 2002. Effects of catch and release angling on Atlantic salmon, *Salmo salar* L., of the Conne River, Newfoundland. *Fish. Man. Ecol.* 9: 139-147.
- van Densen W.L.T. 1987. Gillnet selectivity to pikeperch, *Stizostedion lucioperca* (L.), and perch, *Perca fluviatilis* L., caught mainly wedged. *Aqua. Fish. Man.* 18: 95-106.
- Elliott J. M. & Fletcher J. M. 2001. A comparison of three methods for assessing the abundance of Arctic charr, *Salvelinus alpinus*, in Windermere (northwest England). *Fish. Res.* 53: 39-46.
- Friman T., Koljonen M.-L., Nyberg K. & Saura A. 1999. Kalojen merkintätutkimukset. Teoksessa: Böhling P. & Rahikainen M. (toim.), *Kalataloustarkkailu, Periaatteet ja menetelmät*. RKTL, Helsinki, 103-135.
- Hamley J.M. 1975. Review of gillnet selectivity. *J. Fish. Res. Board Can.* 32: 1943-1969.
- Hamley J.M. 1980. Sampling with gillnets. Teoksessa: Backiel T. & Welcomme R.L. (toim.) *Guidelines for Sampling fish in Inland Waters*. Rooma, FAO. EIFAC Technical paper 33: 36-53.
- Hansen M.J., Madenjian C.P., Selgeby J.H. & Helser T.E. 1997. Gillnet selectivity for lake trout (*Salvelinus namaycush*) in Lake Superior. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 54: 2483-2490.
- Hansen M.J., Schorfhaar R.G. & Selgeby J.H. 1998. Gill-Net Saturation by Lake Trout in Michigan Waters of Lake Superior. *N. Am. J. Fish. Man.* 18: 847-853.
- Helminen H., Karjalainen J., Kurkilahti M., Rask M. & Sarvala J. 2000. Eutrophication and fish biodiversity in Finnish lakes. *Verh. Int. Ver. Limnol.* 27: 194-199.
- Hilden M. & Hirvi J.P. 1987. The survival of larval perch, *Perca fluviatilis* L., under different combinations of acidity and duration of acid conditions, analysed with a generalized linear model. *J. Fish Biol.* 30: 667-677.
- Horppila J., Ruuhijärvi J., Rask M., Karppinen C., Nyberg K. & Olin M. 2000. Seasonal changes in the diets and relative abundances of perch and roach in the littoral and pelagic zones of a large lake. *J. Fish Biol.* 56: 51-72.
- Isaksson A. & Bergman P.K. 1978. An evaluation of two tagging methods and survival rates of different age and treatment groups of hatchery-reared Atlantic salmon smolts. *Journal of Agricultural Research in Iceland* 10: 74-99.
- Jensen J.V. 1995. Evaluating catches of salmonids taken by gillnets. *J. Fish Biol.* 46: 862-871.

- Jones H.M. & Paszkowaki C.A. 1997. Effects of northern pike on patterns of nest use and reproductive behavior of male fathead minnows in a boreal lake. *Behav. Ecol.* 8: 655–662
- Karhunen T. & Lösönen M. 2008. *Särjen (Rutilus rutilus) kasvu Evon Iso Mustajärvessä*. Kurssiraportti. Helsingin yliopisto, bio- ja ympäristötieteiden laitos, akvaattiset tieteet, 13 s.
- Kekäläinen J. 2005. Haukien (*Esox lucius* L.) saalistuksen vaikutus istutettujen lohen (*Salmo salar* L.) vaelluspoikasten kuolleisuuteen Pyhäjoella. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos. *Kalaturkimuksia – Fiskundersökningar* 194: 1-34.
- Kelso J.R.M. & Ward F.J. 1977. Unexploited Percid Populations of West Blue Lake, Manitoba, and their Interactions. *J. Fish. Res. Board Can.* 34: 1655-1669.
- Keskinen T., Pääkkönen J.-P.J., Lilja J., Marjomäki T.J. & Karjalainen, J. 2005. Homing behaviour of pikeperch (*Sander Lucioperca*) following experimental transplantation. *Boreal Env. Res.* 10: 119-124.
- Kirjavainen E., Aaltonen R., Huttula E., Kilpinen K., Kivinen S., Koivurinta M., Lappalainen A., Nyrönen J. & Vuoristo H. *Kalataloudellisen velvoitetarkkailun kehittämistyöryhmän raportti*. Työryhmämuistio mmm 2008:3. Helsinki 2008. 55 s.
- Klefoth T., Kobler A. & Arlinghaus R. 2008. The impact of catch-and-release angling on short-term behaviour and habitat choice of northern pike (*Esox lucius* L.). *Hydrobiologia* 601: 99–110.
- Koli L. 1990. *Suomen kalat*. WSOY, Porvoo, 357 s.
- Krebs C.J. 1989. *Ecological methodology*. Harper Collins Publishers, New York, 654 s.
- Kurkilahti M. & Rask M. 1996. A comparative study of the usefulness and catchability of multimesh gill nets and gill net series in sampling of perch (*Perca fluviatilis* L.) and roach (*Rutilus rutilus* L.). *Fish. Res.* 27: 243–260.
- Kurkilahti M. & Ruuhijärvi J. 1996. Ryhtiä koeverkkokalastukseen oikealla suunnittelulla. *Vesitalous* 2: 22-25.
- Kurkilahti M. 1999. *Nordic multimesh gillnet – robust gear for sampling fish populations*. Turun yliopisto. 108 s.
- Kurkilahti M., Appelberg M., Hesthagen T. & Rask M. 1999. Selectivity of Nordic multimesh gillnet for five freshwater fish species. Teoksessa: Kurkilahti M.: *Nordic multimesh gillnet – robust gear for sampling fish populations*. Väitöskirja, Turun yliopisto.
- Kurkilahti M. & Rask M. 1999. Verkkokoekalastukset. Teoksessa: Böhling, P. & Rahikainen, M. (toim.), *Kalataloustarkkailu, Periaatteet ja menetelmät*. RKTL, Helsinki, s. 151–161.
- Kurkilahti M., Appelberg M., Hesthagen T. & Rask M. 2002. Effect of fish shape on gillnet selectivity: a study with Fulton's condition factor. *Fish. Res.* 54: 153–170.
- Lappalainen A., Rask M. & Vuorinen P.J. 1988. Acidification affects the perch (*Perca fluviatilis*), populations in small lakes in southern Finland. *Environ. Biol. Fish.* 21: 231-239.
- de Leeuw J.J., Nagelkerke L.A.J., van Densen W.L.T., Holmgren K., Jansen P.A. & Vijverberg J. 2003. Biomass size distributions as a tool for characterizing lake fish communities. *J. Fish Biol.* 63: 1454–1475.
- Lehtonen H. & Lappalainen J. 1995. The effects of climate on the year-class variations of certain freshwater fish species. Teoksessa: Beamish, R.J. (toim.), *Climate Change and Northern Fish Populations*. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 121: 37–44.
- Lehtonen H. & Rask M. 2004. Fishes and fisheries. Teoksessa: Eloranta, P. (toim.), *Inland and coastal waters of Finland*. Helsingin yliopisto, Saarijärvi, s 84-92.
- Linløkken A. & Seeland P.A.H. 1996. Growth and production of perch (*Perca fluviatilis* L.) responding to biomass removal. *Ann. Zool. Fennici* 33: 427-435.
- Linløkken A. & Haugen T.O. 2006. Density and temperature dependence of gill net catch per unit effort for perch, *Perca fluviatilis*, and roach, *Rutilus rutilus*. *Fish. Man. Ecol.* 13: 261–269.

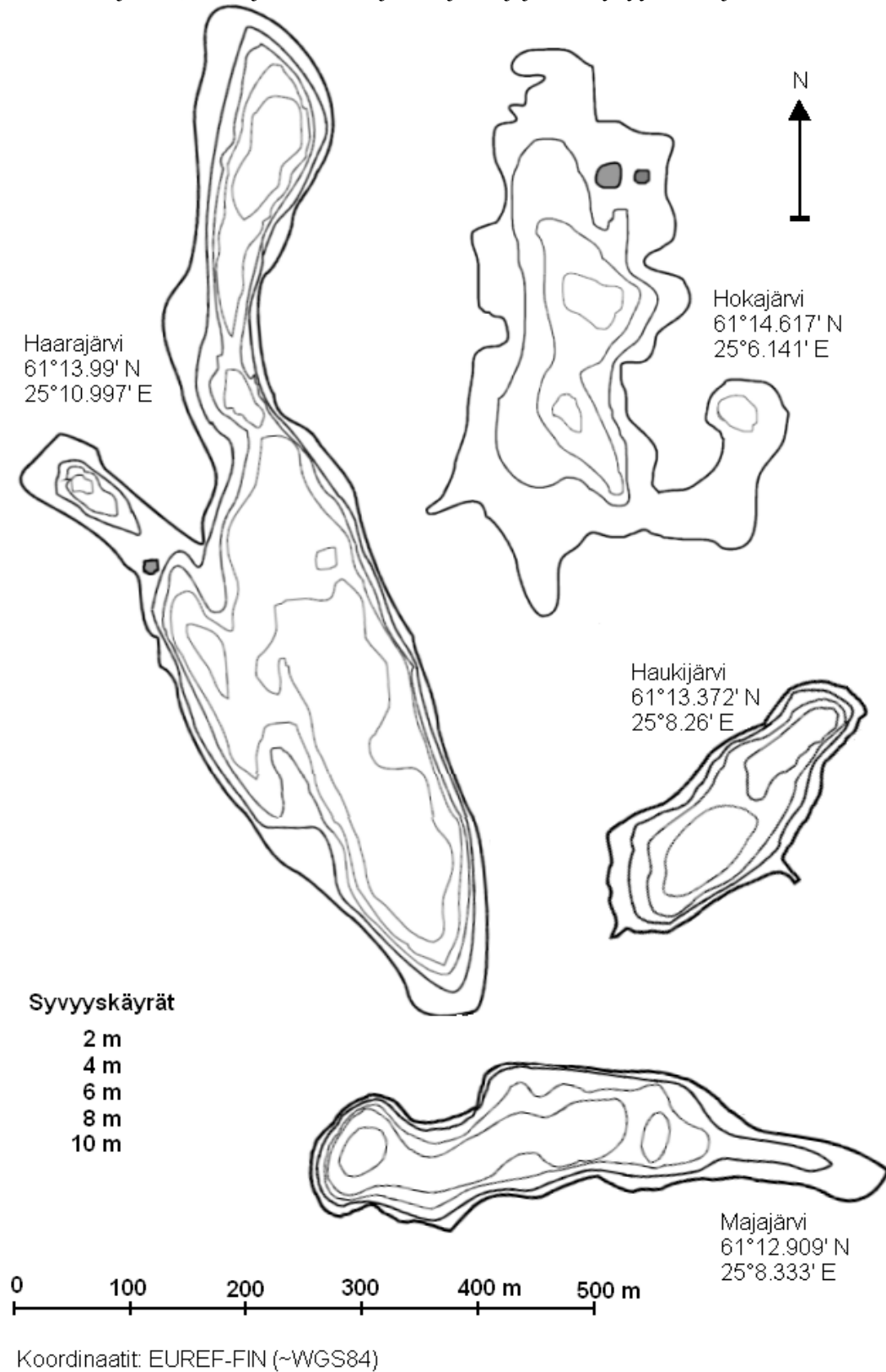
- Lucas M.C. & Baras E. 2000. Methods for studying spatial behaviour of freshwater fishes in the natural environment. *Fish and Fisheries* 1: 283–316.
- Mahon R. & Hunte W. 2001. Trap mesh selectivity and the management of reef fishes. *Fish and Fisheries* 2: 356–375.
- Mannio J. & Vuorenmaa J. 2004. Acidification and trace metals in lakes. Teoksessa: Eloranta, P. (toim.), *Inland and coastal waters of Finland*. Helsingin yliopisto, Saarijärvi. s 73–81.
- Mehner T. & Schulz M. 2002. Monthly variability of hydroacoustic fish stock estimates in a deep lake and its correlation to gillnet catches. *J. Fish Biol.* 61: 1109–1121.
- Miller C.R., Joyce P. & Waits L.P. 2005. A new method for estimating the size of small populations from genetic mark–recapture data. *Molecular Ecology* 14: 1991–2005.
- Olin M., Rask M., Ruuhijärvi J., Kurkilahti M., Ala-Opas P. & Ylönen O. 2002. Fish community structure in mesotrophic and eutrophic lakes of southern Finland: the relative abundances of percids and cyprinids along trophic gradient. *J. Fish Biol.* 60: 593–612.
- Olin M. & Malinen T. 2003. Comparison of gillnet and trawl in diurnal fish sampling. *Hydrobiologia* 506–509: 443–449.
- Olin M., Kurkilahti M., Peitola P. & Ruuhijärvi J. 2004. The effects of fish accumulation on the catchability of multimesh gillnet. *Fish. Res.* 68: 135–147.
- Olin M. 2005. *Fish communities in South-Finnish lakes and their responses to biomanipulation assessed by experimental gillnetting*. Helsingin yliopisto. 108 s.
- Olin M., Rask M., Ruuhijärvi J., Keskitalo J., Horppila J., Tallberg P., Taponen T., Lehtovaara A. & Sammalkorpi I. 2006. Effects of biomanipulation on fish and plankton communities in ten eutrophic lakes of southern Finland. *Hydrobiologia* 553: 67–88.
- Olin M., Estlander S., Immonen S., Lehtonen H., Nurminen L., Saulamo K., Tiainen J. & Vinni M. 2007. *Kestävän kalastuksen periaate kalakantojen hoidossa (KESKALA) -hankkeen toimintakertomus vuodelta 2006*. Helsingin yliopisto, bio- ja ympäristötieteiden laitos. 24 s.
- Olin M., Estlander S., Immonen S., Jutila J., Lehtonen H., Nurminen L., Tiainen J., Valonen T. & Vinni M. 2008. *Kestävän kalastuksen periaate kalakantojen hoidossa (KESKALA) -hankkeen toimintakertomus vuodelta 2007*. Helsingin yliopisto, bio- ja ympäristötieteiden laitos. 32 s.
- Peltonen H., Ruuhijärvi J., Malinen T., Horppila J., Olin M. & Keto J. 1999. The effects of food web management on fish assemblage dynamics in a north temperate lake. *J. Fish Biol.* 55: 54–67.
- Persson L. 1983. Food consumption and competition between age classes in a perch *Perca fluviatilis* population in a shallow eutrophic lake. *Oikos* 40: 197–207.
- Persson L., Diehl S., Johansson L., Andersson G. & Hamrin S. 1991. Shifts in fish communities along the productivity gradient of temperate lakes—patterns and the importance of size-structured interactions. *J. Fish Biol.* 38: 281–293.
- Pierce R.B., Tomcko C.M. & Kolander T.D. 1994. Indirect and direct estimates of gill-net size selectivity for northern pike. *N. Am. J. Fish. Manage.* 14: 170–177.
- Pierce R.B. 1997. Variable catchability and bias in population estimates for northern pike. *Trans. Am. Fish. Soc.* 126: 658–664.
- Pivnička K. & Švátora M. 1977. Factors Affecting the Shift in Predominance from Eurasian Perch (*Perca fluviatilis*) to Roach (*Rutilus rutilus*) in the Klivača Reservoir, Czechoslovakia. *J. Fish. Res. Board Can.* 34: 1571–1575.
- Popova O.A. & Sytina L.A. 1977. Food and Feeding Relations of Eurasian Perch (*Perca fluviatilis*) and Pikeperch (*Stizostedion lucioperca*) in Various Waters of the USSR. *J. Fish. Res. Board Can.* 34: 1559–1570.

- Prchalova M., Kubecka J., Riha M., Litvin R., Cech M., Frouzova J., Hladik M., Hohausova E., Peterka J. & Vasek M. 2008. Overestimation of percid fishes (Percidae) in gillnet sampling. *Fish. Res.* 91: 79-87.
- Raatikainen M. & Kuusisto E. 1990. The number and surface area of the lakes in Finland. *Terra* 102: 97–110.
- Raitaniemi J. 1995. The growth of young pike in small Finnish lakes with different acidity-related water properties and fish species composition. *J. Fish Biol.* 47: 115–125.
- Raitaniemi J. 1999. *The Growth Responses of Fish to Differences in Acidity-Related Lake Characteristics and Fish Species Composition*. Helsingin yliopisto. 94 s.
- Ranta E., Rita H. & Kouki J. 1999. *Biometria -Tilastotiedettä ekologeille*. Yliopistopaino, Helsinki. 569 s.
- Rask M. 1983. Differences in growth of perch (*Perca fluviatilis* L.) in two small forest lakes. Teoksessa: Forsberg C. & Johansson J-A.(toim.) *Forest Water Ecosystems*. Dr W. Junk Publishers, Haag-Boston-Lontoo. s.139–143.
- Rask M. & Arvola L. 1985. The biomass of pike, perch and whitefish in two small lakes in southern Finland. *Ann. Zool. Fennici* 22: 129–135.
- Rask M. 1992. Changes in the density, population structure, growth and reproduction of perch, *Perca fluviatilis* L. in two acidic forest lakes in southern Finland. *Env. Poll.* 78: 121–125.
- Rask M., Pöysä H., Nummi P. & Karppinen C. 2001. Recovery of the perch (*Perca fluviatilis*) in an acidified lake and subsequent responses in macroinvertebrates and the goldeneye (*Bucephala clangula*). *Wat. Air Soil Poll.* 130: 1367-1372.
- Rask M., Olin M., Keskitalo J., Lehtovaara A., Ruuhijärvi J. & Vesala S. 2003. Responses of plankton and fish communities to mass removal of planktivorous fish in two-basin lake in southern Finland. *Hydrobiologia* 506–509: 451-457.
- Ricker W.E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Board Can.* 191: 1-382.
- Rosell R.S. & MacOscar K.C. 2002. Movements of pike, *Esox Lucius*, In Lower Lough Erne, determined by mark-recapture between 1994-2000. *Fish. Man. Ecol.* 9: 189–196.
- Scanlon B.P. 2001. Abundance and Composition of the Northern Pike Populations in Volkmar Lake and Minto Lakes, 2000. *Fishery Data Series* No. 01-29.
- Seber G.A.F. 1982. *The Estimation of animal abundance and related parameters*. Second edition. London, Edward Arnold. 654 s.
- Siira A., Suuronen P., Kreivi P. & Erkinaro J. 2006. Size of wild and hatchery-reared Atlantic salmon populations in the northern Baltic Sea estimated by a stratified mark-recapture method. *ICES J. Mar. Sci.* 63: 1477-1487.
- Smokorowski K.E. & Kelso J.R.M. 2002. Trends in fish community structure, biomass, and production in three Algoma, Ontario, Lakes. *Wat., Air, Soil Poll.* 2: 129–150.
- Sprent P. 1989. *Applied nonparametric statistical methods*. Chapman and Hall, Lontoo. 231 s.
- Stewart J. & Douglas J.F. 2003. Mesh selectivity in the New South Wales demersal trap fishery. *Fish. Res.* 59: 379–392.
- Stott B. 1970. Some factors affecting the catching power of unbaited fish traps. *J. Fish Biol.* 2: 15-22.
- Sumari O. 1971. Structure of the perch populations of some ponds in Finland. *Ann. Zool. Fennici* 8: 406-421.
- Tammi J. & Kuikka S. 1994. Hauen ravinnonkäytön ajallinen ja alueellinen vaihtelu kutuaikana. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos. *Kalatumkimuksia – Fiskundersökningar* 78: 1-43.

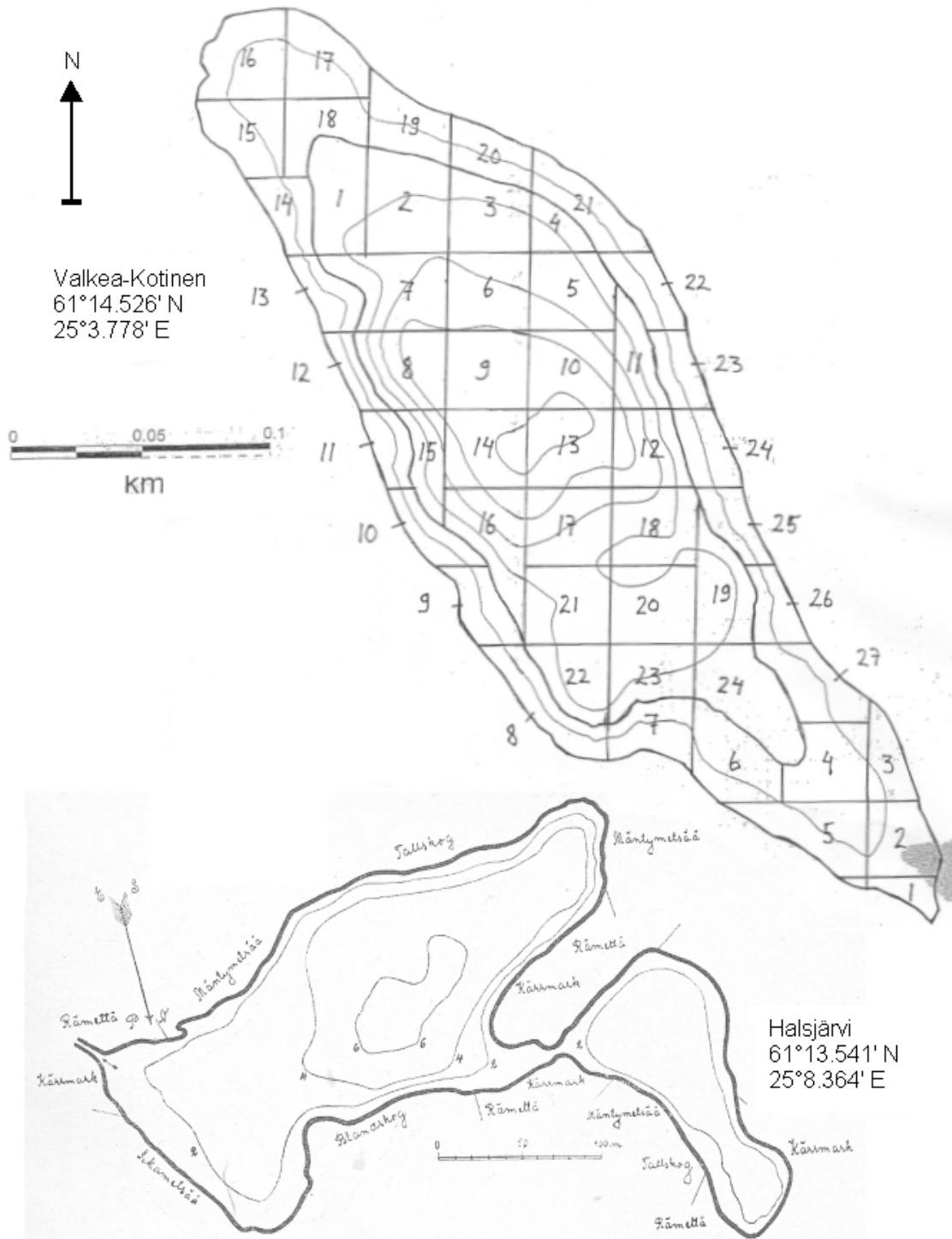
- Tammi J., Lappalainen A., Mannio J., Rask M. & Vuorenmaa J. 1999. Effect of eutrophication on fish and fisheries in Finnish lakes: a survey based on random sampling. *Fish. Man. Ecol.* 6: 173-186.
- Tammi J., Rask M., Vuorenmaa J., Lappalainen A. & Vesala S. 2004. Population responses of perch (*Perca fluviatilis*) and roach (*Rutilus rutilus*) to recovery from acidification in small Finnish lakes. *Hydrobiologia* 528: 107-122.
- Tikka J. & Paasivirta L. 1986. Ahvenen populaatiorakenne, kasvu ja tuotanto kahdessa eteläsuomalaisessa metsäjärvässä. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos, Kalantutkimusosasto. *Monistettuja julkaisuja* 50: 41-60.
- Thorsteinsson V. 2002. Tagging Methods for Stock Assessment and Research in Fisheries. Report of Concerted Action FAIR CT.96.1394 (CATAG). Reykjavik. *Marine Research Institute Technical Report* 79: 1-179.
- Tolonen A., Lappalainen J. & Pulliainen E. 2003. Seasonal growth and year class strength variations of perch near the northern limits of its distribution range. *J. Fish Biol.* 63: 176-186
- Tonn W., Magnusson J., Rask M. & Toivonen J. 1990. Intercontinental comparison of small-lake fish assemblages: the balance between local and regional processes. *Am. Nat.* 136: 345-375.
- Turunen T., Kurkilahti M. & Suuronen P. 1998. Gill net catchability and selectivity of whitefish (*Coregonus lavaretus* L. s.l.): seasonal effect of mesh size and twine diameter. *Arch. Hydrobiol. Spec. Issues Advanc. Limnol.* 50: 429-437.
- Vehanen T., Hyvärinen P., Johansson K. & Laaksonen T. 2006. Patterns of movement of adult northern pike (*Esox lucius* L.) in a regulated river. *Ecol. Fresh. Fish* 15: 154-160.
- Viljanen M. 1978. Population studies of vendace [*Coregonus albula* (L.)] and perch (*Perca fluviatilis* L.) in a mesohumic oligotrophic lake. *Verh. Internat. Verein. Limnol.* 20: 2103-2110.
- Viljanen M. & Holopainen I.J. 1982. Population density of perch (*Perca fluviatilis* L.) at egg, larval and adult stages in the dys-oligotrophic Lake Suomunjärvi, Finland. *Ann. Zool. Fennici* 19: 39-46.
- Yrjänä T. 1988. Eräiden hauen ja mateen kalastusmenetelmien käyttökelpoisuudesta neljällä kuhmolaisella järvellä. *Suomen Kalastuslehti* 95: 234-238.

LIITTEET

Liite 1. Haarajärven, Haukijärven, Hokajärven ja Majajärven syvyyskartat ja koordinaatit.



Liite 2. Halsjärven ja Valkea-Kotisen syvyyskartat ja koordinaatit. Halsjärvellä syvyyskäyrien väli on 2 m ja Valkea-Kotisella 1 m. Valkea-Kotisen kartassa näkyy myös järven jako pyyntiruutuihin.



Liite 3. Verkkokoekalastuksessa saatujen lajien sekä kokonaissaaliin (=yht.) muuntamattomat ja $\ln(x+1)$ -muunnetut kappalemääräiset yksikkösaaliit (CPUE) ja massayksikkösaaliit (YPUE). Haara- ja Hokajärven pohjaväyhykkeet eivät ole mukana $\ln(x+1)$ muunnetuissa yksikkösaaliissa. 95 % luottamusvälit (=95 % lv.) on laskettu ahvenelle, särjelle ja kokonaissaaliille. Viiva (-) = kyseistä lajia ei saatu saaliiksi, * = ei laskettu ja ** = lv:n alaraja ei laskettavissa. Järvistä Haara = Haarajärvi, Hals = Halsjärvi, Hauki = Haukijärvi, Hoka = Hokajärvi, Maja = Majajärvi Va-Ko = Valkea-Kotinen ja ka. = keskiarvo. Keskiarvot on laskettu niille järville, joilta lajia saatiin saaliiksi.

| | Järvi | ahven | 95 % lv. | särki | 95 % lv. | hauki | salakka | lahna | yht. | 95 % lv. |
|---------|-------|-------|-------------|-------|-------------|-------|---------|-------|------|-------------|
| CPUE | Haara | 16,2 | 10,3 - 22,1 | 46,4 | 29,9 - 62,7 | 0,2 | - | - | 62,8 | 43,4 - 82,1 |
| | Hals | 9,3 | 3,5 - 15,0 | 18,3 | 0,8 - 35,7 | - | 0,1 | 0,1 | 27,8 | 7,4 - 48,1 |
| | Hauki | 18,5 | 2,4 - 34,6 | 38,0 | 25,1 - 50,9 | - | 0,2 | 0,5 | 57,2 | 34,1 - 80,2 |
| | Hoka | 9,6 | 4,3 - 14,9 | 17,0 | 11,2 - 22,8 | 0,1 | 0,2 | 0,5 | 27,4 | 18,3 - 36,5 |
| | Maja | 8,7 | 0,3 - 17,1 | 15,1 | 2,2 - 28,0 | 0,2 | - | - | 24,0 | 4,5 - 43,5 |
| | Va-Ko | 26,0 | ** - 58,4 | - | - | 0,1 | - | - | 26,1 | ** - 58,5 |
| | ka. | 14,7 | * | 27,0 | * | 0,2 | 0,2 | 0,4 | 37,5 | * |
| YPUE | Haara | 227 | 123 - 331 | 402 | 279 - 524 | 41 | - | - | 669 | 473 - 865 |
| | Hals | 123 | 11 - 235 | 220 | 56 - 385 | - | - | 68 | 412 | 43 - 781 |
| | Hauki | 238 | 85 - 390 | 662 | 429 - 895 | - | 4 | 106 | 1010 | 541 - 1479 |
| | Hoka | 203 | 81 - 325 | 382 | 251 - 513 | 128 | 8 | 118 | 839 | 505 - 1173 |
| | Maja | 134 | 33 - 235 | 234 | 35 - 433 | 279 | - | - | 647 | ** - 1427 |
| | Va-Ko | 681 | 185 - 1176 | - | - | 40 | - | - | 721 | 199 - 1243 |
| | ka. | 268 | * | 380 | * | 122 | 6 | 97 | 716 | * |
| ln CPUE | Haara | 2,78 | 2,42 - 3,15 | 3,82 | 3,48 - 4,16 | * | * | * | 4,17 | 3,88 - 4,47 |
| | Hals | 1,95 | 1,02 - 2,87 | 2,43 | 1,49 - 3,38 | * | * | * | 3,08 | 2,43 - 3,72 |
| | Hauki | 2,78 | 2,14 - 3,43 | 3,60 | 3,13 - 4,06 | * | * | * | 4,00 | 3,57 - 4,43 |
| | Hoka | 2,15 | 1,49 - 2,81 | 2,90 | 2,53 - 3,27 | * | * | * | 3,37 | 2,99 - 3,75 |
| | Maja | 1,62 | 0,64 - 2,60 | 2,09 | 0,99 - 3,20 | * | * | * | 2,70 | 1,77 - 3,62 |
| | Va-Ko | 2,50 | 1,32 - 3,68 | - | - | * | * | * | 2,50 | 1,32 - 3,68 |
| | ka. | 2,30 | * | 2,97 | * | * | * | * | 3,30 | * |
| ln YPUE | Haara | 5,25 | 4,83 - 5,68 | 6,03 | 5,77 - 6,29 | * | * | * | 6,57 | 6,35 - 6,79 |
| | Hals | 3,91 | 2,29 - 5,52 | 4,96 | 4,01 - 5,91 | * | * | * | 5,58 | 4,76 - 6,39 |
| | Hauki | 5,32 | 4,66 - 5,97 | 6,43 | 5,95 - 6,90 | * | * | * | 6,83 | 6,32 - 7,34 |
| | Hoka | 4,79 | 3,65 - 5,93 | 5,87 | 5,43 - 6,30 | * | * | * | 6,56 | 6,13 - 6,99 |
| | Maja | 3,79 | 2,04 - 5,54 | 4,17 | 2,24 - 6,10 | * | * | * | 5,52 | 4,33 - 6,72 |
| | Va-Ko | 5,52 | 3,63 - 7,40 | - | - | * | * | * | 5,55 | 3,64 - 7,46 |
| | ka. | 4,76 | * | 5,49 | * | * | * | * | 6,10 | * |

Liite 4. Verkkokoekalastuksen $\ln(x+1)$ muunnetuille saaliille laskettujen CPUE:iden ja YPUE:iden parivertailut järvien välillä. Parivertailut tehtiin Tukeyn HSD-testillä. S.E.=keskiarvon keskivirhe, p = p-arvo ja viiva (-) = ei laskettu.

| Parivertailun järvet | | CPUE | | | | | |
|----------------------|----------------|----------------|--------|-------|-------|-------|--------|
| | | Kokonaissaalis | | Ahven | | Särki | |
| | | S.E. | p | S.E. | p | S.E. | p |
| Haarajärvi | Haukijärvi | 0,339 | 0,995 | 0,433 | 1,000 | 0,386 | 0,979 |
| Haarajärvi | Hokajärvi | 0,268 | 0,049 | 0,342 | 0,442 | 0,305 | 0,033 |
| Haarajärvi | Majajärvi | 0,294 | <0,001 | 0,375 | 0,035 | 0,334 | <0,001 |
| Haarajärvi | Halsjärvi | 0,306 | 0,010 | 0,390 | 0,280 | 0,347 | 0,002 |
| Haarajärvi | Valkea-Kotinen | 0,306 | <0,001 | 0,390 | 0,976 | - | - |
| Haukijärvi | Hokajärvi | 0,360 | 0,515 | 0,459 | 0,737 | 0,409 | 0,436 |
| Haukijärvi | Majajärvi | 0,379 | 0,015 | 0,484 | 0,175 | 0,431 | 0,009 |
| Haukijärvi | Halsjärvi | 0,389 | 0,186 | 0,496 | 0,544 | 0,442 | 0,081 |
| Haukijärvi | Valkea-Kotinen | 0,389 | 0,004 | 0,496 | 0,992 | - | - |
| Hokajärvi | Majajärvi | 0,317 | 0,287 | 0,405 | 0,781 | 0,361 | 0,188 |
| Hokajärvi | Halsjärvi | 0,329 | 0,943 | 0,419 | 0,996 | 0,373 | 0,724 |
| Hokajärvi | Valkea-Kotinen | 0,329 | 0,104 | 0,419 | 0,961 | - | - |
| Majajärvi | Halsjärvi | 0,350 | 0,884 | 0,446 | 0,978 | - | - |
| Majajärvi | Valkea-Kotinen | 0,350 | 0,993 | 0,446 | 0,378 | 0,397 | 0,912 |
| Halsjärvi | Valkea-Kotinen | 0,360 | 0,605 | 0,459 | 0,834 | - | - |

| Parivertailun järvet | | YPUE | | | | | |
|----------------------|----------------|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | Kokonaissaalis | | Ahven | | Särki | |
| | | S.E. | p | S.E. | p | S.E. | p |
| Haarajärvi | Haukijärvi | 0,456 | 0,993 | 0,682 | 1,000 | 0,534 | 0,945 |
| Haarajärvi | Hokajärvi | 0,361 | 1,000 | 0,539 | 0,954 | 0,422 | 0,995 |
| Haarajärvi | Majajärvi | 0,395 | 0,104 | 0,590 | 0,149 | 0,463 | 0,002 |
| Haarajärvi | Halsjärvi | 0,411 | 0,173 | 0,614 | 0,258 | 0,482 | 0,191 |
| Haarajärvi | Valkea-Kotinen | 0,411 | 0,154 | 0,614 | 0,998 | - | - |
| Haukijärvi | Hokajärvi | 0,484 | 0,993 | 0,723 | 0,978 | 0,567 | 0,859 |
| Haukijärvi | Majajärvi | 0,510 | 0,126 | 0,762 | 0,356 | 0,597 | 0,004 |
| Haukijärvi | Halsjärvi | 0,523 | 0,178 | 0,781 | 0,472 | 0,612 | 0,135 |
| Haukijärvi | Valkea-Kotinen | 0,523 | 0,163 | 0,781 | 1,000 | - | - |
| Hokajärvi | Majajärvi | 0,427 | 0,167 | 0,638 | 0,620 | 0,500 | 0,012 |
| Hokajärvi | Halsjärvi | 0,442 | 0,249 | 0,660 | 0,760 | 0,517 | 0,413 |
| Hokajärvi | Valkea-Kotinen | 0,442 | 0,226 | 0,660 | 0,879 | - | - |
| Majajärvi | Halsjärvi | 0,470 | 1,000 | 0,703 | 1,000 | 0,551 | 0,610 |
| Majajärvi | Valkea-Kotinen | 0,470 | 1,000 | 0,703 | 0,157 | - | - |
| Halsjärvi | Valkea-Kotinen | 0,484 | 1,000 | 0,723 | 0,243 | - | - |