



Luonnonvara- ja biotalouden tutkimus 17/2022

Kalataloustarkkailuiden tilastollinen voima

Esimerkkitarkasteluja koekalastusaineistojen
riittävydestä johtopäätösten tekemiseen

Juha Heikkinen, Tuomas Rajala, Timo Ruukonen, Tapio Keskinen ja
Antti Lappalainen

Luonnonvara- ja biotalouden tutkimus 17/2022

Kalataloustarkkailuiden tilastollinen voima

Esimerkkitarkasteluja koekalastusaineistojen riittävydestä
johtopäätösten tekemiseen

Juha Heikkinen, Tuomas Rajala, Timo Ruokonen,
Tapio Keskinen ja Antti Lappalainen



Viittausohje:

Heikkinen, J., Rajala, T., Ruokonen, T., Keskinen, T. & Lappalainen, A. 2022. Kalataloustarkkailuiden tilastollinen voima : Esimerkkitarkasteluja koekalastusaineistojen riittävydestä johtopäätösten tekemiseen. Luonnonvara- ja biotalouden tutkimus 17/2022. Luonnonvarakeskus. Helsinki. 39 s.

Juha Heikkinen ORCID ID, <https://orcid.org/0000-0003-3527-774X>



ISBN 978-952-380-379-4 (Painettu)

ISBN 978-952-380-380-0 (Verkkajulkaisu)

ISSN 2342-7647 (Painettu)

ISSN 2342-7639 (Verkkajulkaisu)

URN <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-380-380-0>

Copyright: Luonnonvarakeskus (Luke)

Kirjoittajat: Juha Heikkinen, Tuomas Rajala, Timo Ruokonen,
Tapio Keskinen ja Antti Lappalainen

Julkaisija ja kustantaja: Luonnonvarakeskus (Luke), Helsinki 2022

Julkaisuvuosi: 2022

Kannen kuva: Riku Helisevä, Jukka Syrjänen

Painopaikka ja julkaisumyynti: PunaMusta Oy, <http://luke.juvenesprint.fi>

Tiivistelmä

Juha Heikkinen¹⁾, Tuomas Rajala¹⁾, Timo Ruokonen²⁾, Tapio Keskinen²⁾ ja Antti Lappalainen¹⁾

¹⁾Luonnonvarakeskus, Latokartanonkaari 9, 00790 Helsinki

²⁾Luonnonvarakeskus, Survontie 9A, 40500 Jyväskylä

Kalataloustarkkailuissa kerätään aineistoa hyvin yleisesti koekalastuksilla, joiden perusteella pyritään arvioimaan, onko ympäristö- tai vesitalousluvan nojalla toteutettu hanke aiheuttanut kalataloudellisia vaikutuksia. Arvio perustuu yleensä saalismäärien kehitykseen (trendi) tai eroihin vaikutus- ja vertailualueen välillä. Mahdollinen muutos voidaan todeta luotettavasti vain, jos aineistossa havaittu trendi tai ero on tilastollisesti merkitsevä. Tilastollisesti merkitsevien tulosten havaitsemisen edellytyksenä on puolestaan riittävän suuri aineisto. Tässä raportissa esitetään esimerkkien avulla arvioita tyypillisissä tarkkailuissa kerättävien aineistojen riittävydestä.

Tilastollisen merkitsevyyden arviointiin käytettävän testin voima (todennäköisyys merkitsevän tuloksen löytämiselle) riippuu vaikutuksen suuruudesta. Aineiston riittävyden arvioimiseksi on siis ensin määritettävä, kuinka suuri vaikutus katsotaan merkittäväksi ja kuinka suurella voimalla tällainen muutos olisi havaittava. Tämän raportin päätuloksena esitellään voimakäyriä, jotka kuvaavat vaikutuksen suuruuden ja testin voiman välistä yhteyttä. Käyrät laskettiin suurelle määrälle erilaisia mahdollisia tarkkailuasetelmia eli suunnitelmia siitä, kuinka usein, kuinka monessa paikassa ja kuinka suurilta alueilta kalastetaan, sekä siitä, miten kalakannan muutosta mitataan.

Voimakäyrien laadinnassa käytettiin saalismäärien vaihtelun malleja, jotka perustuivat Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen (RKTL) ja Luonnonvarakeskuksen (Luke) seuranta-aineistoihin sekä koekalastusrekisteristä saatuihin tarkkailuaineistoihin. Verkkokoekalastusten osalta tarkasteltiin ensisijaisesti ahvensaaliita ja sähkökoekalastusten osalta kivisimppusaaliita. Useimmissa tarkastelluissa tilanteissa voimakäyrät saavuttivat yleisesti tavoitteena käytettävän 80 %:n tason vasta erittäin suurilla vaikutuksilla. Yleisesti käytetyillä tarkkailuasetelmilla ja -aineistoilla testin voima saattaa jäädä vaatimattomaksi, vaikka muutos tai ero olisi useita kymmeniäkin prosentteja. Suosittelemmekin nykyistä huolellisemmin harkitsemaan, kannattaako velvoite-tarkkailuihin aina lähes automaattisesti sisällyttää koekalastuksia. Niitä käytettäessä asetelma tulisi laatia niin, että merkittävät vaikutukset pystyttäisiin havaitsemaan ainakin kohtalaisella voimalla.

Sekä merkitsevyytestit että voima-analyysit perustuvat väistämättä varsin vahvoille oletuksille saalismäärien vaihtelua kuvaavista varianssi- ja korrelaatorakenteista. Yksinkertaisimpia testejä käytettäessä joudutaan olettamaan, että varianssi on vakio ja korrelaatiot merkityksettömiä. Raportissa esitetään esimerkkejä siitä, että väärät oletukset voivat toisaalta johtaa epäluotettaviin merkitsevyyssarvioihin ja toisaalta heikentää testin voimaa.

Asiasanat: kalatalous, velvoitetarkkailu, verkkokalastus, ympäristölainsäädäntö, tilastotiede

Sisällys

1. Johdanto	5
2. Aineistot.....	7
2.1. Sisävesien ja rannikon verkkokoekalastukset.....	7
2.2. Virtavesien sähkökoekalastukset	11
3. Menetelmät	14
3.1. Taustaa 14	
3.2. Verkkokoekalastukset.....	16
3.2.1. Mallioletukset.....	16
3.2.2. Varianssifunktion valinta ja voima-analyysien toteutus	16
3.2.3. Yksikkösaaliin alueiden tai jaksojen (ennen-jälkeen vaikutuksen alkamisen) välisen eron merkitsevyys.....	17
3.2.4. Trendin ja trendien eron merkitsevyys.....	18
3.3. Sähkökoekalastukset	19
4. Tulokset.....	22
4.1. Verkkokoekalastukset.....	22
4.1.1. Voima-analyysien mallit ja parametrit	22
4.1.2. Kahden alueen välinen ero yksikkösaaliissa.....	24
4.1.3. Yksikkösaaliis ennen ja jälkeen toiminnan aloittamisen.....	25
4.1.4. Yksikkösaaliin muutos (trendi).....	27
4.1.5. Kahden alueen välinen ero yksikkösaaliin muutoksessa.....	27
4.1.6. Toistomittausten ja vuosittain satunnaistettujen paikkojen vertailu.....	28
4.1.7. Yksinkertaistettujen testien käyttämisen vaikutuksista	29
4.2. Sähkökoekalastukset	29
4.2.1. Keskiarvojen erojen havaitseminen	30
4.2.2. Trendin havaitseminen	31
4.2.3. Trendien eron testaus	33
4.2.4. Pinta-alojen vaihtelu ja vaikutus voimaan	35
5. Tulosten tarkastelua ja johtopäätöksiä	37
Viitteet.....	39

1. Johdanto

Kalataloudellisissa velvoitetarkkailuissa seurataan ympäristö- tai vesitalouslupan nojalla tapahtuvan toiminnan vaikutuksia kalastoon ja kalastukseen. Suomessa oli vuonna 2020 voimassa noin 380 kalataloudellista velvoitetarkkailuohjelmaa. Verkkokoekalastukset olivat järvi- ja rannikkoalueilla yleisimmin käytössä oleva menetelmä kalastoa koskevien aineistojen keruussa ja vastaavasti sähkökalastus oli yleisimmin käytetty menetelmä virtavesissä. Verkkokoekalastuksia sisältyi 190 tarkkailuohjelmaan ja sähkökalastuksia 206 tarkkailuohjelmaan (Lappalainen ym. 2022). Kerätyistä aineistoista lasketaan yleensä yksikkösaaliita tai tiheyksiä, joista vaikutusten arvioinnissa voidaan tarkastella esimerkiksi:

- yksikkösaaliin/tiheyden kehitystä vaikutusalueella (trendi),
- yksikkösaaliin/tiheyden eroa vaikutus- ja vertailualueen välillä tai ennen toiminnan alkamista ja sen jälkeen (keskiarvojen ero) tai
- yksikkösaaliin/tiheyden kehityksen eroa vaikutus- ja vertailualueen välillä (trendien ero).

Tällaisia trendejä tai tasoeroja voidaan etsiä ja todentaa tarkkailuaineistoihin perustuvien tilastollisten testien avulla. Testillä tarkastellaan sitä, löytyykö aineiston perusteella eroa tai trendiä, joka on tilastollisesti merkitsevä tietyllä valitulla merkitsevyystasolla. Jos **merkitsevyystasoksi** (significance level) on valittu esimerkiksi $\alpha = 0,05$, nollahypoteesi (eroa tai trendiä ei ole) hylätään silloin, kun virheellisen hylkäämisen, ns. tyypin I virheen, todennäköisyys on alle 0,05. Tilastollinen merkitsevyys ei kuitenkaan kerro sitä, onko mahdollisesti havaittu ero biologisesti tai kalataloudellisesti merkittävä.

Se, että tilastollisen testin tulos ei ole merkitsevä, voi johtua kahdesta syystä: 1) mainittavaa eroa tai trendiä ei todellisuudessa ole tai 2) todellinen ero tai trendi on olemassa, mutta aineisto on ollut sisältämäänsä satunnaisvaihteluun nähden niin pieni, että eroa tai trendiä ei pystytä riittävällä varmuudella toteamaan. Jälkimmäisen vaihtoehdon, ns. tyypin II virheen, mahdollisuutta ei yleensä huomioida, vaikka se on hyvinkin todennäköinen, koska tarkkailuaineistojen otoskoot ovat usein taloudellisista syistä johtuen pienet.

Testin voimalla tarkoitetaan aineiston ja testin riittävyttä siihen, että tilastollisesti merkitseviä eroja havaitaan silloin, kun niitä todella on olemassa. Testin **voiman** (power) mittana käytetään todennäköisyyttä sille, että nollahypoteesi tulee hylätyksi. Tämä todennäköisyys riippuu luonnollisesti siitä, kuinka suuri on todellinen poikkeama nollahypoteesista (**vaikutuksen suuruus**, effect magnitude, esim. vaikutusalueen yksikkösaaliin poikkeama vertailualueen keskiarvosta). Tilannetta voidaan havainnollistaa ”voimakäyrällä”, jossa voima esitetään vaikutuksen suuruuden funktiona. Mikäli suunnitellun tilastollisen testin voima on pieni biologisesti tai kalataloudellisesti merkittäviksi arvioituilla vaikutuksen suuruuksilla, tarkkailulla ei todennäköisesti havaita muutosta tai vahinkoa, vaikka se olisi tapahtunut. Tällöin tarkkailun toteuttamista voidaan pitää jopa turhana. Samalla mahdollisen vahingon kärsijän oikeuksia loukataan. Jos päätöksen tekokriteerinä käytetään pelkästään merkitsevyystasoa (α), huomiota kiinnitetään vain todennäköisyyteen tehdä luvanhaltijan kannalta haitallinen virhe, eli ’havaita’ vaikutuksia, joita ei todellisuudessa ole.

Vaikutuksen suuruuden lisäksi testin voimaan vaikuttaa kolme päätekijää:

1. valittu merkitsevyystaso (riski tyypin I virheelle, α) – usein 0,05 eli 5 %,
2. kerätyn aineiston koko (näytteenottovuosien määrä ja vuosittain kerättyjen näytteiden määrät) ja
3. näytteenotossa saatavan saaliin määrän satunnaisvaihtelu näytteenottoaikojen ja -kertojen välillä.

Suurentamalla merkitsevyystasoa (esim. $\alpha = 0,05 \rightarrow \alpha = 0,10$) voidaan lisätä testin voimaa, mutta samalla siirretään väärän johtopäätöksen riskiä mahdollisen haitan kärsijältä haitan aiheuttajalle, sillä riski 'olemattoman' haitan virheelliselle toteutumiselle kasvaa. Testin voimaa voidaan lisätä myös kasvattamalla tarkasteltua vaikutuksen suuruutta (edellytetään esimerkiksi, että 30 % $\rightarrow$ 40 % erot keskiarvoissa tulisi havaita). Edellä mainitut kaksi keinoa ovat puhtaasti päätöksenteon perusteisiin liittyviä valintoja. Kerättävän aineiston määrän kasvattaminen lisää automaattisesti testin voimaa, erityisesti pienillä ja pienehköillä aineistoilla. Suurilla aineistoilla otoskoon kasvattamisesta saatava lisähyöty heikkenee.

Ideaalitilanteessa tarkkailun tavoitteiden kannalta riittävän näytteenoton varmistamiseksi on siten ensin asetettava tavoite havaittavan vaikutuksen suuruudelle ja arvioitava käytettävään näytteenottomenetelmään ja kohdealueisiin liittyvää satunnaisvaihtelua. Näihin perustuen voidaan sitten määrittää tarvittavan aineiston koko niin, että päästään haluttuun testin voimaan. Hyvin yleisesti käytetty tavoite tilastollisen testin voimalle on 80 %.

Edellä esiteltyjen päätekijöiden lisäksi tilastollisen testin luotettavuus ja voima riippuvat myös siitä, kuinka hyvin testin pohjana oleva tilastollinen malli kuvaa todellista satunnaisvaihtelua. Tärkeimpiä mallissa huomioitavia tekijöitä ovat mahdollinen **heteroskedastisuus** (vaihtelun suuruuden riippuvuus esimerkiksi näytteenottopaikkojen välillä vaihtelevasta yksikkösaaliista) ja **korrelaatorakenteet** (esimerkiksi saman vuoden tai saman paikan saaliit voivat olla keskenään korreloituneita). Tilanteesta riippuen näiden tekijöiden huomioimatta jättäminen voi johtaa joko epäluotettavaan testiin (erot näyttäytyvät todellista merkitsevämpinä) tai heikentyneeseen voimaan (erot näyttäytyvät todellista vähemmän merkitsevinä).

Tarkkailussa kerättävien aineistojen riittävyttä mahdollisten vaikutusten havaitsemiseen tai niiden olemassaolon poissulkemiseen ei tarkkailujen yhteydessä edelleenkään arvioida, vaikka kalataloustarkkailujen kehittämistyöryhmä raportissaan (Työryhmä, 2008) totesi, että "huomion kiinnittäminen aineistojen ja testien voimakkuuksiin tulisi saada tulevaisuudessa vakiintuneeksi käytännöksi velvoitetarkkailujen suunnittelussa ja aineistojen analysoinnissa silloin kun aineiston keräämisessä käytetään otantaa."

Tämän raportin tavoitteena on esitellä perusmenetelmiä testin voiman arviointiin sekä tavoitteita vastaavan näytemäärän määrittämiseen ja demonstroida menetelmien käyttöä tyypillisten kalataloustarkkailuiden aineistoilla ja asetelmilla. Lisäksi tarkoituksena on tuottaa karkea yleiskuva siitä, minkä kokoluokan vaikutuksia kalataloustarkkailuissa viime vuosina kerätyillä aineistoilla on mahdollista luotettavasti havaita. Esimerkkeinä käytettävien verkkokoekalastus- ja sähkökoekalastusaineistojen mitoittaminen on perustunut osittain vesienhoidon seurantaa varten laadittuun ohjeistukseen (Olin ym. 2014), jota ei ole suunniteltu tarkkailujen tavoitteita silmällä pitäen. Työ toteutettiin osana *Euroopan meri- ja kalatalousrahaston* (EMKR) rahoittamaa kalatalouden ympäristöohjelmaa, jonka keskeisenä tavoitteena on edistää kalavarojen kestäväää käyttöä. Työtä on tuettu myös Luken strategisella rahoituksella (Projekti *Optimised resource usage for monitoring and computation*).

2. Aineistot

2.1. Sisävesien ja rannikon verkkokoekalastukset

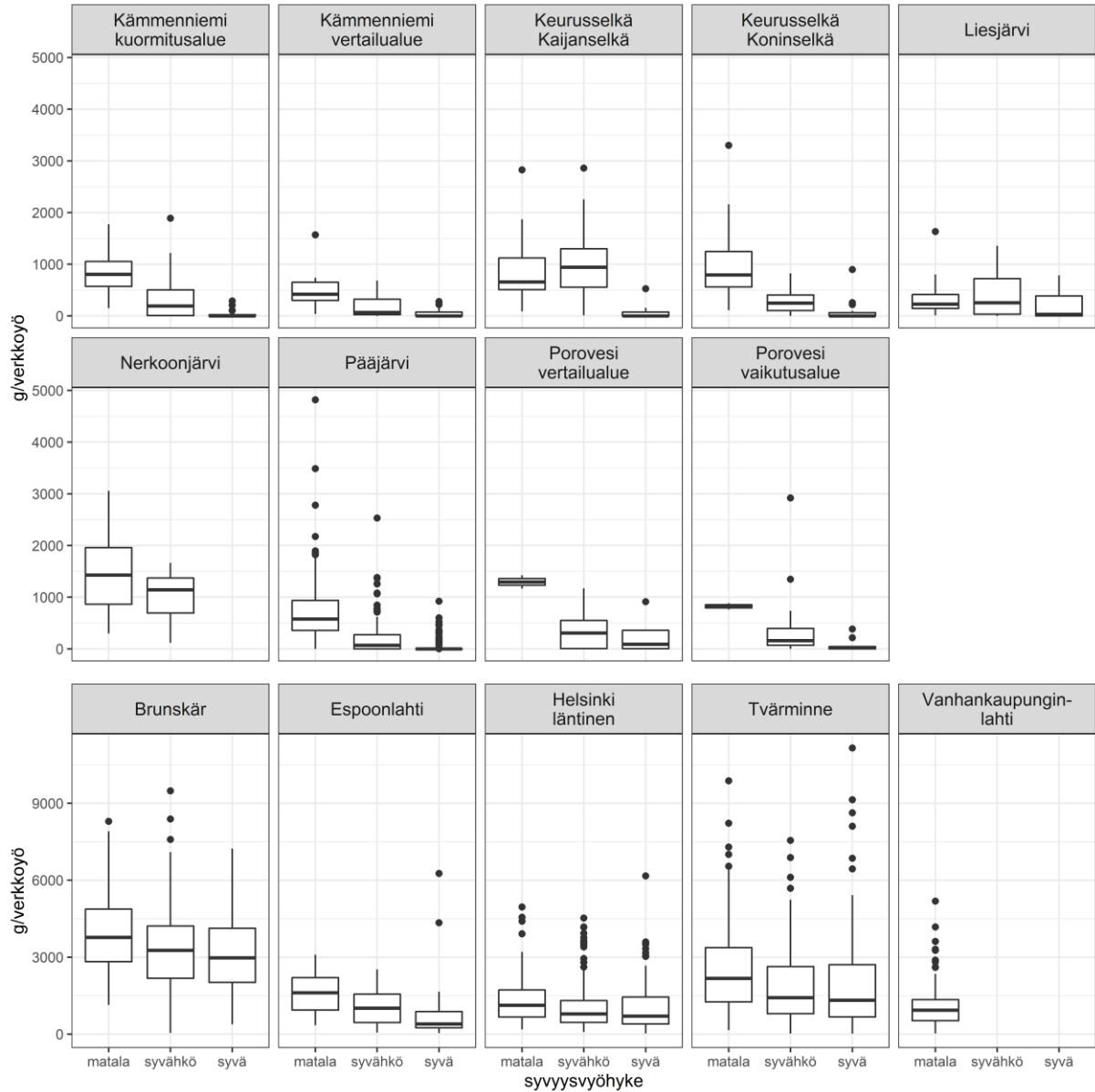
Tässä raportissa esitettävissä voimatarkasteluissa käytettävät saaliin satunnaisvaihtelun arviot ja mallit perustuvat koekalastusaineistoihin, joita on kerätty Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen (RKTL) ja Luonnonvarakeskuksen (Luke) toteuttamissa seurannoissa Helsingin ja Espoon edustan merialueella (Helsinki läntinen), Tvärminne edustan merialueella, Brunskärissä Saaris-tomerellä sekä Lopen Pääjärvellä. Näiden lisäksi käytettiin velvoitetarkkailuaineistoja, jotka liit-tyvät pääkaupunkiseudun (Espoonlahti, Vanhankaupunginlahti), Iisalmen (Nerkoonjärvi ja Po-rovesi), Jaakonsuon (Keurusselkä) ja Kämmenniemen (Näsijärvi) jätevedenpuhdistamoihin sekä Tammelan Liesjärven läheisyydessä sijaitsevaan turvetuotantoalueeseen. Satunnaisvaihtelun mallintamisessa käsiteltiin kaikkia Helsingin ja Espoon edustan koekalastusaineistoja myös yh-tenä kokonaisuutena (pääkaupunkiseudun ”tarkkailu”). Rannikkoalueen seurannoissa koekalas-tusaineistoja on kerätty vuosittain jo 15–16 vuoden ajan ja Lopen pääjärveltä oli käytettävissä seitsemän peräkkäisen vuoden aineistot. Velvoitetarkkailuaineistot ovat merkittävästi suppe-ampia, vaikkakin tähän tarkasteluun valitut kuuluvat laajimpien kansallisesta koekalastusrekis-teristä löytyvien tarkkailuaineistojen joukkoon. Voimatarkasteluiden esimerkeissä käytetään ahventen ja toisaalta särkikalojen (kaikki särkikalat laskettu yhteen) yksikkösaaliita (g/verk-koyö), jotka ovat tyypillisesti tarkkailussakin käytettäviä muuttujia. Sisävesien ja rannikon tark-kailuissa sekä seurannoissa käytettävissä yleiskatsausverkoissa on jonkin verran eroa, mutta voimatarkastelujen laskenta tapahtuu verkkotyyppistä riippumatta samalla tavalla.

Tarkastelusta rajattiin pois 20 metriä syvempiin kohtiin lasketut verkot, koska niitä esiintyi vain kahdessa kohteessa (Pääjärvi ja Näsijärvi). Myös jäljelle jääneiden syvyysvyöhykkeiden rajauk-sissa oli jonkin verran vaihtelua kohteiden välillä (Taulukko 1). Jatkossa syvyysvyöhykkeeseen ’0–3 m’ viitataan nimellä ’matala’, vyöhykkeet ’3–6 m’ ja ’3–10 m’ yhdistettiin vyöhykkeeksi ’sy-vätkö’ ja loput vyöhykkeeksi ’syvä’. Useilla alueilla näiden vyöhykkeiden välillä oli selkeä ero ahvensaaliissa (Kuva 1).

Trendeihin liittyvät voimatarkastelut pohjautuivat rannikon koekalastusten pidempiin aikasar-joihin (Taulukko 2). Brunskärin seurannan ahvensaalisaineistoa (Kuva 2) hyödynnettiin esimerk-kinä, jossa ei ole selkeää trendiä, pääkaupunkiseudun edustan seuranta-aineistoa (Helsinki län-tinen, 0Kuva 3) puolestaan esimerkkinä, jossa (kasvava) trendi on havaittavissa.

Taulukko 1. Verkkoöiden määrät seuranta-alueilla / tarkkailun osa-alueilla syvyyssvyöhykkeittäin.

Alue	Syvyyssvyöhyke					
	matala 0–3 m	syvätkö 3–6 m 3–10 m		syvä 6–10 m 6–12 m 10–20 m		
Sisävedet						
Kämmenniemi, kuormitusalue	16		18			18
Kämmenniemi, vertailualue	16		18			17
Keurusselkä, Kaijanselkä	24	24			22	
Keurusselkä, Koninselkä	24	25			18	
Liesjärvi	43	33			8	
Nerkoonjärvi	11		13			
Pääjärvi	168		168			125
Porovesi, vertailualue	2		18			4
Porovesi, vaikutusalue	2		13			9
Rannikko						
Brunskär	175	224		178		
Espoonlahti	25	25		23		
Helsinki läntinen	119	198		130		
Tvärminne	160	160		151		
Vanhankaupunginlahti	120					

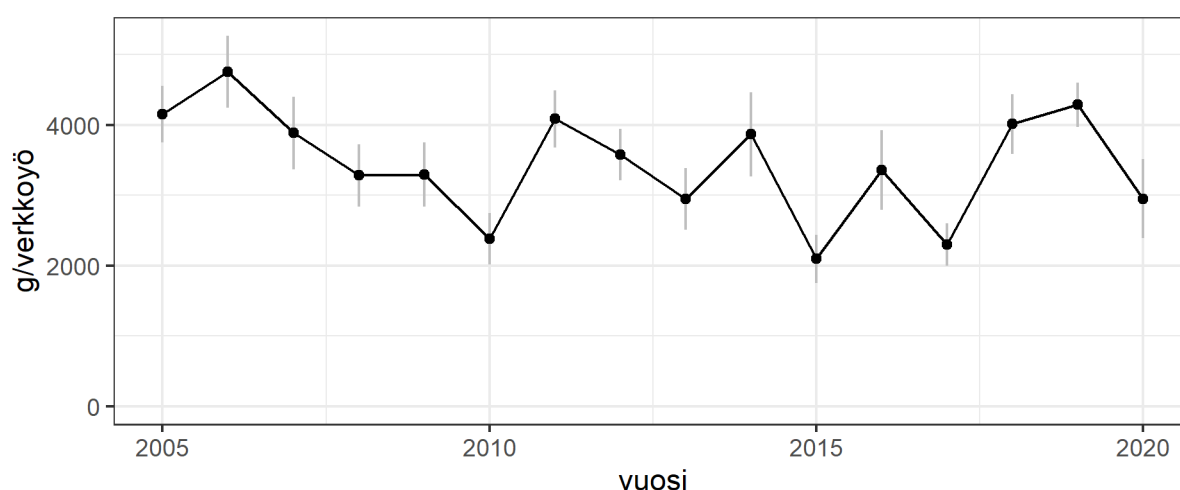


Kuva 1. Ahvenen yksikkösaaliin vaihtelu Taulukko 1 syvyysvyöhykkeittäin. Kaikissa sisävesien tarkkailuissa ja seurannoissa käytettiin syväköissä ja syvissä paikoissa sekä pohja-, että pinta-verkkoja, joissain myös välivesiverkkoja. Pohjaverkkojen osuus näissä vyöhykkeissä vaihteli Pääjärven 36 %:n ja Keurusselän 83 %:n välillä.

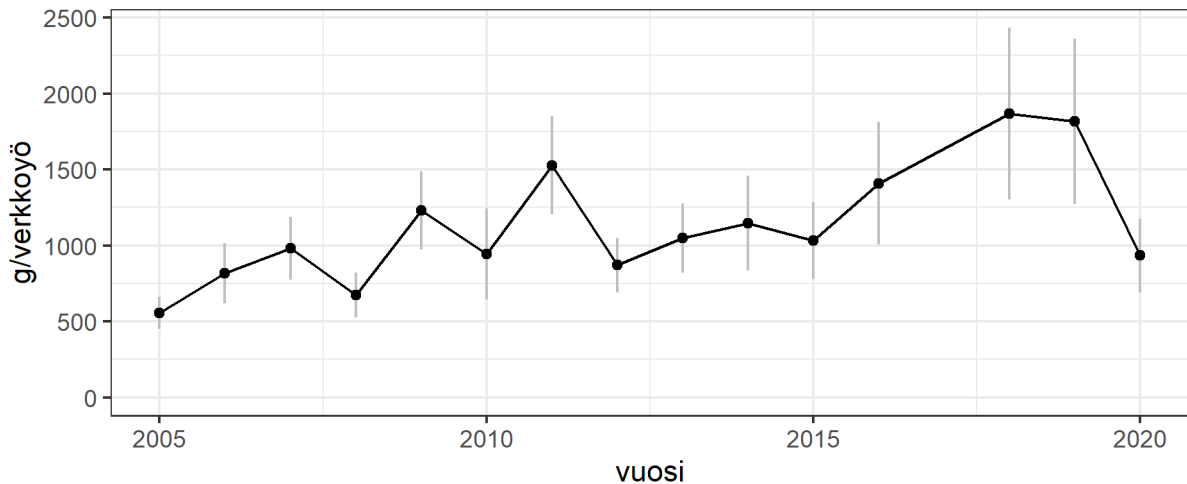
Taulukko 2. Tässä raportissa käytettyjen verkkokoekalastusaineistojen rakenne.

Alue	Alkuvuosi	Loppuvuosi	Koekalastus- vuosia	Verkkoja/ vuosi*
Kämmenniemi, kuor- mitusalue	2013	2016	2	26
Kämmenniemi, ver- tailualue	2013	2016	2	26
Keurusselkä, Kaijan- selkä	2009	2015	3	23
Keurusselkä, Konin- selkä	2009	2015	3	22
Liesjärvi	2011	2020	4	21
Nerkoonjärvi	2010	2019	4	6
Pääjärvi	2010	2018	7	66
Porovesi, vertailualue	2010	2019	4	6
Porovesi, vaikutus- alue	2010	2019	4	6
Brunskär	2005	2020	16	36
Espoonlahti	2012	2020	5	15
Helsinki läntinen	2005	2020	15	30
Tvärminne	2005	2020	16	30
Vanhankaupungin- lahti	2007	2020	8	15

*Osamäärä "verkkojen määrä tarkasteluun otetussa aineistossa / vuosien määrä" pyöristetty lähimpään kokonaislukuun.



Kuva 2. Ahvenen vuosittaiset yksikkösaaliit Brunskärin koekalastuksissa. Pystyviivoilla kuvataan vuosikeskiarvojen 95 % luottamusvälin karkeaa, riippumattomuus- ja normaalisuusoletuksiin perustuvaa arviota ($1.96 \times \text{saaliiden keskihajonta} / (\text{verkkoöiden määrä})^{1/2}$).



Kuva 3. Ahvenen vuosittaiset yksikkösaaliit pääkaupunkiseudun edustan seurannassa (Helsinki läntinen). Pystyviivoilla kuvataan vuosikeskiarvojen 95 % luottamusvälin karkeaa, riippumattomuus- ja normaalisuusoletuksiin perustuvaa arviota ($1.96 \times$ saaliiden keskihajonta / (verkkoöiden määrä)^{1/2}).

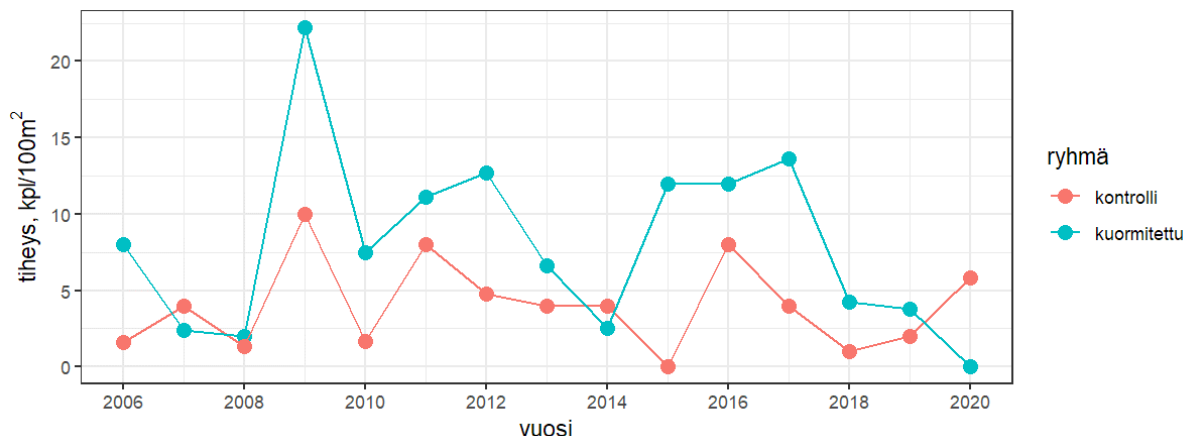
2.2. Virtavesien sähkökoekalastukset

Sähkökoekalastuksen aineistot ovat tyypillisesti kooltaan verkkokalastusaineistoja pienempiä. Kertäkäynnillä kalastettujen koealojen määrä, käyntikertojen välisten vuosien määrä sekä tarkkailun kokonaiskesto vaihtelevat suuresti eri tarkkailuohjelmien välillä. Koealakohtaisten kalastusten kokonaismäärä on usein korkeintaan 20 koko seuranta- tai tarkkailujaksolta.

Tässä raportissa tarkastellaan esimerkkeinä kolmea sähkökoekalastusaineistoa, jotka ovat kerätty osana kalataloudellisia velvoitetarkkailuja. Aineistot edustavat kolmea tyypillistä tarkkailutilannetta, joissa seurataan turvetuotannon ja kalanviljelyn mahdollisia vaikutuksia virtavesien kalakantoihin. Aineistot koottiin tilastolliseen tarkasteluun koekalastusrekisteristä ja tarkkailuraporteista. Yksinkertaisuuden vuoksi tarkasteluun otettiin vain kivisimppusaaliiden tiheys (kpl/100 m², laskettuna yhden poistopyynnin saaliista), sillä se oli ainoa kalalaji, jota näissä aineistoissa oli saatu saaliiksi useimpina tarkkailuvuosina ja useimmilta koekalastusaloilta. Kivisimppu on paikallinen pohjakala ja luokiteltu herkäsi lajiksi (Aroviita ym. 2012), joten se soveltuu ympäristön muutoksen havainnointiin.

Käytettävissä olleiden todellisten velvoitetarkkailuaineistojen ollessa yksilömäärien osalta pieniä sekä lajistoltaan yksipuolisia tai hajanaisia seurantavuosien välillä, tarkasteltiin lisäksi kivisimppujen ja taimenten tiheyden vaihtelua pitkäaikaisseurantakohteilta kerättyjen aineistojen avulla. Näillä kohteilla sähkökoekalastukset on tehty vuosittain Luken (Heikkilänjoki ja Isojoki: 1995–2020, Mustajoki: 2003–2020) ja Jyväskylän yliopiston toimesta (Könkköjoki: 1998–2020, Multianjoki: 2000–2020, Ohrajoki: 2000–2020, Rutajoki: 1991–2020). Seurantojen pääasiallisena tavoitteena on ollut luonnonvaraisesti lisääntyvien taimenkantojen seuranta.

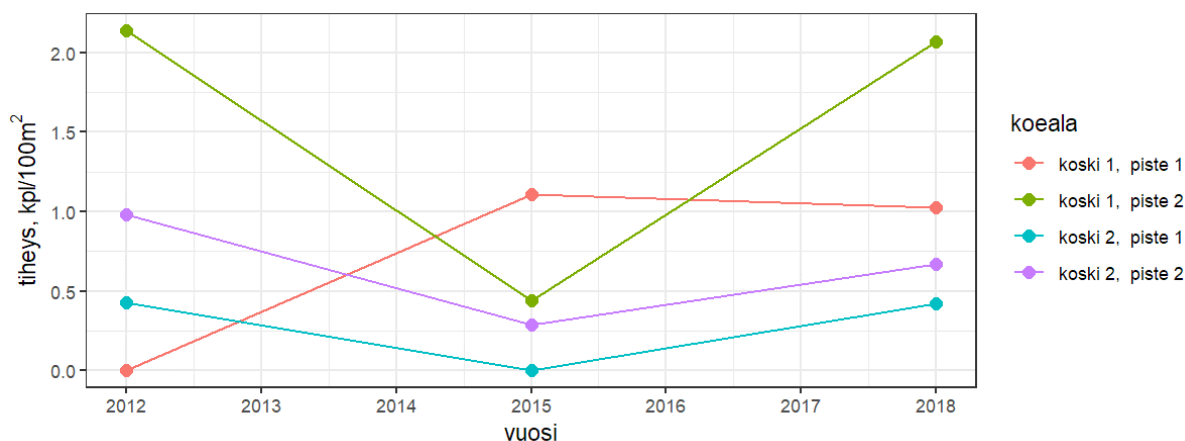
Ensimmäinen tarkasteltu aineisto on Summanjoen turvesuon velvoitetarkkailuaineisto vuosilta 2006–2020 (0Kuva 4). Tässä aineistossa on vuosittaiset koekalastukset turvesuon ylä- ja alapuolelta, joten nämä toimivat kontrolli- ja kuormituspisteinä. Aineistoa ajalta ennen tuotannon aloittamista ei ole, joten ala- ja yläjuoksun vertailussa paikkojen väliset erot (esim. elinympäristön rakenne) ja mahdolliset turvesuon vaikutukset ovat erottamattomasti yhdessä.



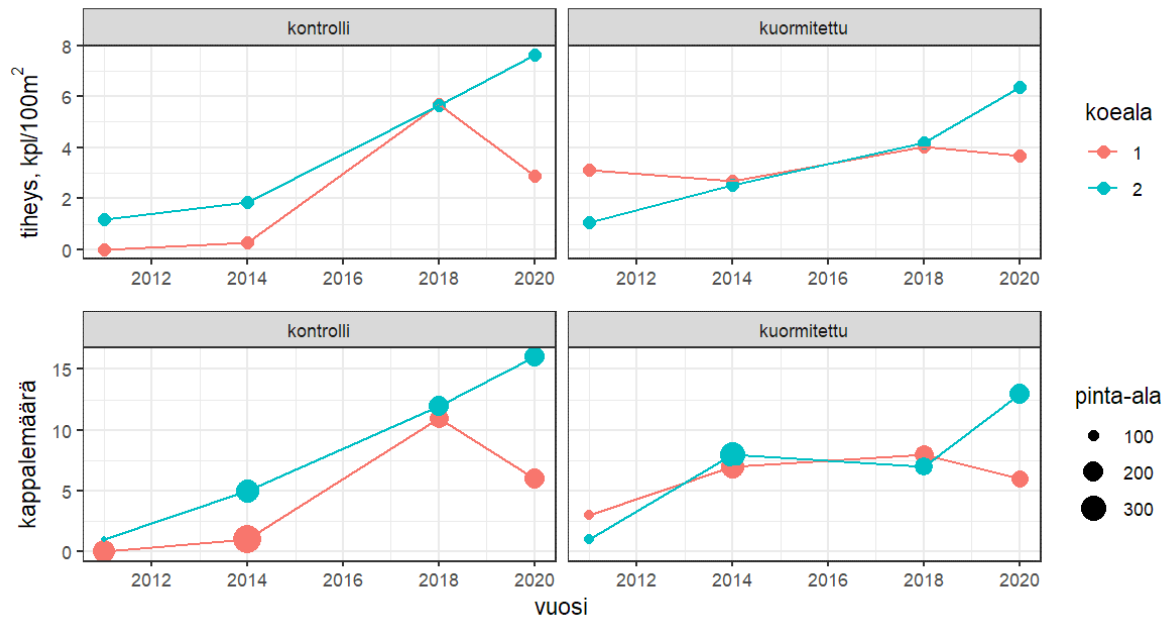
Kuva 4. Kivisimppujen tiheydet Summanjoen tarkkailun sähkökoekalastusaineistossa.

Toinen esimerkkiaineisto on Venekosken kalaviljelylaitoksen alajuoksun velvoitetarkkailuaineisto vuosilta 2012–2018 (Kuva 5). Koekalastuksia on tehty kolmena vuotena, ja jokaisella kerralla on kalastettu kahdelta koskelta kaksi koealaa. Aineistoa ei ole ajalta ennen kalaviljelylaitosta tai laitoksen purkupisteen yläpuolelta. Tästä aineistosta voidaan kontrolliaineistojen puuttuessa tarkastella vain mahdollisia muutoksia ajassa.

Kolmas esimerkkiaineisto on Teyrinsuon turvesuon velvoitetarkkailuaineisto vuosilta 2011–2020, josta on aineistoa neljältä vuodelta kahdelta koealalta turvesuon purkupisteen ylä- ja alapuolelta (Kuva 6). Kuvassa 6 on esitetty tiheyksien lisäksi myös kappalemäärät sekä käytetyt pinta-alat, joiden vaihtelusta keskustellaan myöhemmin. Tässä aineistossa on selvä trendi sekä kuormitetulla että kontrollialueella, ja sitä voidaan näin ollen käyttää esimerkkiaineistona tapauksesta, jossa ryhmien välillä on eroja sekä keskimääräisissä lähtötasoissa vuonna 2011 että trendien suuruuksissa. Aineistossa ei ole havaintoja ennen turvesuon perustamista.



Kuva 5. Kivisimppujen tiheydet Venekosken tarkkailun sähkökoekalastusaineistossa.



Kuva 6. Kivisimppujen tiheydet (ylemmät kuvat) sekä tiheyden laskemisessa käytetyt kappalemäärät (alarivi) Teyrinsuon tarkkailun sähkökoekalastusaineistossa. Alemmissä kuvissa on lisäksi havainnollistettu sähkökalastettujen koealojen pinta-alojen vaihtelua koekalastusalojen ja -vuosien välillä.

3. Menetelmät

3.1. Taustaa

Koekalastusaineistoihin perustuvaa kalakannan muutoksen tai alueiden välisten erojen tilastollista testaamista varten tarvitaan (usein implisiittisesti oletettu) tilastollinen malli. Yleisimmillään malli voi olla muotoa

$$Y_{ijt} \sim \pi(\mu_{ijt}, \sigma_{ijt}^2),$$

joka tulkitaan niin, että yhden verkkoyön saaliin määrää alueen i näytteenottopaikalla j vuonna t kuvataan satunnaismuuttujalla Y_{ijt} , jonka oletetaan noudattavan todennäköisyysjakaumaa π . Yleisesti ottaen tämän jakauman odotusarvo μ_{ijt} ja varianssi σ_{ijt}^2 voivat riippua alueesta, näytteenottopaikasta ja vuodesta, mutta testattavasta hypoteesista ja saaliin vaihteluun liittyvistä oletuksista riippuen voidaan jotkut näistä odotusarvoista ja variansseista asettaa yhtä suuriksi. Jos tarkkailun kohteena on esimerkiksi yksikkösaaliin ero vaikutus- ja vertailualueen välillä, niin odotusarvot oletetaan vuodesta riippumattomiksi $\mu_{ijt} = \mu_{ij}$ ja mahdollinen vaihtelu vuosikeskiarvoissa kuvataan mallin satunnaisosassa.

Tässä raportissa näytteenottopaikkojen välinen vaihtelu odotusarvoissa μ_{ijt} rajoittuu siihen, että eri syvyysvyöhykkeiltä otetuissa näytteissä voi verkkokoekalastuksen malleissa olla eri odotusarvo (vrt. Kuva 1 ja siihen liittyvä teksti). Näissä tarkasteluissa oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi samat alueiden väliset suhteelliset erot ja/tai trendit kaikissa syvyysvyöhykkeissä.

Kahden riippumattoman otoksen t -testi on yksinkertainen tapa arvioida aluekohtaisten yksikkösaaliiden erojen tilastollista merkitsevyyttä. Näytteenottopaikasta riippumattomien odotusarvojen tapauksessa $\mu_{ij} = \mu_i$ nollahypoteesina on $H_0: \mu_1 = \mu_0$, missä μ_0 on vertailualueen ja μ_1 vaikutusalueen yksikkösaaliin odotusarvo.

t -testi on eksakti, jos π on normaalijakauma ja satunnaismuuttujat Y_{jk} keskenään riippumattomia. Lievät poikkeamat normaalijakaumasta eivät yleensä ole vaarallisia, mutta riippumattomuusoletus on kriittinen: Jos vuosien välinen satunnaisvaihtelu poikkeaa merkittävästi näytteenottopaikkojen välisestä vaihtelusta, niin sama kokonaisnäyttemäärä voi johtaa hyvin erilaisiin keskiarvon variansseihin erilaisilla näytteenottopaikkojen ja -vuosien määrän suhteilla. Luotettavampiin testeihin päästään malleilla, jotka sisältävät varianssien σ_{ijt}^2 hajotelman vuosien ja paikkojen välisiin komponentteihin.

Satunnaisvaihteluun liittyvien riippuvuusrakenteiden lisäksi toinen tärkeä huomioitava tekijä tilastollisten testien taustalla olevan mallin määrittelyssä on varianssin ja odotusarvon välinen riippuvuus (heteroskedastisuus). Yleisen ei-negatiivisiin satunnaismuuttujiin liittyvän lainalaisuuden mukaisesti saaliiden varianssin voi olettaa pienenevän, kun odotusarvo lähestyy nollaa. Esimerkiksi verkkokalastusaineistoissa on havaittavissa merkittäviä syvyysvyöhykkeiden välisiä eroja yksikkösaaliissa ja saaliiden hajonta kasvaa yksikkösaaliin odotusarvon mukana (Kuva 1). Näin ollen aluekohtaisen yksikkösaaliin estimaattorin varianssi riippuu näyttemäärän lisäksi siitä, miten näytteenottopaikat ovat jakautuneet syvyysvyöhykkeisiin.

Yksinkertaisin työkalu yksikkösaaliin muutoksen tilastollisen merkitsevyyden testaamiseen on lineaarinen regressiomalli, jossa

$$\mu_{ijt} = a_{ij} + b_i t.$$

Log-lineaarinen regressiomalli

$$\eta_{ijt} = \log(\mu_{ijt}) = \alpha_{ij} + \beta_i t \quad (1)$$

on kuitenkin monessa suhteessa luontevampi:

- mallin mukaiset odotusarvot ovat aina positiivisia kaikilla mahdollisilla parametrien α_{ij} ja β_i arvoilla,
- vuosittaiset **suhteelliset** muutokset ovat (alueittain) vakioita: $\mu_{ijt}/\mu_{ij,t-1} = \exp(\beta_i)$,
- yksinkertaistettu malli $\beta_{ij} = \beta_i$ johtaa samaan **suhteelliseen** muutokseen kaikilla näytteenottopaikoilla.

Lisäksi log-lineaarinen malli soveltuu hyvin odotusarvosta riippuvan varianssin mallintamiseen: Yleistettyjen lineaaristen mallien yleiskäyttöisillä työkaluilla voidaan helposti sovittaa log-lineaariset mallit, joissa varianssi on suoraan verrannollinen odotusarvoon (Poisson-regressio) tai odotusarvon neliöön (Gamma-regressio).

Kaikissa tässä raportissa esitettävissä perustarkasteluissa käytetään tilanteeseen soveltuvaa versiota mallista (1). Alueiden $i = 0$ ja $i = 1$ välisen trendieron tarkastelussa nollahypoteesina on $H_0: \beta_1 = \beta_0$. Yksikkösaaliin alueiden välisen eron merkitsevyytarkastelussa oletetaan $\beta_i = 0$ ja $\alpha_{ij} = \alpha_i + \gamma_j$, missä γ_j on näytteenottopaikkaan j liittyvä, aluekeskiarvosta α_i riippumaton poikkeama, ja testataan nollahypoteesia $H_0: \alpha_1 = \alpha_0$. Yhden alueen trenditarkastelusta aluindeksi i tippuu luonnollisesti pois ($H_0: \beta = 0$), ja näytteenottopaikasta riippumattomien odotusarvojen tapauksessa (esim. sähkökoekalastukset) indeksi j tippuu pois. Vertailun vuoksi raportissa esitetään myös yksinkertaisimpien mahdollisten t -testien tuloksia.

Tarkastelut noudattavat seuraavaa yleistä kaavaa:

- Arvioidaan satunnaisvaihtelun varianssikomponentteja (vuosien välinen vaihtelu, näytteenottopaikkojen välinen vaihtelu, selittämätön satunnaisvaihtelu) kumpaakin tarkkailutyyppiä (verkko- vs. sähkökoekalastukset) mahdollisimman hyvin edustavista aineistoista ja asetetaan myös odotusarvojen vertailutasot (vertailualueen odotusarvot keskiarvotarkasteluissa, ensimmäisen vuoden odotusarvot trenditarkasteluissa) näiden aineistojen mukaisiksi.
- Varioidaan tarkkailuasetelmaa (näytteenottovuosien ja -paikkojen määrä) tyypillisiä tarkkailuja vastaavasti.
- Arvioidaan tilastollisten testien voimaa erilaisilla vaikutuksen suuruuden skenaarioilla olettaen tarkkailuaineiston muodostuvan mallin (1) mukaisesti edellä arvioiduilla variansseilla ja olettaen lisäksi, että tilastollinen testaus perustuu malliin (1) tarkkailuaineistosta estimoiduilla variansseilla.

Vaikutuksen suuruutta kuvataan odotusarvojen suhteellisella erolla. Kahden alueen välisessä keskiarvovertailussa vaikutuksen suuruus on yksinkertaisesti

$$d = (\mu_{0jt} - \mu_{1jt})/\mu_{0jt} = 1 - \exp(\alpha_1 - \alpha_0)$$

(mallin mukaan odotusarvojen suhde ei riipu näytteenottopaikoista eikä -vuosista), yhden alueen trenditarkastelussa $d = (\mu_{j0} - \mu_{jT})/\mu_{j0} = 1 - \exp(\beta T)$, missä $t = 0$ on ensimmäinen ja $t = T$ viimeinen näytteenottovuosi, ja kahden alueen välisessä trendivertailussa

$$d = 1 - \frac{\mu_{1jT}/\mu_{1j0}}{\mu_{0jT}/\mu_{0j0}} = 1 - \exp\{(\beta_1 - \beta_0)T\}.$$

Testin voima voidaan joissain tapauksissa laskea analyttisesti. Toinen vaihtoehto on simulointi:

- Tuotetaan N kappaletta oletetun tilastollisen mallin, vaikutuksen suuruuden ja tarkkailuasetelman mukaisia hypoteettisia tarkkailuaineistoja.
- Lasketaan tilastollisen testin tulos jokaiselle aineistolle erikseen.
- Arvioidaan testin voimaa suhteellisella frekvenssillä M/N , missä M on niiden aineistojen määrä, joista testi indikoi tilastollisesti merkitsevää eroa/muutosta.

3.2. Verkkokoekalastukset

3.2.1. Mallioletukset

Verkkokoekalastusten voima-analyysit perustuivat malleihin, joissa kaavan (1) mukaisten odotusarvojen vakiotermit α_{ij} ovat vakioita kunkin alueen syvyysvyöhykkeiden sisällä: $\alpha_{ij} = \alpha_{i,sv(j)}$, missä $sv(j)$ viittaa verkkopaikan j syvyysvyöhykkeeseen ('matala', 'syvä', 'syvä'; ks. Kuva 1 ja siihen liittyvä teksti). Varianssien σ_{ijt}^2 komponenttien arviointiin käytettiin sekamallitekniikkaa, jossa kuhunkin näytteenottopaikkaan j ja tarkkailuvuoteen t liitetään aluekohtaiset satunnaisefektit z_{ij} ja w_{it} , jotka kuvaavat paikkaan j ja vuoteen t liittyvän yksikkösaaliin poikkeamaa mallin (1) mukaisesta odotusarvostaan.¹ Satunnaisefektien arvoilla ehdollistettujen satunnaismuuttujien $Y_{ijt}|z_{ij}, w_{it}$ vaihtelua kuvataan yleistetyllä lineaarisella mallilla, jossa ehdolliselle odotusarvolle $\varphi_{ijt} = E(Y_{ijt}|z_{ij}, w_{it})$ oletetaan log-lineaarinen rakenne

$$\log(\varphi_{ijt}) = \eta_{ijt} + z_{ij} + w_{it} \quad (2)$$

ja varianssi kytkeytyy odotusarvoon valitun varianssifunktion V mukaisesti

$$\text{Var}(Y_{ijt}|z_{ij}, w_{it}) = \phi_i V(\varphi_{ijt}). \quad (3)$$

Satunnaisefektit z_{ij} ja w_{it} oletettiin realisaatioiksi todennäköisyysjakaumista, joiden odotusarvo on aina 0 ja joiden varianssit $\sigma_{z,i}^2$, $\sigma_{w,i}^2$ mittaavat näytteenottopaikkojen ja -vuosien välistä vaihtelua; dispersioparametri ϕ_i mittaa puolestaan näillä tekijöillä ja odotusarvorakenteella selittämättä jääneen satunnaisvaihtelun suuruutta. Parametrien $\sigma_{a,i}^2$, $\sigma_{b,i}^2$ ja ϕ_i arvot oletettiin yhtä suuriksi kaikilla saman tarkkailun tai seurannan osa-alueilla, mutta niiden annettiin vaihdella tarkkailusta toiseen.

3.2.2. Varianssifunktion valinta ja voima-analyysien toteutus

Edellä kuvattujen mallioletusten ja varianssifunktion V valinnan lisäksi kuhunkin voima-analyysiin on kiinnitettävä parametrien $\alpha_{sv(j)}$, σ_z^2 , σ_w^2 ja ϕ arvot. Näiden valinnassa hyödynnettiin kappaleessa 2.1 esiteltyjä koekalastusaineistoja. Varianssifunktion valinta perustui alueittain, syvyysvyöhykkeittäin ja vuosittain laskettujen yksikkösaaliiden ja verkkoyökohtaisten saaliiden hajontojen välisen yhteyden eksploraatiiviseen tarkasteluun. Parametrien valinnan yksityiskohdat esitetään kappaleissa 3.2.3 ja 3.2.4.

¹ Jos kustakin verkkopaikasta on vain yksi kalastus, niin satunnaiskomponentti z_{ij} jää mallista pois.

Voimatarkastelut toteutettiin simuloimalla (vrt. kappale 3.1). Yhden simuloidun tarkkailuaineiston tuottamiseksi generoitiin jokaiselle tarkasteltavan tarkkailuasetelman mukaiselle pyyntipaikalle ja -vuodelle omat satunnaisefektinsä z_j ja w_t ja niihin pohjautuvat hypoteettiset saaliit Y_{ijt} kaavan (2) mukaisilla ehdollisilla odotusarvoilla ja kaavan (3) mukaisilla variansseilla. Kullakin hypoteettisella tarkkailualueella pyyntipaikkojen oletettiin jakautuvan tasan kolmeen syvyysvyöhykkeeseen ('matala', 'syvä', 'syvä'). Joissakin tapauksissa simulointi toteutettiin sekä "toistomittausasetelmana" (samat paikkaefektit joka vuosi) että joka vuosi uudelleen valituilla paikoilla (uudet paikkaefektit joka vuosi). Kustakin näin tuotetusta hypoteettisesta tarkkailuaineistosta arvioitiin vaikutuksen (alueiden tai ajanjaksojen välisen eron, nollasta poikkeavan trendin tai trendien eron) tilastollista merkitsevyyttä sovittamalla aineistoon edellä kuvatus kaltaisen malli ja testaamalla, poikkeavatko estimoidut vaikutusparametrit ($\alpha_1 - \alpha_0$, β tai $\beta_1 - \beta_0$) merkitsevästi nolasta.

Vertailun vuoksi simuloiduista tarkkailuaineistoista arvioitiin yksikkösaaliin alueiden välisen eron tilastollista merkitsevyyttä myös Studentin t -testillä, joka ei huomioi heteroskedastisuutta eikä paikka- ja vuosiefekteistä johtuvia riippuvuusrakenteita.

3.2.3. Yksikkösaaliin alueiden tai jaksoiden (ennen–jälkeen vaikutuksen alkamisen) välisen eron merkitsevyys

Monipuolisimmat voima-analyysit esitetään tasoeroihin liittyvissä tarkasteluissa: alueiden välinen ero yksikkösaaliissa tai ero ennen toiminnan aloittamista ja sen jälkeen. Nämä kaksi tapusta ovat muuten analogisia, paitsi että

- alueiden välisen eron tarkastelussa oletetaan samat vuodet (samat vuosiefektit) molemmilla alueilla, ennen–jälkeen tilanteessa tietysti eri vuodet ja
- ennen–jälkeen tilanteessa voidaan kalastaa joko samat paikat jokaisena tarkkailuvuotena tai valita joka vuosi uudet paikat.

Malliparametrien arvot estimoitiin kustakin tarkkailusta tai seurannasta erikseen sovittamalla kunkin aineistoon oma mallinsa, jossa sallittiin tarkkailun osa-alueiden sekä syvyysvyöhykkeiden välinen vaihtelu saaliin odotusarvossa, mutta oletettiin sen olevan ajassa vakio (ei trendiä)²: $\eta_{ijt} = \alpha_{i,sv(j)}$.

Satunnaisefekteistä ja jäännösvaihtelusta muodostuvan kokonaisvarianssin estimoimiseksi malli (2)/(3) sovitettiin aineistoihin muodossa

$$\log(\phi_{ijt}) = \eta_{ijt} + z_{ij} + w_{it} + e_{ijt},$$

missä e_{ijt} on jäännösvaihtelua kuvaava satunnaisefekti odotusarvolla 0 ja varianssilla $\sigma_{e,t}^2$, jolloin kaavan (3) $\phi_i \equiv 1$. Toisin sanoen ylidispersio mallinnettiin havaintotason satunnaisefektinä. Suurinta/pienintä satunnaisvaihtelua valittiin edustamaan sen tarkkailun aineistosta estimoitu parametrijoukko, jossa varianssikomponenttien summa $\sigma^2 = \sigma_z^2 + \sigma_w^2 + \sigma_e^2$ oli suurin/pienin.

Hypoteettisten tarkkailuaineistojen simulointeja toteutettiin kahdella eri joukolla kappaleessa 2.1 esitellyistä aineistoista estimoituja parametreja, joiden mukaiseksi asetettiin hypoteettiset

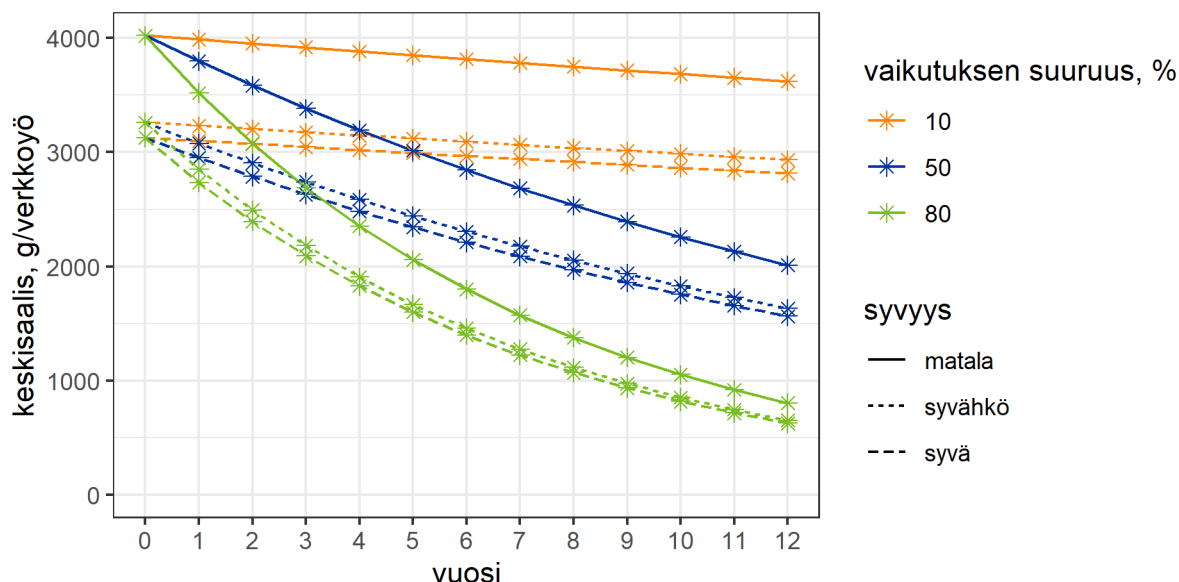
² Jos/kun tämä oletus ei pidä paikkansa kaikkien tarkkailujen osalta, niin suurimman vaihtelun "ääritilanteeseen" voi tulla hieman liikaa vaihtelua ja "heikoimpien" testien voima sen myötä lievästi aliarvioitua. Toisaalta jossain voi olla vielä suurempi vaihtelu kuin yhdessäkään tässä tarkastellussa tarkkailussa

vertailualueen tai -jakson syvyysvyöhykkeittäiset yksikkösaaliit sekä hypoteettisiin tarkkailuaineistoihin simuloitu vaihtelu. Parametrijoukot pyrittiin valitsemaan niin, että ne edustaisivat esimerkkiaineistojen ”ääripäitä”: suurin vs. pienin odotettavissa oleva satunnaisvaihtelu näytteiden välillä, eli heikoin vs. paras odotettavissa oleva testin voima.

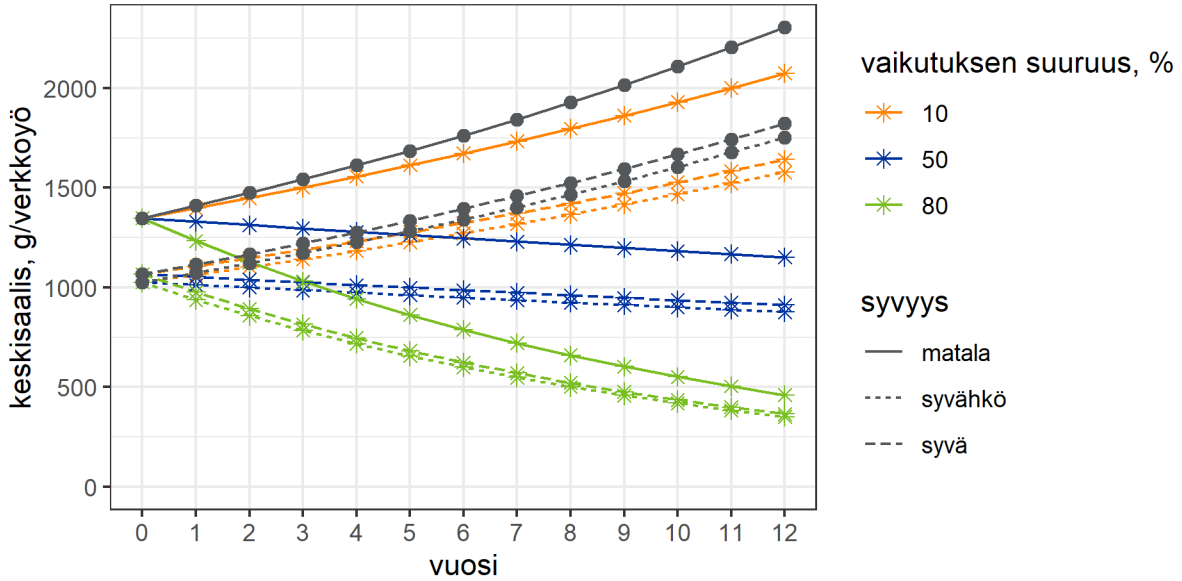
3.2.4. Trendin ja trendien eron merkitsevyys

Trendianalyyseissä tarkkailun oletettu kesto kiinnitettiin 13 tarkkailuvuoteen ($T = 12$). Trendin merkitsevyydestin voima-analyyseissä vaikutuksen suuruuden tulkinta on ”yksikkösaaliin suhteellinen muutos 12 vuodessa” (kesästä $t = 0$ kesään $t = 12$; Kuva 7) ja trendien eron tarkastelussa vaikutusalueen yksikkösaaliin suhteellinen ero vertailualueen yksikkösaaliiseen vuonna $t = 12$, kun alkuvuoden $t = 0$ yksikkösaaliit ovat molemmilla alueilla samat (Kuva 8). Tarkkailuvuosien määrää varioitiin siten, että kaikissa vaihtoehdoissa oli mukana kesät 0 ja 12 ja niiden välissä kalastuksia yhden, kahden, kolmen ja neljän vuoden välein, jolloin näytteenottovuosia oli vastaavasti 13, 7, 5 ja 4.

Yhdellä alueella havaitun yksikkösaaliin muutoksen (trendi) ja kahden alueen muutoksen eron tarkastelussa pyyntipaikat pidettiin koekalastusohjeistuksen (Olin ym. 2014) mukaisesti samoina vuodesta toiseen. Trendin merkitsevyydestin voimatarkasteluja varten simuloitiin hypoteettisia aineistoja parametrioilla, jotka estimoitiin sovittamalla Brunskärin ahvenaineistoon (Kuva 2) malli, jossa ei ole trendiä ($\beta = 0$). Kahden alueen trendin eroon liittyvissä tarkasteluissa hypoteettisen vertailualueen aineistot simuloitiin puolestaan pääkaupunkiseudun edustan seurannan (Helsinki läntinen) ahvenaineistoon (Kuva 2) sovitettuna log-lineaarisen trendimallin parametreilla (Kuva 8). Tässä tapauksessa vertailualueen trendi on kasvava (tummanharmaat viivat) kuten myös oletetun vaikutusalueen, jos vaikutuksen suuruus on 10 % (oranssit viivat). Jos taas vaikutuksen suuruus on 50 % tai 80 %, on vaikutus jo niin suuri, että trendi kääntyy laskevaksi (siniset ja vihreät viivat).



Kuva 7. Brunskärin syvyysvyöhykkeittäisten ahvenen yksikkösaaliiden (Taulukko 6) mukaiset tarkkailun alkuvuoden $t = 0$ keskisaaliit ja kolmella voimatarkasteluissa käytetyllä vaikutuksen suuruuden d arvolla generoidut yksikkösaaliit hypoteettisen 12 vuoden tarkkailun muille vuosille.



Kuva 8. Pääkaupunkiseudun edustan seurannan (Helsinki läntinen) ahvensaalisaineistoon sovitettua trendimallin mukainen syvyysvyöhykkeittäisten yksikkösaaliiden kehitys (”vertailualueen” trendi; tummanharmaat pallot) ja kolmella trendien eron testaamisen voimatarkasteluissa käytetyllä vaikutuksen suuruuden d arvolla generoidut hypoteettisten vaikutusalueiden yksikkösaaliiden odotusarvojen aikasarjat (tähdet).

Trenditarkasteluihin liittyviin simulointeihin tarvittavat parametrit (yksikkösaaliiden lähtötaso ja – trendien eron tapauksessa – vertailualueen trendi sekä varianssit) valittiin rannikon seuranta-aineistoista, koska niissä oli selkeästi suurin määrä vuosia (15 ja 16 vuotta). Satunnainen vuosien välinen vaihtelu saadaan parhaiten erotettua systemaattisesta muutoksesta, kun aikasarja on mahdollisimman pitkä. Tämä on erityisen tärkeää silloin, kun arvioidaan trenditestien voimaa aineistoista, joissa kalastusvuosia on suhteellisen vähän. Simuloiduista tarkkailuaineistoista trendin merkitsevyyden testaus toteutettiin mallilla, josta vuosiefekti jätettiin pois (vaikkakin se siis olikin mukana simuloiduissa aineistoissa). Tämä siksi, että vuosiefektin varianssin estimointi yhtäaikaaisesti trendin estimoinnin kanssa on epäluotettavaa, jos näytteenottovuosia on vähän.

3.3. Sähkökoekalastukset

Sähkökoekalastusaineistojen pienten kokojen takia varianssihajotelma yksinkertaistettiin Poisson-otannan vaihteluun. Yhden koealan saaliin kappalemäärän keskiarvon oletettiin noudattavan yksittäisessä aineistossa log-lineaarista mallia

$$E(Y_{jt}) = \lambda_{jt} = \mu_{jt} A_{jt}$$

$$\log(\mu_{jt}) = \alpha_j + \beta_j t.$$

Tässä j indikoi seurannan vertailu- ($j = 0$) tai vaikutusalueita ($j = 1$), ja A_{jt} on sähkökalastetun koealan pinta-ala. Tarkemmat vaikutukset, kuten vertailu- tai vaikutusalueella olevien koealojen vaihtelu, jätettiin pois koska niiden luotettavuuden estimointiin ei usein ollut riittävästi toistoja.

Lukumäärähavaintojen varianssin oletettiin kasvavan lineaarisesti odotusarvon mukaan,

$$\text{Var}(Y_{jt}) = \phi \lambda_{jt},$$

jossa tavalliselle Poisson-mallille kulmakerroin ϕ on 1. Kerroin oli tarkastelluissa aineistoissa aina suurempi kuin 1, mikä on merkki siitä, että Poisson-malli aliarvioi aineiston satunnaisvaihtelua eli malli ei pysty selittämään kaikkea poikkeamaa keskiarvosta. Mallin satunnaisvaihtelua kutsutaan dispersioksi, ja tästä syystä kerrointa ϕ kutsutaan *ylidispersio*-kertoimeksi.

Voiman laskemiseen käytettiin regressioestimaattien normaalisuusarvioon pohjaavaa z-testin voimakavaa,

$$\text{voima} = P(|z| > q) = \Phi(-1.96 - z) + (1 - \Phi(1.96 - z))$$

missä Φ on standardinormaali-jakauman kertymäfunktio, z on keskihajonnalla skaalattu tunnusluku, esimerkiksi kahden ryhmän keskiarvojen erotus $z = (\alpha_1 + \alpha_0)/\sigma$, ja $q = 1.96$ on asetettuun 5 %:n virhetasoon liittyvä raja-arvo. Huomioitava ero lineaariseen malliin on se, että mallin epälineaarisuudesta johtuen trendin $\beta \neq 0$ havaitsemisen voimaan vaikuttaa olennaisesti myös alkuhetken tiheys α . Voimalaskuissa ylidispersiokorjaus toteutettiin kertomalla regressiosovitteiden kovarianssit, ja sitä myöten oheisen kaavan keskihajonnat σ , havaitulla ylidispersio-kertoimella.

Valittujen kolmen aineiston avulla havainnollistettiin keskimääräisten kalatiheyksien alue-erojen, kalatiheyden aikatrendin sekä trendin alue-erojen tilastollista testausta. Aineistoista estimoitiin aina vertailuryhmän tiheys sekä ylidispersio-parametri, sekä tarpeen mukaan vaikutusalueen tiheys sekä trendi. Mikäli ei toisin mainittu, parametrit, joiden vaikutus voimaan ei ole sen hetkisen kiinnostuksen kohteena, pidettiin kiinnitettyinä aineistoista saatuihin estimaatteihin. Kuten edellä, analyyseissä kiinnitettiin hypoteettisten tarkkailujen pituus 12 vuoteen, alkuhetken ollessa vuosi $t = 0$. Tehokäyrät laskettiin tilanteisiin, joissa koekalastuksia tehdään 2, 3 tai 4 vuoden välein ja joissa vuotuisten kalastusten määrä vaihteli esimerkiksi riippuen yhden ja neljän koealan välillä per alue. Hypoteettisten tarkkailujen kalastettujen koealojen kokonaismäärät per alue vaihtelivat siis välillä 4–28.

Voimakäyrät esitetään koko 12 vuoden tarkkailujakson aikana tapahtuneen muutoksen funktiona, ja muutos ilmoitetaan suhteessa alkuhetken tiheyteen. Alkuhetken tiheys asetettiin aineistossa havaittuihin tiheyksiin, joten trenditarkasteluissa trendin yksikkö on prosenttia alku-tilasta per 12 vuotta. Näin raportointi vastaa tilannetta, jossa vuoden 12 aineistokeruun jälkeen analysoitaisiin koko kerätty aineisto.

Aineistojen keruun sähkökalastuksen pinta-alat vaihtelivat (29–806 m²; Taulukko 3). Pinta-alalla ja sen vaihtelulla on yleensä merkittävä vaikutus tilastolliseen voimaan. Tämän raportin perustarkasteluissa käytettiin yksinkertaistettuja analyysejä, joissa voimakäyrät laskettiin keskiarvoistamalla pinta-alavaihtelun yli käyttäen bootstrap-menetelmää (eli arpomalla kuvitteellisten kalastusten pinta-alat useaan kertaan havaituista arvoista ja sitten keskiarvoistamalla). Lisäksi tehtiin erikseen tarkastelu, jossa pinta-alan vaikutus tuotiin esiin vertaamalla testin voimaa tilanteisiin, joissa olisikin käytetty kauttaaltaan pieniä tai suuria pinta-aloja.

Taulukko 3. Sähkökalastusaineistoissa käytettyjen pinta-alojen (m²) minimi, 10, 50 ja 90 % kvantiilit sekä maksimit. Taulukossa mukana kolmen esimerkkitarvikkeen (Summanjoki, Venekoski, Teyrinsuo) lisäksi Luonnonvarakeskuksen ja Jyväskylän yliopiston pitkäaikaissuranta-aineistoja.

Aineisto	Pinta-alojen kvantiilit				
	min	10 %	50 %	90 %	max
Summanjoki	60	63	100	200	240
Venekoski	180	217	274	386	435
Teyrinsuo	86	96	207	295	388
Heikkilänjoki	125	266	403	767	806
Isojoki	87	205	338	355	376
Mustajoki	40	76	123	231	320
Könkköjoki	27	77	116	170	209
Multianjoki	34	63	94	142	221
Ohrajoki	32	65	91	135	186
Rutajoki	29	66	101	170	300

4. Tulokset

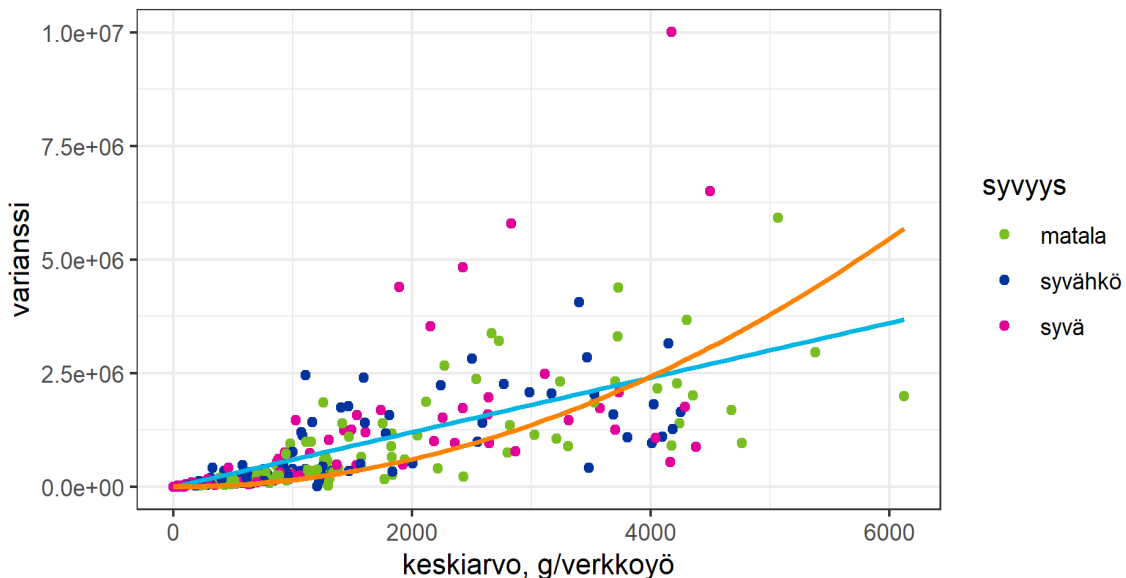
4.1. Verkkokoekalastukset

4.1.1. Voima-analyysien mallit ja parametrit

Voima-analyysien simulointeihin ja merkitsevyystesteihin valittiin kvadraattinen varianssifunktio $V(\varphi) = \varphi^2$, joka kuvasi verkkokoekalastusaineistoissa havaittua ahvenen yksikkösaaliin vaihtelua selkeästi paremmin kuin lineaarinen varianssifunktio (Taulukko 4).

Oletetun vertailu- ja vaikutusalueen välisen eron havaitsemisen voima-analyysi toteutettiin sekä ahvenen että särkikalojen yksikkösaalisaineistoihin perustuvilla parametriestimaateilla (Taulukko 4–Taulukko 6); muut analyysit toteutettiin ainoastaan ”ahvenparametreilla”.

Ahvensaaliisiin liittyvä satunnaisvaihtelu oli selkeästi suurempaa sisävesien kuin rannikon verkkokoekalastuksissa (Taulukko 4). Suuren satunnaisvaihtelun ääritilannetta kuvaamaan valittiin Liesjärven tarkkailuaineistoon sovitettu malli ja pienen satunnaisvaihtelun ääritilannetta kuvaamaan Brunskärin seuranta-aineistoon sovitettu malli. Todennäköisesti valtaosa sisävesien ja rannikkoalueiden tarkkailuista sijoittuu satunnaisvaihtelun osalta näiden ääripäiden väliin. Lisämen tarkkailun pienestä verkkopaikkojen määrästä (Taulukko 2, Nerkoönjärvi ja Porovesi) johtuen sen aineistoista estimoitu, muista selvästi poikkeava paikkojen välinen varianssi arvioitiin epäluotettavaksi.



Kuva 9. Ahvensaaliiden varianssin riippuvuus keskiarvosta. Kukin keskiarvo ja varianssi on laskettu yli verkkopaikkojen koekalastuksista, jotka ovat samalta alueelta, syvyysvyöhykkeeltä ja vuodelta. Oranssi/turkoosi viiva: aineistoon sovitettu kvadraattinen/lineaarinen varianssifunktio.

Brunskärin aineistosta estimoituja parametreja käytettiin myös trendin merkitsevyyteen liittyvien voimatarkastelujen vertailuaineistojen simulointiin. Kahden alueen trendien väliseen eroon liittyvissä voimatarkasteluissa vertailuaineistot simuloitiin pääkaupunkiseudun edustan seuranta-aineistosta (Helsinki läntinen) estimoiduilla parametreilla.

Taulukko 4. Ahvensaaliiden tarkkailu- tai seurantakohtaiset varianssihajotelmat. Pääjärven aineistosta ei voitu estimoida verkkopaikkojen välistä vaihtelua, koska verkot laskettiin joka vuosi eri paikkoihin. Lisäksi pääkaupunkiseudun edustan seuranta-aineistoon (Helsinki läntinen) sovitettun log-lineaarisen trendimallin jäännösten varianssihajotelma.

Tarkkailu tai seuranta	Vaihtelun lähde, parametri			Satunnaisvaihtelun varianssi yhteensä
	Paikka, σ_z^2	Vuosi, σ_w^2	Jäännös, σ_e^2	
Sisävedet				
Iisalmi, tarkkailu	1,5217	0,0090	0,2655	1,7962
Jaakonsuo, tarkkailu	0,3474	0,0161	0,5213	0,8848
Kämmenniemi, tarkkailu	0,3398	0,0004	0,5057	0,8459
Liesjärvi, tarkkailu	0,1821	0,0499	0,6734	0,9054
Pääjärvi, seuranta		0,0126	0,9572	0,9698
Rannikko				
Brunskär, seuranta	0,0127	0,0193	0,1396	0,1716
Pääkaupunkiseutu, "tarkkailu"	0,0894	0,0455	0,4452	0,5801
Tvärminne, seuranta	0,0602	0,1068	0,3342	0,5012
Trendimalli				
Helsinki läntinen	0,0638	0,0238	0,4159	0,5035

Taulukko 5. Simulointien odotusarvoina $\exp(\alpha_{i,sv})$ käytetyt alueittaiset ja syvyysvyöhykkeittaiset ahvensaaliiden keskiarvot, g/verkkoyö.

Alue	matala	syvätkö	syvä	kaikki
Kämmenniemi, kuormitusalue	827	369	42	397
Kämmenniemi, vertailualue	481	193	57	238
Keurusselkä, Kaijanselkä	861	1 030	55	666
Keurusselkä, Koninselkä	1 011	261	88	483
Liesjärvi	325	401	218	345
Nerkoonjärvi	1 506	985		1 224
Pääjärvi	727	196	49	349
Porovesi, vertailualue	1 296	371	274	432
Porovesi, vaikutusalue	824	488	78	362
Brunskär	4 023	3 260	3 128	3 451
Espoonlahti	1 630	1 031	950	1 211
Helsinki läntinen	1 349	1 026	1 067	1 124
Tvärminne	2 547	1 879	1 946	2 127
Vanhankaupunginlahti	1 108			1 108

Taulukko 6. Särkikalojen yksikkösaalisaineistojen simuloinneissa käytetyt parametriestimaatit.

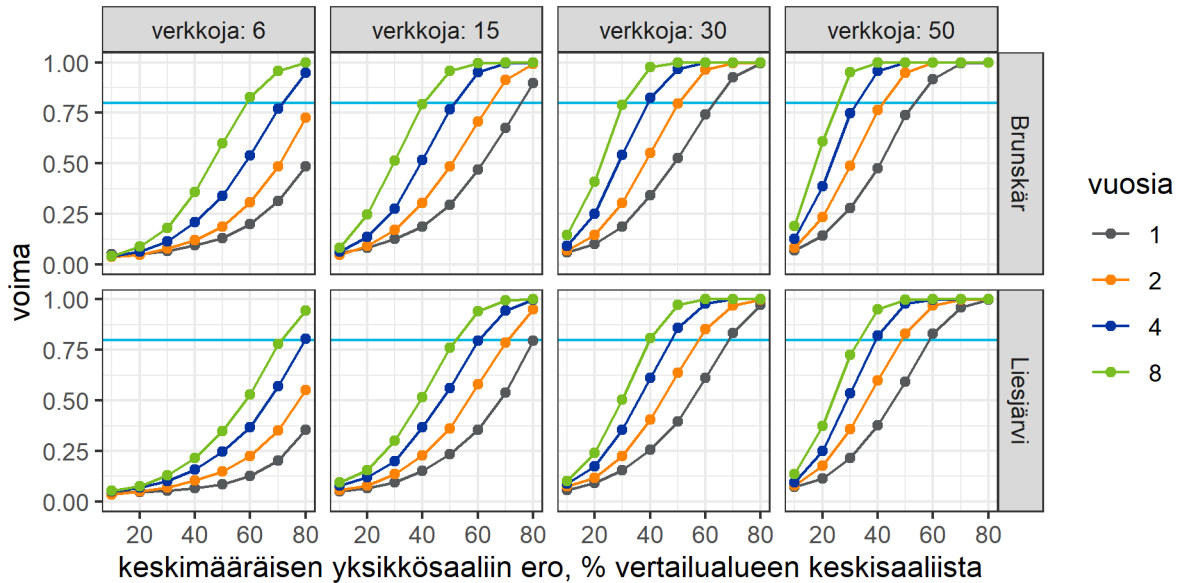
Tarkkailu / alue	Varianssit			Keskisaaliit		
	paikka	vuosi	jäännös	matala	syvätkö	syvä
Jaakonsuo / Keurusselkä, Kaijanselkä	0,0390	0,0167	0,6894	396	214	67
Pääkaupunkiseutu / Espoonlahti	0,0539	0,0549	0,2807	3208	1648	1068

Myös särkikalasaaliissa oli pääsääntöisesti suurempi jäännösvaihtelu sisävesien kuin rannikon aineistoissa. Pientä vaihtelua edustamaan valittiin pääkaupunkiseudun ”tarkkailu”, jossa kokonaisvarianssi oli pienin. Vertailualueen syvyysvyöhykkeittaiset yksikkösaaliit olivat tässä simuloinnissa Espoonlahden aineiston mukaiset (Taulukko 6). Siellä vyöhykkeiden väliset erot olivat pääkaupunkiseudun edustan alueista suurimmat. Sisävesien särkikala-aineistoissa joko vuosien tai verkkopaikkojen välinen varianssi estimoitui usein nolaksi. Jaakonsuon tarkkailu valittiin toiseksi esimerkkitapaukseksi, koska siinä näillä molemmilla vaihtelun lähteillä oli merkitystä.

4.1.2. Kahden alueen välinen ero yksikkösaaliissa

Tilastollisen testin voima, tässä tapauksessa todennäköisyys havaita tilastollisesti merkitsevä ero vaikutus- ja vertailualueen yksikkösaaliissa, on luonnollisesti sitä suurempi, mitä suurempien erojen havaitsemista tarkastellaan. Toisin sanoen ”voimakäyrät” ovat säännönmukaisesti vaikutuksen suuruuden myötä kasvavia funktioita. Yleinen käytäntö on mitoittaa aineiston keruu niin, että merkittäväksi tai kiinnostavaksi katsottu vaikutus havaitaan 80 %:n voimalla (kuviin lisätyt turkoosit vaakaviivat). Tämä siis tarkoittaa, että vaikutus havaittaisiin todennäköisyydellä 0,8.

Voimakäyrien muoto riippuu pyyntiponnistuksesta (aineiston koko) ja saaliiden satunnaisvaihtelun suuruudesta. Rannikkoalueilla tehtävissä seurannoissa ja tarkkailuissa on ollut usein käytössä 30 verkkopaikkaa ja tarkkailuissa tehdään koekalastuksia tyypillisesti kahdesta neljään kertaan usein noin 10 vuotta kestävä tarkkailukauden aikana (Lappalainen ym. 2022). Jos tällöin halutaan etsiä mahdollista tilastollisesti merkitsevää eroa ahvenen yksikkösaaliissa kahden alueen välillä ja lisäksi aineiston satunnaisvaihtelu on pientä (esimerkiksi Brunskärin ahvenaineiston mukaista), niin merkitsevä ero voidaan havaita aineistosta kohtalaisen suurella todennäköisyydellä ($> 0,8$), jos todellinen ero yksikkösaaliissa alueiden välillä on vähintään 40–50 % (Kuva 10). Jos aineiston satunnaisvaihtelu on suurempaa (kuten Liesjärven ahvenaineistossa), niin vastaavasti 30 verkkopaikalla kahdesta neljään kertaa kauden aikana kalastetusta aineistosta voidaan merkitsevä ero kahden alueen keskiarvossa havaita, jos todellinen ero yksikkösaaliissa alueiden välillä on vähintään 50–60 %. Kummassakin tapauksessa (pieni tai suuri satunnaisvaihtelu) verkkopaikkojen määrän kasvattaminen 50:een lisää jonkin verran testin voimaa eli mahdollistaa hieman pienempien erojen havaitsemisen. Vastaavasti verkkopaikkojen määrän pienentämien heikentää voimaa ja esimerkiksi suuremman satunnaisvaihtelun tapauksessa kuudella verkkopaikalla neljän vuoden aikana tehdyillä koekalastuksilla olisi mallin mukaan mahdollista kohtalaisen suurella todennäköisyydellä havaita ero eri alueiden välillä, vain jos todellinen ero yksikkösaaliissa olisi vähintään 80 %.



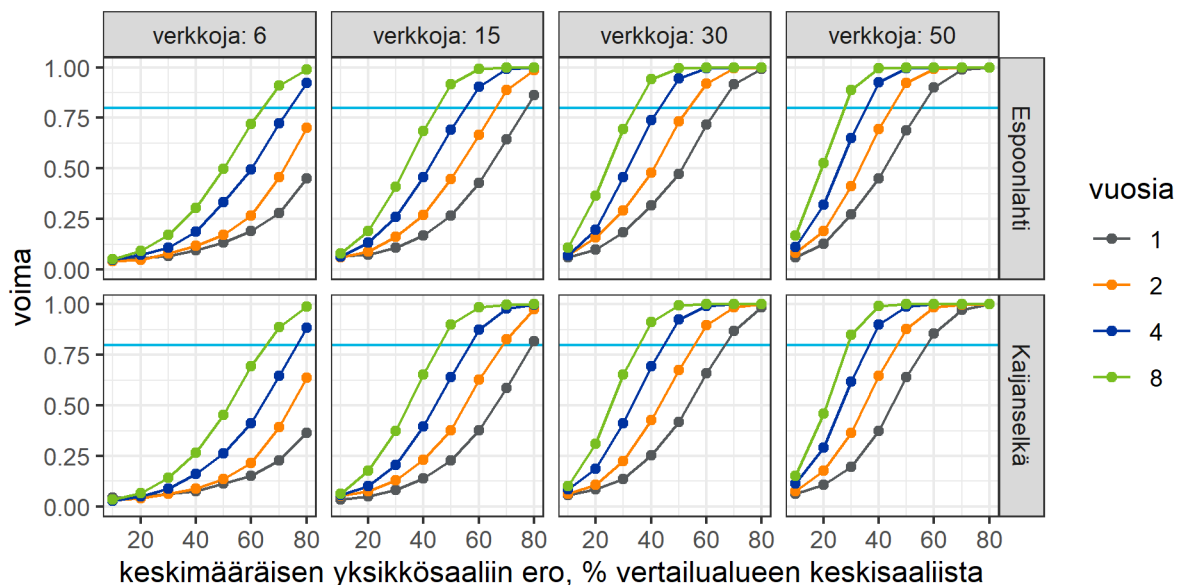
Kuva 10. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla verkkopyyntiponnistuksilla, kun tarkastellaan ahvenen yksikkösaaliiden eroa kahden alueen, esimerkiksi vaikutus- ja vertailualueen välillä. Brunskär edustaa tilannetta, jossa satunnaisvaihtelu oli pientä, ja Liesjärvi tilannetta, jossa satunnaisvaihtelu oli suurta. Tarkastelussa oletettiin, että verkot ovat vuodesta toiseen samoilla paikoilla.

Vastaava tarkastelu särkikalajien yhteenlasketulle yksikkösaaliille antoi samankaltaisia tuloksia. Pienen satunnaisvaihtelun esimerkillä (Espoonlahti), 30 verkkopaikalla ja 2–4 vuoden aikana kerättyjen aineistojen perusteella merkitsevä ero keskiarvoissa voitaisiin kohtalaisen hyvällä todennäköisyydellä havaita, jos todellinen ero yksikkösaalissa olisi vähintään 45–55 % (Kuva 11). Alle 30 %:n todellisten erojen havaitsemiseen kohtuullisen hyvällä todennäköisyydellä päästiin kummankin lajin/lajiryhmän kohdalla vain silloin kun verkkopaikkojen määrä oli suuri, aineistoa oli kerätty kahdeksan vuoden aikana ja satunnaisvaihtelu aineistossa oli pientä (Kuvat 10 ja 11). Pienempien, esimerkiksi 10 %:n todellisten erojen havaitsemistodennäköisyys jäi kaikissa esimerkitapauksissa alle 0,2:n.

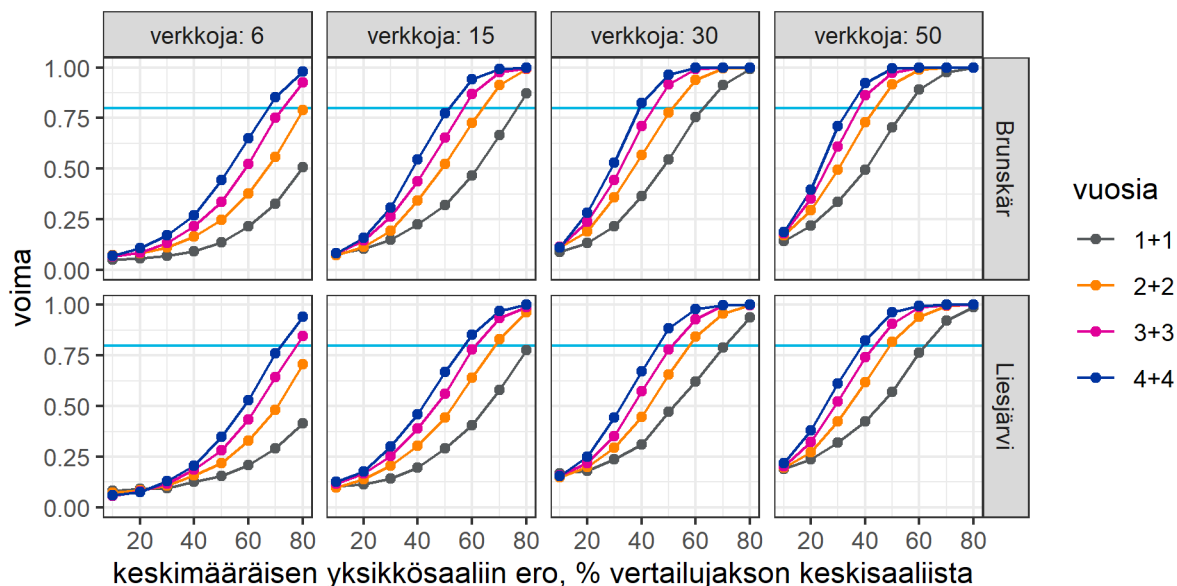
4.1.3. Yksikkösaaliis ennen ja jälkeen toiminnan aloittamisen

Tilastollisen voima-analyysin näkökulmasta tarkkailuasetelma, jossa koekalastuksia tehdään sekä ennen ympäristö- tai vesitalouslupan nojalla tapahtuvan toiminnan aloittamista että sen jälkeen, on lähes analoginen kappaleen 4.1.2 asetelman kanssa: Ennen toiminnan aloittamista tehdyt kalastukset vastaavat vertailualueen kalastuksia ja toiminnan aloittamisen jälkeen tehdyt vaikutusalueen kalastuksia. Asetelmissa on kuitenkin olennainen ero silloin, kun kalastukset toteutetaan samoilla paikoilla vuodesta toiseen: Kappaleen 4.1.2 asetelmassa on luonnollisesti eri paikat vaikutus- ja vertailualueella, mutta ennen/jälkeen -asetelmassa voidaan kalastaa samoilla paikoilla vertailu- ja vaikutusjaksolla. Näin ollen satunnaisten paikkaefektien vaikutus on jälkimmäisessä tapauksessa pienempi ja testin voima sen myötä periaatteessa hieman suurempi. Käytännössä paikkaefektin vaikutusta ei juurikaan huomaa, sillä esimerkiksi pienen satunnaisvaihtelun esimerkillä (Brunskär), 30 verkkopaikalla ja 2–4 vuoden aikana ennen ja jälkeen kerättyjen aineistojen perusteella merkitsevä ero ahvenen yksikkösaaliissa voitaisiin kohtalaisen hyvällä todennäköisyydellä havaita tässäkin tapauksessa, jos todellinen ero yksikkösaalissa olisi vähintään 40–50 % (Kuva 12). Pienempien, esimerkiksi 10 % todellisten erojen havaitsemistodennäköisyys jäi näissäkin esimerkitapauksissa alle 0,2:n. Tässä yhteydessä on myös syytä

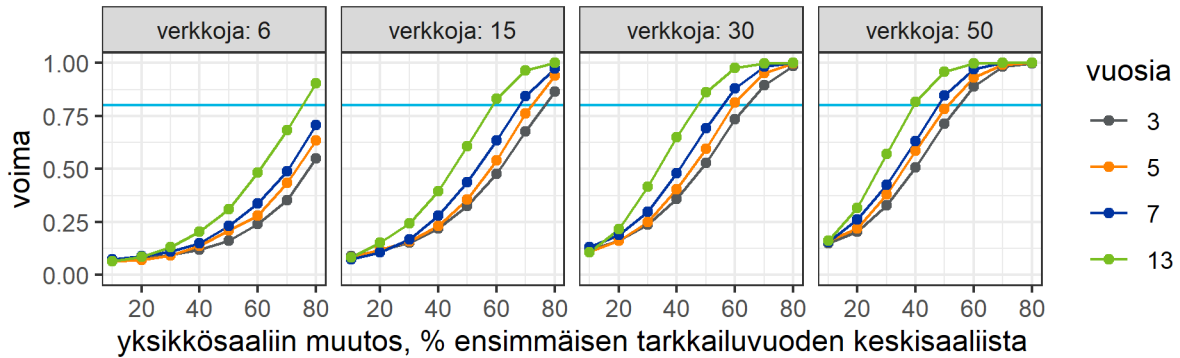
huomata se, että jos tarkkailuaineistoa on kerätty ennen toiminnan aloittamista vain vähän (esimerkiksi yhdeltä vuodelta), niin aineiston määrän lisääminen toiminnan aloittamisen jälkeisellä ajanjaksolla (esimerkiksi monella vuodella) ei välttämättä juurikaan kasvata testin voimaa.



Kuva 11. Kuten Kuva 10, mutta Espoonlahden/Kaijanselän särkikala-aineistoista estimoiduilla parametreilla (Taulukko 6). Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla verkkopyyntiponnistuksilla, kun tarkastellaan särkikalojen yksikkösaaliiden eroa kahden alueen, esimerkiksi vaikutus- ja vertailualueen välillä. Espoonlahti edustaa tilannetta, jossa satunnaisvaihtelu oli pientä, ja Kaijanselkä (Keurusselkä) tilannetta, jossa satunnaisvaihtelu oli suurta.



Kuva 12. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla verkkopyyntiponnistuksilla, kun tarkastellaan yksikkösaaliiden eroa ennen ja jälkeen toiminnan aloittamisen. Brunsjärvi/Liesjärven ahvenaineistoon sovitettuun malliin perustuva tarkastelu.



Kuva 13. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla verkkopyyntiponnistuksilla, kun tarkastellaan yksikkösaaliin muutosta 12 tarkkailuvuoden aikana. Ensimmäinen kalastus ensimmäisen tarkkailuvuoden alussa, viimeinen 12. vuoden lopussa, muut tasaisesti jakautuneet näiden välissä. Simuloinnissa käytettiin Brunskärin ahvenaineistosta estimoituja ensimmäisen tarkkailuvuoden yksikkösaaliita ja saaliiden satunnaisvaihtelua.

4.1.4. Yksikkösaaliin muutos (trendi)

Trendin havaitsemisen voima-analyysi perustui Brunskärin ahvenaineistoon sovitettuun malliin, joten tulokset edustavat vain tilannetta, jossa satunnaisvaihtelu aineistossa on pientä. Vaikutus oletettiin negatiiviseksi, eli tarkasteltiin laskevan trendin havaitsemisen voimaa (ks. Kuva 7). Jos esimerkissä rannikolla toteutetussa tarkkailuissa on ollut käytössä 30 verkkopaikkaa ja kalastukset on toteutettu kuvitteellisen tarkkailujakson (12 vuotta) aikana kolme kertaa, niin merkitsevä lineaarinen trendi ahvenen yksikkösaalissa voidaan havaita 80 %:n voimalla, jos todellinen muutostrendi (yksikkösaaliin pienentyminen) 12 vuoden aikana on ollut vähintään 75 % (Kuva 13). Koekalastusvuosien lisääminen luonnollisesti kasvattaa testien voimaa ja jos koekalastuksia on tehty jakson aikana viitenä vuotena, niin 60 %:n muutos voidaan havaita todennäköisyydellä 0,8.

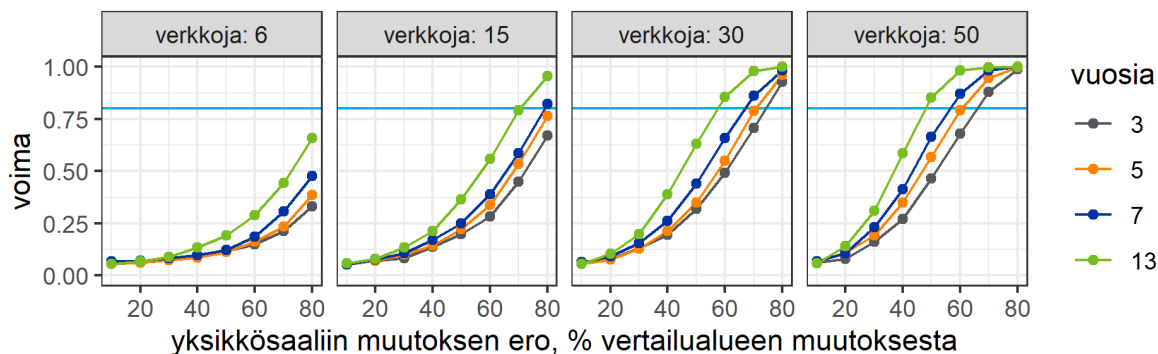
Myös trendin kohdalla verkkopaikkojen määrän kasvattaminen 50:een lisää jonkin verran testin voimaa eli mahdollistaa hieman pienempien erojen havaitsemista. Noin 40 %:n todellinen muutos 12 vuoden aikana on mahdollista havaita 80 %:n voimalla vain käytettäessä suurinta tarkastelussa mukana ollutta verkkomäärää (50 verkkopaikkaa) ja toteuttamalla koekalastukset tarkastelujakson jokaisena vuonna. Pienempiä todellisia muutoksia haettaessa testin voima heikenee ja esimerkiksi 20 %:n todellisen muutoksen havaitsemisen todennäköisyys jää kaikissa tarkasteluissa asetelmissa välille 0,1–0,3.

4.1.5. Kahden alueen välinen ero yksikkösaaliin muutoksessa

Trendien eron havaitsemisen voima-analyysi perustui pääkaupunkiseudun edustan seurannan (Helsinki läntinen) ahvenaineistoon sovitettuun log-lineaariseen trendimalliin. Voimakäyrät (Kuva 14) ovat samanmuotoiset kuin kappaleessa 4.1.4 esitelty Brunskärin aineistoon perustuvan trenditarkastelun tulokset (Kuva 13), mutta kuvien 13 ja 14 vastinepisteisiin liittyvät voimat ovat jälkimmäisessä kautta linjan heikompia, koska kaikki Brunskärin aineistosta estimoidut varianssit ovat pienempiä ja yksikkösaaliit kolminkertaisia (Taulukko 4 ja Taulukko 5).

Tarkastellaan esimerkiksi 50 %:n eroa trendeissä (vaikutuksen suuruus), mikä tämän raportin tarkasteluissa tarkoittaa sitä, että 12 vuoden jälkeen vaikutusalueen yksikkösaalis on enää puolet vertailualueen saaliista, jos ne tarkkailun alussa olivat yhtä suuret. Tässä esimerkissä käytetyn vertailualueen trendimallin tapauksessa 50 %:n suuruudesta vaikutuksesta seuraisi se, että vertailualueen positiivinen trendi (Kuvan 8 tummanharmaat viivat) kääntyisi lievästi negatiiviseksi

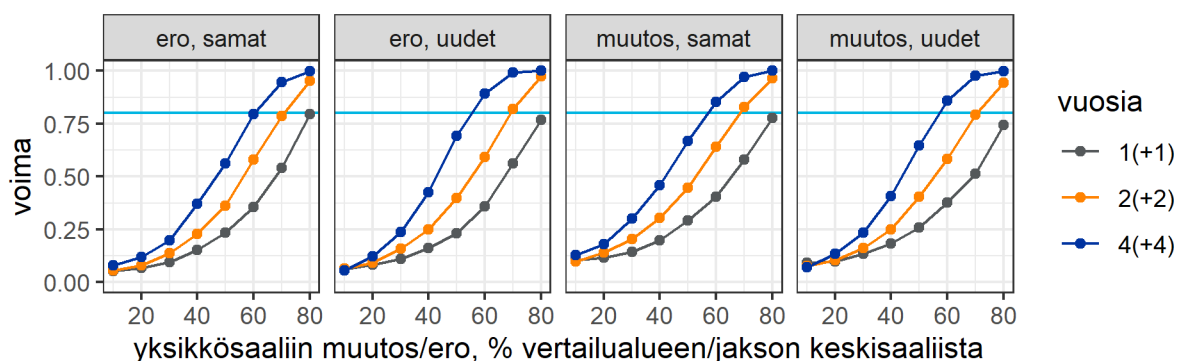
(Kuvan 8 siniset viivat). Tällaisen vaikutuksen havaitseminen 80 %:n voimalla edellyttäisi joka-vuotista näytteenottoa ja lähes 50 verkkopaikkaa.



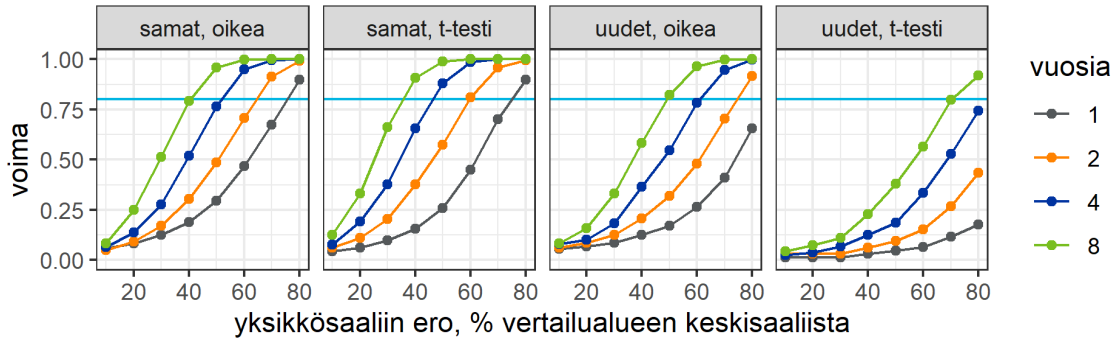
Kuva 14. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla verkkopyyntiponnistuksilla, kun tarkastellaan vertailu- ja vaikutusalueen välistä eroa yksikkösaaliin muutoksessa 12 tarkailuvuoden aikana. Simuloinnissa käytettiin pääkaupunkiseudun edustan seurannan (Helsinki läntinen) ahvenaineistosta estimoituja alkuvuoden yksikkösaaliita, vertailualueen trendiä ja saaliiden satunnaisvaihtelua.

4.1.6. Toistomittausten ja vuosittain satunnaistettujen paikkojen vertailu

Kappaleissa 4.1.5 esitetyt tulokset perustuivat simulointeihin, joissa kalastuspaikat pidettiin samoina vuodesta toiseen. Jos kiinnostuksen kohteena on pelkästään ero yksikkösaalissa kahden alueen välillä ja jos kalastusvuosia on useita, niin silloin saadaan hiukan lisättyä testin voimaa valitsemalla joka vuosi uudet paikat. Vuodesta toiseen samoilla paikoilla havainnointi johtaa kuitenkin aavistuksen tehokkaampaan muutoksen estimointiin (Kuva 15). Samoilla verkko- ja vuosimäärillä erot testin voimassa olivat tässä Liesjärven ahvenaineistoon sovitettuun malliin perustuvassa tarkastelussa enimmilläänkin alle kymmenen prosenttiyksikön luokkaa. Erojen pienuus tässä esimerkissä liittyy ainakin osittain siihen, että aineistosta arvioitu paikkojen ja vuosien välinen vaihtelu oli selkeästi vähäisempää kuin selittämätön satunnaisvaihtelu (Taulukko 4; vrt. suurta paikkojen välistä vaihtelua sisältäneeseen lisälmen ahvenaineistoon perustuvaan Kuvaan 16).



Kuva 15. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys, kun tarkastellaan yksikkösaaliiden eroa vaikutus- ja vertailualueen välillä ("ero") tai ennen ja jälkeen toiminnan aloittamisen ("muutos") ja kalastetaan vuodesta toiseen "samat" tai "uudet" paikat. Tässä tarkastelussa käytettiin Liesjärven ahvenaineistosta estimoituja parametreja ja pyyntiponnistus oli 15 verkkoyötä vuodessa.



Kuva 16. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys, kun tarkastellaan yksikkösaaliiden eroa vaikutus- ja vertailualueen välillä ja kalastetaan vuodesta toiseen "samat" tai "uudet" paikat ja toisaalta käytetään aineiston ominaisuuksia huomioivaan oikeaan malliin perustuvaa testiä ("oikea") tai yksinkertaista t -testiä. Tässä tarkastelussa käytettiin lisälmen ahvenaineistosta estimoituja parametreja ja pyyntiponnistus oli 15 verkkoyötä vuodessa.

4.1.7. Yksinkertaistettujen testien käyttämisen vaikutuksista

Luvuissa 4.1.2.–4.1.6. esitetyt tulokset perustuvat tilastollisiin testeihin, joissa on käytetty samaa mallia kuin aineistojen simuloinnissakin, eli aineistojen heteroskedastisuus ja korrelaatorakenteet on huomioitu. Yksinkertainen t -testi ei ota näitä tekijöitä huomioon. Kuvassa 16 esitetään esimerkkejä siitä, kuinka olennaista on ottaa nämä seikat huomioon tilastollisessa testauksessa. Oikeaan malliin perustuvien testien voima havaita "tilastollisesti merkitsevä" ero vertailu- ja vaikutusalueiden välillä voi poiketa huomattavastikin vääriin oletuksiin perustuvalla t -testillä saatavista tuloksista. Esimerkiksi silloin, kun vaikutus (todellinen yksikkösaaliiden ero) on pieni, kalastusvuosia on paljon ja vuosittain kalastetaan samoista paikoista, t -testi yliarvioi havaitun muutoksen merkitsevyyden, joskin tässä esimerkissä yliarvio on suhteellisen lievää. Toisaalta t -testin väärästä taustamallista johtuva heikentynyt voima näyttäytyy, kun kalastetaan aina uusista paikoista. Näissä tapauksissa erot testin voimassa voivat olla jopa 40 %-yksikköä.

4.2. Sähkökoekalastukset

Yleiskuva aineistoista on esitetty Taulukko 7, jossa on kivisimppuja (kolme velvoitetarkkailuaineistoa ja kaksi pitkäaikaissurainta) sisältäneiden aineistojen lisäksi kuvattu viisi pitkäaikaista taimenkannan seuranta-aineistoa. Pitkäaikaiset seuranta-aineistot ovat vuosittain kerättyinä huomattavasti tyypillistä velvoitetarkkailua kattavampia. Kivisimppua sisältävien seurantojen koealakohtaisten kalastuskertojen määrät vaihtelivat 12:n ja 30:n välillä ja kalastusvuosien määrät välillä 3–24. Keskitiheydet kivisimppuaineistoissa vaihtelivat suuresti, 0,8–6,2 kpl/100 m², taimenseurantojen ollessa selvästi runsaslukuisempia tiheyksien vaihdellessa välillä 6,9–24,0 kpl/100 m².

Regressiomallien selittämättä jääneen vaihtelun vertaisluvut eli estimoidut ylidispersio-kertoimet olivat myös varsin suuria, välillä 1,7–6,4 kivisimppuaineistoissa (Taulukko 7). Taimenaineistojen suurempi ylidispersio vaihtelu (4,2–9,5) selittyy osin näiden tiheästi kerättyjen aineistojen selvistä vuosivaihteluista sekä osa-alueiden systemaattisista eroista, jotka tässä tarkastelussa jätettiin yksinkertaisuuden vuoksi huomioimatta.

Keskitiheyksien, trendin sekä aluekohtaisten trendien erojen testauksen voimaa tarkasteltiin Summanjoen, Venekosken ja Teyrinsuon seuranta-aineistoista estimoiduilla tiheys- ja dispersioparametrien arvoilla. Lisäksi tarkasteltiin vaihtoehtoisia tilanteita myös muista seuranta-

aineistoista (Taulukko 7) estimoitujen tiheyksien ja ylidispersioiden avulla yleisemmän näkökulman saavuttamiseksi.

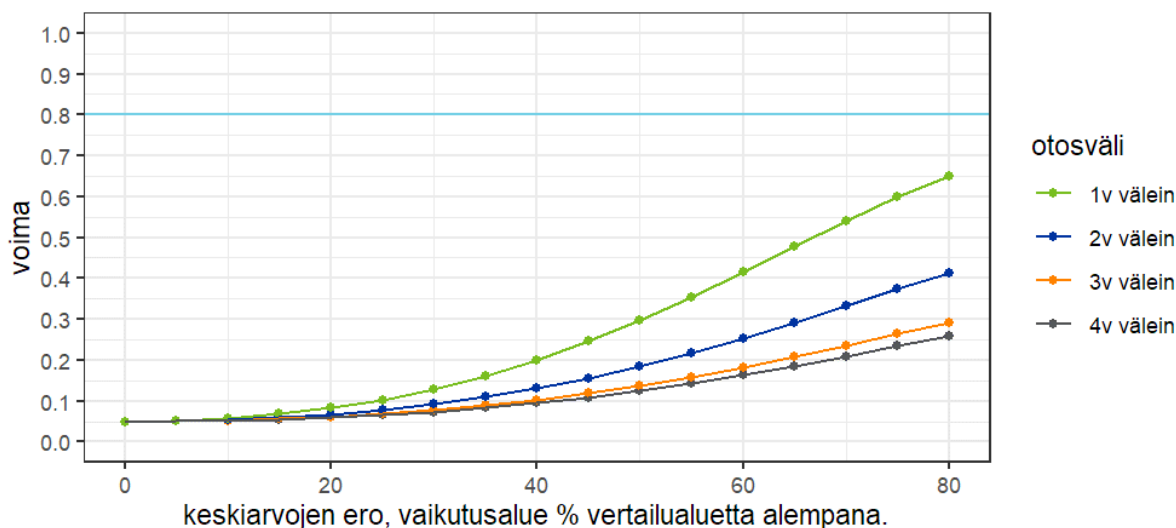
4.2.1. Keskiarvojen erojen havaitseminen

Keskiarvomuutoksen havaitsemiseen käytettiin esimerkkinä Summanjoen tarkkailun aineistoa. Se edustaa varsin yleistä tapausta, jossa turvesuon purkupisteen yläpuolinen koealue toimii vertailualueena alajuoksun vaikutusalueen koealalle. Havaintoja ennen turvesuon perustamista ei Summanjoen tapauksessa ole, mikä on myös tyypillinen tilanne tarkkailuissa. Aineistossa ei ole selvää trendiä, joten tässä tapauksessa tarkastellaan ryhmien keskiarvojen eron tilastollisen testaamisen voimaa.

Summanjoen aineistossa vertailuryhmän kivisimppujen tiheys on keskimäärin 4,0 kpl/100 m². Tiheydessä on suurta vaihtelua, ja selittämätöntä vaihtelua kuvaava ylidispersio-parametri ϕ onkin 4,9. Summanjoen kaltaisten aineistojen koko on pieni suhteessa havaittuun tiheyksien voimakkaaseen vaihteluun, joten asetelman tilastollinen voima jää alhaiseksi (Kuva 17).

Taulukko 7. Sähkökoekalastusaineistojen tunnuslukuja ja saalismäärien tilastolliset ominaisuudet.

Aineisto	Laji	Kalastuksia	Kesto	Vuosia	Keskitiheys, kpl/100 m ²	Vertailuryhmän/vuoden keskitiheys	Yli-dispersio
Summanjoki	Kivisimppu	30	2006–2020	15	6,0	4,0	4,9
Venekoski	Kivisimppu	12	2012–2018	3	0,8	0,7	2,1
Teyrinsuo	Kivisimppu	16	2011–2020	4	3,3	0,6	1,7
Heikkilänjoki	Kivisimppu	24	1995–2020	24	6,2	2,5	6,4
Isojoki	Kivisimppu	23	1995–2020	23	4,2	2,6	5,1
Mustajoki	Taimen	86	2003–2020	17	18,5	3,9	9,5
Könkköjoki	Taimen	114	1998–2020	23	10,2	7,9	4,6
Multianjoki	Taimen	78	2000–2020	21	9,7	24,0	8,7
Ohrajoki	Taimen	76	2000–2020	21	6,9	16,5	4,2
Rutajoki	Taimen	277	1991–2020	27	12,9	22,0	5,7



Kuva 17. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla sähkökoekalastuksen pyyntiponnistuksilla (otosväli), kun tarkastellaan tiheyden eroa vaikutus- ja vertailualueen välillä. Laskelmassa käytettiin Summanjoen kivisimppuaineistosta estimoituja ylidispersionparametrin arvoa 4,9 ja vertailualueen tiheyttä 4,0 kpl/100 m². Seurannan kestoksi oletettiin 12 vuotta ja kalastettujen paikkojen määräksi yksi koeala/alue/vuosi.

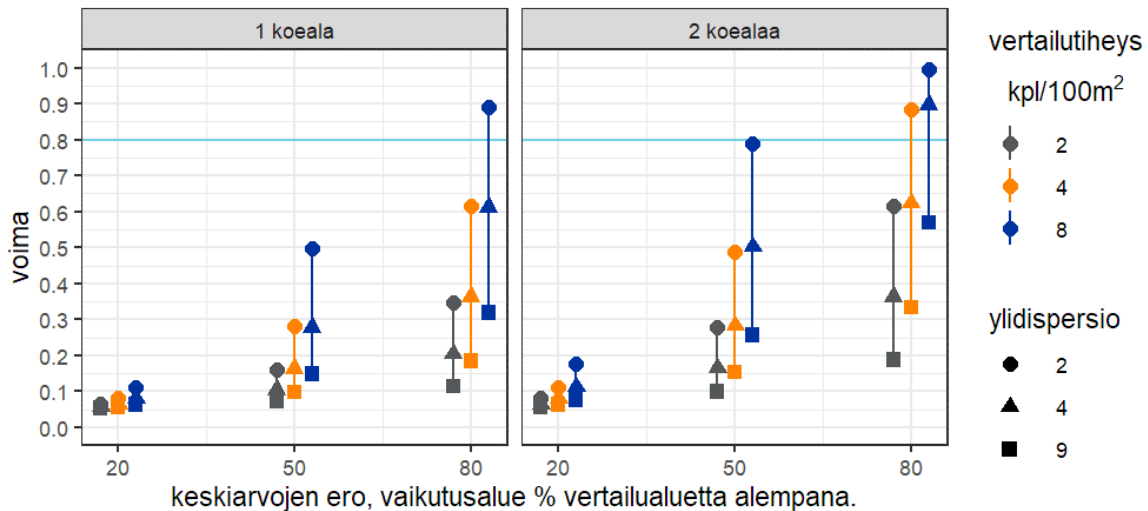
Kuvan 17 esimerkkilaskelmassa saavutetaan parhaimmillaan 65 %:n voima, mutta sen edellytyksenä on, että koekalastuksia tehtäisiin vuoden välein ja turvesuon kuormitus laskisi kivisimpputiheyden nollaan vaikutusalueella tarkastelujakson aikana. Kalataloustarkkailuissa tyyppillisellä kolmen tai neljän vuoden välein tehtävällä seurannalla todennäköisyys havaita suuria eroja (> 50 %:n vähenemä tiheydessä) on vähäinen tilastollisen voiman jäädessä 10–30 %:n tasolle.

Voimakäyriä voidaan käyttää myös tarkkailujen suunnittelun apuna. Summanjoen esimerkkiaineistossa voima jää parhaassakin tapauksessa selvästi alle asettamattamme 80 %:n tavoitetasoon. Jo vaatimattomaan 50 %:n voimatavoitteeseen pääsemiseksi vuoden välein tehtävässä otannassa pitäisi alueiden tiheyseron olla liki 70 %, eli jos vertailualueen tiheys on 4 kpl/100 m², olisi vaikutusalueen tiheyden laskettava 12 vuoden kuvitteellisen seurantajakson aikana lähelle arvoa 1 kpl/100 m².

Voimakäyrässä yhdistyvät kalastuskertojen määrän, aineistossa esiintyvän vaihtelun sekä vertailualueen tiheystason vaikutukset. Tätä havainnollistettiin tekemällä voimalaskelmia seurannoissa yleisesti havaituilla tasoilla, joissa yhdistyy erilaiset otantavälit, vertailutasot ja ylidispersiot. Ylidispersion kasvaessa kuormituksen vaikutuksen havainnointi vaikeutuu selvästi, ja tilastollista voimaa laskevat myös matalat vertailualueen tiheydet (Kuva 18). Aineiston kaksinkertaistaminen kalastamalla kaksi koealaa per kerta parantaisi voimaa parhaimmillaan lähes 30 % yksikköä, vaikkakin alle 50 % tiheyden laskun havaitseminen on silloinkin hyvin epätodennäköistä. Suhteellisesta muutoksesta puhuttaessa on tärkeä huomioida absoluuttinen lähtötila, sillä suuretkin %-muutokset voivat olla kappalemäärissä varsin pieniä.

4.2.2. Trendin havaitseminen

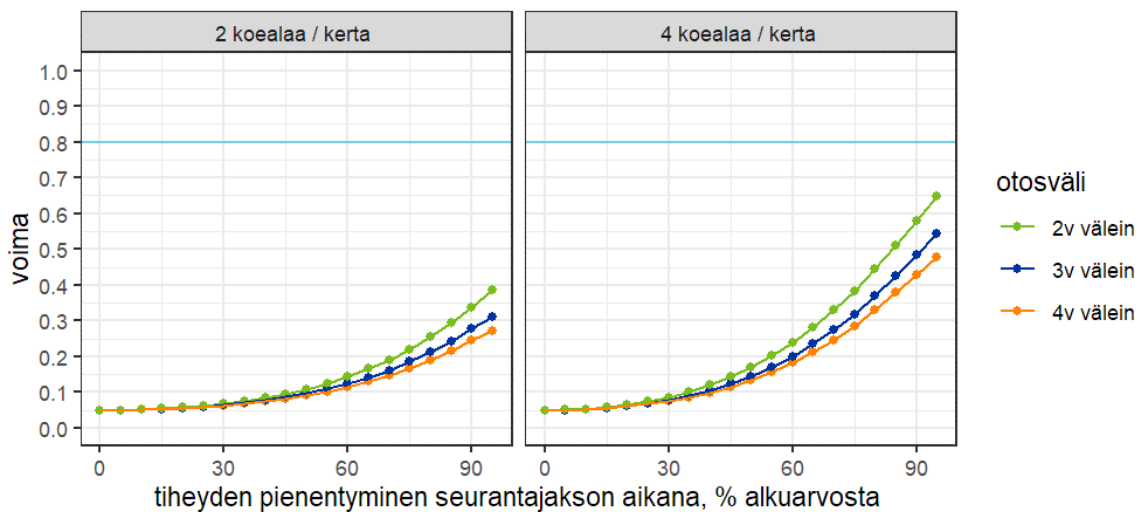
Venekosken esimerkkiaineistossa koekalastetut alueet sijaitsevat kuormituslähteen alapuolella, eikä tarkkailussa ole vertailuryhmää, joten siitä tarkastellaan ainoastaan trendiä. Tällöin pyritään selvittämään, aiheuttaako tarkkailtava toiminta jonkin suuntaisen muutoksen kalakannoissa.



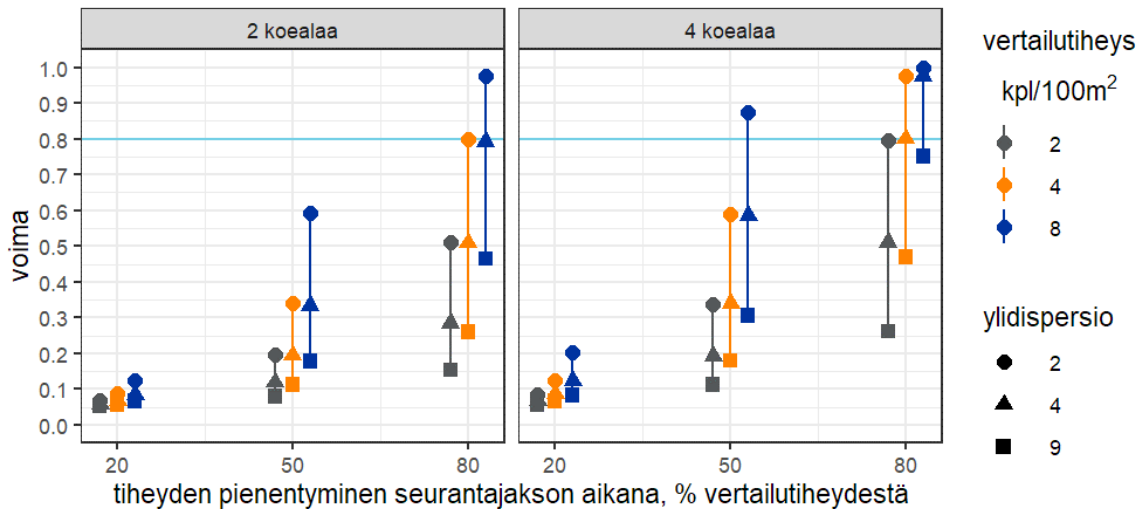
Kuva 18. Testin voiman riippuvuus kalastettujen paikkojen määrästä, vertailualueen tiheydestä, vaikutuksen suuruudesta ja ylidispersioparametrin arvosta, kun tarkastellaan alueiden välistä eroa. Laskelma koskee 12 vuoden seuranta, jossa koekalastetaan kolmen vuoden välein

Tiheys seurantajakson alussa oli 0,7 kpl/100 m², ja ylidispersio mallisovitteen avulla estimoituna on $\phi = 2,1$. Voimakäyrät laskettiin edellä olevin tiedoin eri otosvälein (Kuva 19), kun oletettiin, että trendi olisi ajassa laskeva eli kuormitus (tai jokin muu syy) pienentäisi seurattavan kalalajin tiheyttä. Käyrät laskettiin kahdella eri vaihtoehtoisella kalastusponnistuksella per kerta: aineistossa käytetty neljä koealaa jokaisella koekalastuskerralla sekä vaihtoehtoinen tapaus, jossa koekalastetaan vain kaksi koealaa per kerta.

Venekosken esimerkkitapauksessa muutoksen (trendin) havaitsemisen todennäköisyys on varsin pieni (Kuva 19). Tavoiteltaessa 80 %:n voimaa olisi neljän koealan kalastaminen kahden vuoden välein riittävä ainoastaan, jos muutos kalatiheydessä olisi lähes 100 %, eli kalakanta lähes katoaisi kuormituksen vaikutuksesta tarkastelujaksolla. Jos seuranta tehtäisiin neljän vuoden välein, voima ei nouse juuri yli 50 %:n edes silloin.



Kuva 19. Trenditestin voimakäyriä 12 vuoden seurannassa laskettuna Venekosken sähkökoekalastusaineistosta estimoiduilla ylidispersioparametrin arvolla 2,1 ja alkuvuoden tiheydellä 0,7 kpl/100 m².



Kuva 20. Trenditestin voiman riippuvuus kalastettujen paikkojen määrästä, alkuvuoden tiheydestä ("vertailutiheys"), vaikutuksen suuruudesta ja ylidispersioparametrin arvosta. Laskelma koskee 12 vuoden seuranta, jossa koekalastetaan kolmen vuoden välein.

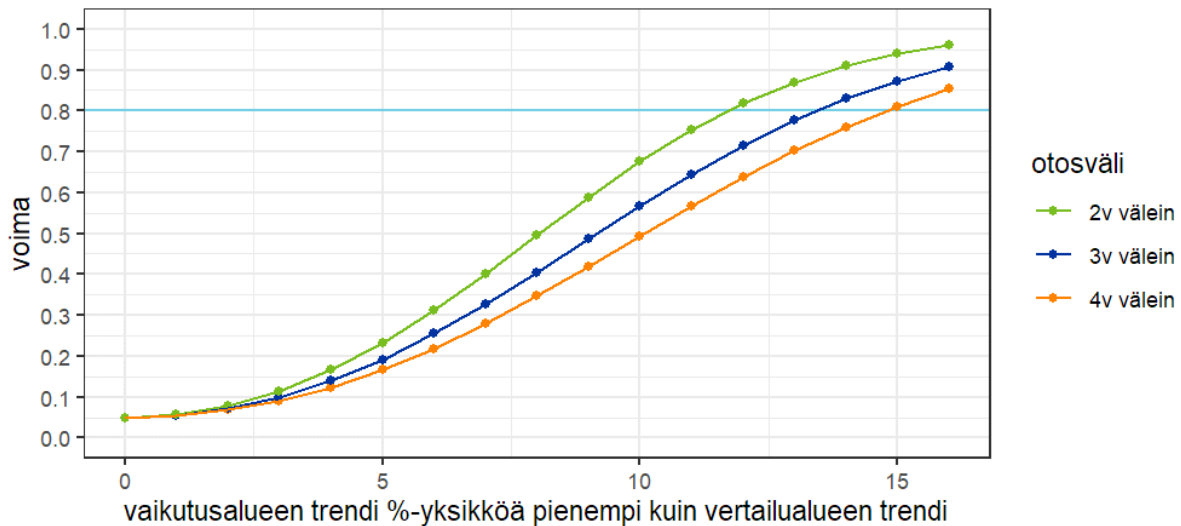
Koekalastuskertojen (vuosien) vähentäminen on testin voiman kannalta vähemmän haitallista kuin koealojen määrän vähentäminen. Seurannassa, jossa tehdään neljä kalastusta neljän vuoden välein, testin voima on 5–20 %-yksikköä korkeampi, kuin seurannassa, jossa tehdään vain kaksi kalastusta kahden vuoden välein (Kuva 19).

Venekosken aineistossa yksi syy heikkoon tilastolliseen voimaan on matala lähtötiheys, sillä keskimääräisen tiheyden laskun havaitseminen erittäin vähäkalaisissa aineistoissa on hankalaa. Matalan tiheyden kohteilla iso osa tiheyshavainnoista voi olla jo lähtötilanteessa nolliä, mikä aiheuttaa epäsymmetriaa testisuureisiin vaikeuttaen erojen havaitsemista. Trenditestin voimaa kuvattiin myös esimerkkiaineistoissa havaituilla vaihtoehtoisilla tiheyksillä sekä ylidispersiolla (Kuva 20). Alle 20 %:n muutoksia kivisimpputiheyksissä ei havaita luotettavasti edes lähtötiheydellä 8,0 kpl/100 m², mutta jos lähtötiheys on useita kaloja aarilla ja ylidispersio pysyy maltillisena, voi noin 50 %:n laskun tiheydessä havaita melko luotettavasti.

4.2.3. Trendien eron testaus

Teyrinsuon tapauksessa turvesuon vaikutusta on tutkittu alajuoksun kahden vaikutusaluekoealan ja yläjuoksun kahden vertailualuekoealan sähkökoekalastuksilla. Tällöin tarkkailun kysymyksenasettelu kuuluu, onko kalakannoissa mahdollisesti havaittava muutos (trendi) samanlainen vaikutus- ja vertailualueella vai eroavatko ne toisistaan, jolloin voidaan epäillä tarkkailtavan toiminnan olevan eron aiheuttaja. Aineistossa on selvä trendi molemmilla alueilla (Kuva 6), joten tarkastellaan alueiden keskitiheyksien eroja, yleistä yhteisen trendin olemassaoloa sekä aluekohtaisten trendien eroja. Tässä tapauksessa on huomattava, että koska trendi on läsnä, on keskiarvojen testaus kiinnitettävä tiettyyn aikapisteeseen. Tässä tarkastelussa se on kiinnitetty aloitusvuoteen.

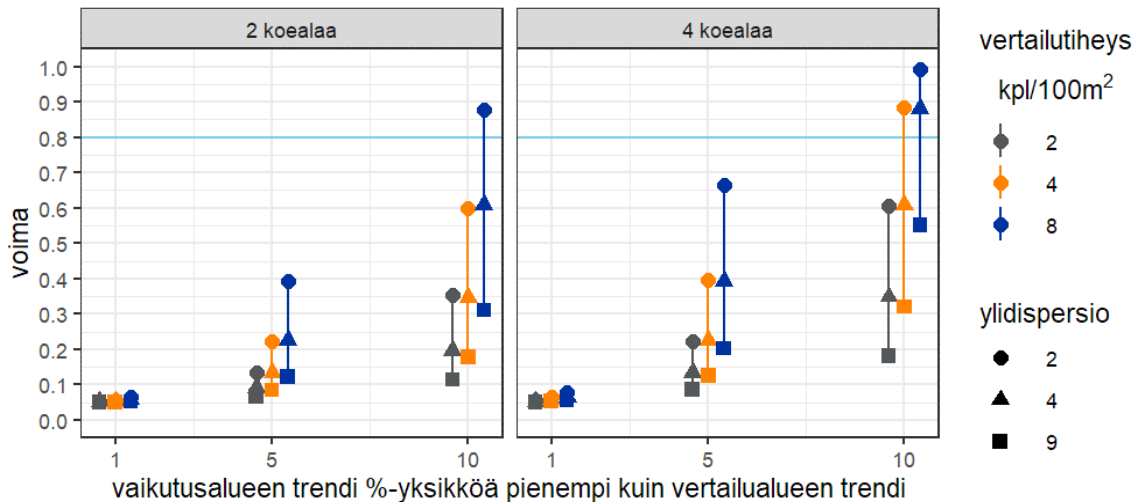
Poisson-regressiomalli, joka sisältää alue-erot, trendin sekä näiden interaktion eli aluekohtaiset trendit, jättää ylidispersio kertoimeksi 1,7. Vertailualueen keskitiheys aloitusvuonna on 0,6 kpl/100 m², ja vertailualueelle estimoitu trendi vastaa 33 %:n vuotuista kasvua tiheydessä. Vaikutusalue eroaa sekä aloitusvuoden keskitasoltaan 2,8 kpl/100 m² että trendin suuruudeltaan, joka on vain +12 % vuodessa. Näin ollen trendien ero on 21 %-yksikköä. Seuraavassa tutkitaan tämän eron merkitsevyyden testausta ja testin voimaa.



Kuva 21. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla sähkökoekalastuksen pyyntiponnistuksilla (otosväli), kun tarkastellaan saalistrendien kulmakertoimien eroa vaikutus- ja vertailualueen välillä. Laskelman pohjana käytettiin Teyrinsuon kivisimppuaineistosta estimoituja ylidispersiionparametrin arvoa 1,7, alkuvuoden tiheyksiä 0,6 kpl/100 m² (vertailualue) ja 2,8 kpl/100 m² (vaikutusalue) sekä vertailualueen trendiä +33 %/vuosi. Seurannan kestoksi oletettiin 12 vuotta ja kalastettujen paikkojen määräksi kaksi koealaa/alue/vuosi.

Venekosken esimerkkiin verrattuna Teyrinsuon aineiston ylidispersio on pienempi ja yleistrendi on selvästi läsnä, joten tilanne on suotuisa trendien eron testaamiselle. Kuvassa 21 on esitetty käsittelyryhmän trendin poikkeavuustestauksen voimakäyrät, kun lähtötasot alueilla ovat kuten aineistossa eli vertailualueella 0,6 kpl/100 m² ja vaikutusalueella 2,8 kpl/100 m², ja oletetaan että vertailualueen trendi on +33 % vuodessa. Yli 10 %-yksikön heikennykset vuotuisessa trendissä ovat jo kohtalaisen helppo havaita johtuen kerrannaisvaikutuksesta 12 vuoden yli. 15 %-yksikköä pienempi trendi havaitaan myös harvimmalla, neljän vuoden välein otannalla, ja kahden vuoden välein tehdyn otannan 10 %-yksikönkin muutoksen teho on vielä 70 %. Voima riippuu hieman muutoksen suunnasta, ja tässä esimerkissä havaitsemisen voima paransi noin 0,025 yksikköä mikäli vaikutusalueen trendi voimistuisi heikentymisen sijaan (ei kuvassa).

Tarkastellaan vielä lähtötiheyden, ylidispersiion ja vaikutusalueen vaikutusta trendien eron havaitsemisen voimaan. Yksinkertaisuuden vuoksi oletetaan, että alkuvuoden tiheydet olisivat molemmilla alueilla samat. Lisäksi oletetaan, että vertailualueen trendi olisi Teyrinsuon vertailualueella havaittua +33 %/vuosi maltillisempi, +10 %/vuosi, jolla silläkin 12 vuoden seurannan jälkeen tiheyden lopputaso olisi noin kolminkertainen alkutasoon verrattuna. Näillä oletuksilla saadut voima-arviot esitetään Kuvassa 22. Trendin puolittuminen tai sitä pienemmät muutokset trendissä ovat heikosti havaittavissa voiman jäädessä alle 50 %:n. Kasvun kokonaan pysähtymisen eli 10 %-yksikön muutoksen havaitseminenkin on epävarmaa, sillä yli 80 %:n tehoon vaaditaan sekä neljä koealaa vuodessa että joko pieni ylidispersio tai suuri alkutiheys.

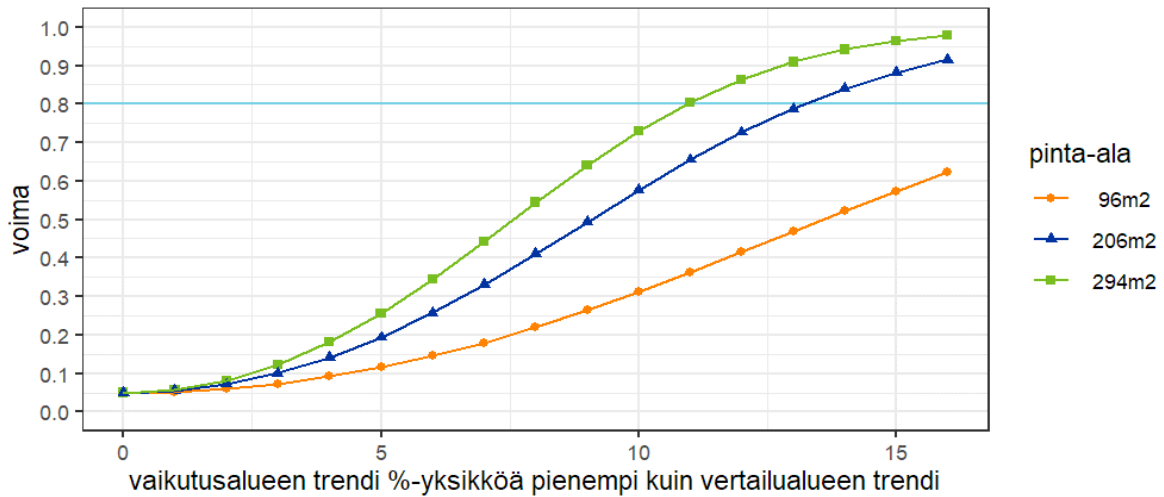


Kuva 22. Trendieron testin voiman riippuvuus kalastettujen paikkojen määrästä, alkuvuoden tiheydestä ("vertailutiheys"; oletettu samaksi sekä vertailu- että vaikutusalueella), vaikutuksen suuruudesta ja ylidispersioparametrin arvosta. Laskelma koskee 12 vuoden seuranta, jossa koe-kalastetaan kolmen vuoden välein. Vertailualueen trendiksi oletettiin +10 %/vuosi.

4.2.4. Pinta-alojen vaihtelu ja vaikutus voimaan

Kuvissa 17–22 esitetyt voima-arviot edustavat keskiarvoja yli kaikkien tässä raportissa huomi-oitujen aineistojen sähkökoekalastusten pinta-alojen (Taulukko 3). Näin ollen laskelmat koskevat sitä tilannetta, että koekalastuksessa olisi aina käytetty keskimääräistä pinta-alaa. Käytännössä pinta-alat kuitenkin vaihtelevat, vaikka tiheysarvot olisivatkin samankaltaiset: havaittu saaliskoko 1 kpl/100 m² yhdessä paikassa saa saman tiheysluvun kuin saaliskoko 10 kpl/1000 m² toisaalla. On kuitenkin huomattava, että jälkimmäisessä havainnossa on enemmän informaatiota kuin aikaisemmassa, koska "otos" eli koekalastettu alue on isompi. Näin ollen pinta-ala on suoraan yhteydessä havaitun tiheyden epävarmuuteen. Seuraavaksi tarkastellaankin sähkökoekalastuksen pinta-alojen vaikutusta voimakäyriin.

Tarkastellaan esimerkkinä trendieron testin voimaa (kappale 4.2.3) Teyrinsuon aineistoon perustuen. Tässä aineistossa kalastuksen pinta-alat vaihtelivat välillä 86–388 m², mediaanina 207 m² sekä ala- ja ylä-desiileinä 96 ja 295 m². Kuva 23 havainnollistaa Kuvan 21 keskimmaisella, kolmen vuoden välein tehdyn koekalastuksen voimakäyrällä, miten siirtyminen keskimääräisestä pinta-alasta isompaan tai pienempään alaan muuttaa testin voimaa. Muutos varsinkin pienempiin pinta-aloihin on suuri: Voima 15 %-yksikön eron havaitsemiselle putoaa 90 %:sta lähelle 60 %:a. Toisaalta, jos pinta-alat saataisiin nostettua lähelle suositeltua vähimmäisalaa 300 m² (Olin ym. 2014), tehoa saataisiin nostettua parhaimmillaan 15 %-yksikköä. Kuvia 22 ja 23 vertailemalla nähdään myös, että koekalastamalla noin puolet isomman pinta-alan saavutetaan enemmän tilastollista tehoa kuin lyhentämällä kalastuskertojen väliä kolmesta kahteen vuoteen. Olisi siis mahdollisesti vaikutusten havaitsemisen kannalta tehokkaampaa kalastaa kerralla kattavammin kuin käydä useampia kertoja paikalla. Käytännössä ongelmaksi maastossa nousee usein riittävän suuren vertailukelpoisen alueen löytäminen.



Kuva 23. Testin voiman ja vaikutuksen suuruuden yhteys erilaisilla sähkökoekalastuksen pinta-aloilla, kun tarkastellaan saalistrendien kulmakertoimien eroa vaikutus- ja vertailualueen välillä. Laskelman pohjana käytettiin Teyrinsuon kivisimppuaineistosta estimoituja ylidispersionparametrin arvoa 1,7, alkuvuoden tiheyksiä 0,6 kpl/100 (vertailualue) ja 2,8 kpl/100 m² (vaikutusalue) sekä vertailualueen trendiä +33 %/vuosi. Seurannan kestoksi oletettiin 12 vuotta, jona aikana koekalastetaan kaksi koealaa/alue/vuosi kolmen vuoden välein.

5. Tulosten tarkastelua ja johtopäätöksiä

Kalataloustarkkailuja on tehty vuosikymmenien ajan, mutta aineistojen riittävyys ja testien voimaan ei niissä edelleenkään kiinnitetä huomiota. Ensimmäinen katsaus kalataloustarkkailuissa yleisesti käytetyillä verkkokoekalastus- ja sähkökoekalastusmenetelmillä kerättyjen aineistojen ja niihin perustuvien testien voimaan on nyt tehty, ja tuloksia esitetään tässä raportissa muutamien tarkkailuissa yleisesti käytettyjen esimerkkimuuttujien ja -tilanteiden osalta. Raportissa esitellyt tarkastelut on tarkoitettu myös malliesimerkeiksi tilastotieteen keinoin toteutettaville voimalaskelmille. Koekalastuksissa saatujen yksikkösaaliiden tai kalatiheyksien keskiarvoja ja trendien eroja on mielekästä verrata silloin, kun tarkkailuasetelmassa on selkeä vaikutus- ja vertailualue tai aineistoa on kerätty ennen ja jälkeen toiminnan aloittamisen. Mikäli tarkkailua tehdään pelkästään vaikutusalueella, vain trenditarkastelu on mahdollinen.

Kalataloustarkkailuissa tehdään verkkokoekalastuksia yleisimmin 3–5 vuoden välein (Lappalainen ym. 2022) ja aineistoa kerätään yhdeltä alueelta tavallisesti 10–60 verkkopaikalta. Ahvenen yksikkösaaliita koskevan tarkastelun perusteella tarkkailuissa noin kymmenen vuoden ohjelmakauden aikana tyypillisesti 2–4 kertaa tehdyillä verkkokoekalastuksilla on mahdollista kohtuullisella todennäköisyydellä (80 %:n voima) havaita vain huomattavan isoja, parhaassakin tapauksessa (verkkopaikkoja paljon ja satunnaisvaihtelu pientä) vähintään noin 40 %:n todellisia eroja yksikkösaaliissa kahden eri alueen tai ajankohdan välillä. Trendien luotettava toteaminen ohjelmakauden aikana verkkokoekalastuksilla edellyttää vieläkin suurempia todellisia muutoksia yksikkösaalissa. Vähäisemmän, esimerkiksi todellisen 20 %:n muutoksen (ohjelmakauden alusta kauden loppuun) kohdalla testin voima trendin havaitsemiseksi jää 10–30 %:iin vaikka kalastuksia tehtäisiin vuosittain. Pienen vertailun perusteella tulokset olivat samanlaisia myös särkikalojen yhteenlasketuille yksikkösaaliille. Tulokset viittaavat vahvasti siihen, että verkkokoekalastusaineistoissa on väistämättä niin paljon satunnaisvaihtelua, että niillä voidaan kohtalaisen luotettavasti havaita vain todella isoja muutoksia, vaikka aineistoa kerättäisiin huomattavasti enemmän kuin nykyisissä tarkkailuissa.

Kalataloustarkkailuissa tehdään sähkökoekalastuksia tyypillisesti kolmen vuoden välein ja koealoja on usein yhdestä kahteen (Lappalainen ym. 2022). Matalat kalatiheydet, suuri vaihtelu ja havaintokertojen vähäisyys aiheuttivat sen, että keskiarvotestin ja pelkän vaikutusalueen muutosta tarkastelevan trenditestin voima esimerkkiaineistoilla jäi matalaksi. Tällöin suuretkin muutokset voivat jäädä havaitsematta ja luotettavasti voidaan havaita vain lähes täydellinen kalakuolema. Vaikutus- ja vertailualueiden välisten trendien erojen havaitsemiseen vaikuttavat trendien erojen voimakkuudet ja tarkkailujakson pituus. Tarkkailujakson ollessa riittävän pitkä (> 10 vuotta), vertailualueen trendin ollessa selkeä ja trendien eron ollessa riittävän iso (> 10 %) yleisenä tavoitteena käytetty 80 % tilastollinen voima saavutetaan trendien suuntien erottamisen osalta melko hyvin.

Tarkkailtavissa kohteissa kalatiheydet ovat jo lähtötilanteessa usein alhaisia, mikä heikentää tilastollisten testien voimaa ja hankaloittaa tarkkailtavan toiminnan vaikutusten erottamista. Esimerkkiaineistoissa taimenten keskitiheydet olivat korkeampia kuin velvoitetarkkailujen kivi-simppujen tiheydet, mikä voi helpottaa muutosten havaitsemista. Toisaalta taas taimentiheyksien satunnaisvaihtelu oli suurempaa, joten voiman nettolisäys jää pieneksi. Yleisesti tehokkain tapa parantaa tilastollisten testien voimaa olisi lisätä kalastettavia koealoja ja kalastaa suurempia koealoja. Sähkökoekalastusten tulokset ilmoitetaan yleensä yhteismitallisesti tiheysarvoina (kpl/100 m²), mutta koekalastettu pinta-ala vaikuttaa taustalla tulosten epävarmuuteen. Kalastamalla suurempia alueita saadun informaation määrä kasvaa, vaikka tiheys pysyisi samana. Esimerkkiaineistojen perusteella havaittiin, että kalastetun alueen pinta-alan kasvattaminen 50 %:lla

kasvattaa testien voimaa enemmän kuin kalastuskertojen välin lyhentäminen kolmesta kahteen vuoteen.

Tärkeä johtopäätös tuloksista on se, että kannattaa nykyistä huolellisemmin harkita, milloin aineistoa ylipäättänsä kannattaa lähteä tarkkailussa keräämään verkoilla tai sähkökalastamalla. Jos näitä menetelmiä käytetään, niin aineiston keruun mitoittaminen tulisi tehdä niin, että edes isot muutokset kalastossa pystyttäisiin kohtalaisen varmasti havaitsemaan. Periaatteessa yksittäisen tapauksen mitoitus tulisi tehdä niin, että otettaisiin huomioon kaikki mahdollinen tarkkailualueeseen liittyvä ennakkotieto.

Erityisen tärkeää olisi perustaa voimalaskelmat sellaisille varianssiarvioille, jotka kuvaisivat mahdollisimman hyvin kohdealueeseen ja kalastustapaan liittyvää satunnaisvaihtelua. Sekä voimalaskelmissa että koekalastusten tulosten analysoinnissa on lisäksi tärkeä ottaa huomioon kalastuspaikkojen ja -vuosien välisten varianssien suuruussuhteista ja kalastusasetelmasta riippuvat korrelaatorakenteet. Raportissa esitettiin esimerkkejä siitä, miten yksinkertaistettuihin tilastollisiin testeihin perustuvat tarkastelut, joihin näitä rakenteita ei sisälly, saattavat johtaa huomattaviin virhearvioihin sekä testin voiman että erojen merkitsevyyden suhteen.

Raportissa esitetyistä voimakuvioista voi saada jotain apua aineiston keruun suunnitteluun. Kattavan ohjeistuksen luominen koekalastusaineistojen mitoittamiseen vaatisi kuitenkin huomattavasti lisätyötä, jossa kiinnitettäisiin huomiota myös laajempaan muuttujajoukkoon ja toisaalta pyritäisiin erilaisten taustamuuttujien ja ennakkotietojen avulla karkeasti ennakolta arvioimaan satunnaisvaihtelun määrää erityyppisissä vesistöissä eri koekalastustavoilla. Uusi tieto palvelisi myös vesienhoidon seurannassa käytettävien koekalastusten tulosten luotettavuuden arviointia ja mahdollista kehittämistä.

Viitteet

- Aroviita, J., Hellsten, S., Jyväsjärvi, J., Järvenpää, L., Järvinen, M., Karjalainen, S.M., Kauppila, P., Keto A., Kuoppala, M., Manni, K., Mannio, J., Mitikka, S., Olin, M., Perus, J., Pilke, A., Rask, M., Riihimäki, J., Ruuskanen, A., Siime, K., Sutela, T., Vehanen, T. & Vuori, K.-M. 2012. Ohje pintavesien ekologisen ja kemiallisen tilan luokitteluun vuosille 2012–2013 – päivitetty arviointiperusteet ja niiden soveltaminen. Ympäristöhallinnon ohjeita 7/2012. 146 s. + liitteet.
- Lappalainen, A., Ruokonen, T. & Keskinen, T. 2022. Kalataloustarkkailut Suomessa vuonna 2020. Tarkkailuohjelmien ja raportoinnin laatu sekä ehdotuksia toiminnan kehittämiseksi. Luonnonvara- ja biotalouden tutkimus 16/2022.
- Olin, M., Lappalainen, A., Sutela, T., Vehanen, T., Ruuhijärvi, J., Saura, A. & Sairanen, S. 2014. Ohjeet standardin mukaisiin koekalastuksiin. RKTL:n työraportteja 21/2014. 22 s.
- Työryhmä, 2008. Kalataloudellisen velvoitetarkkailun kehittämistyöryhmän raportti. Työryhmämuistio MMM 2008:3. 43 s. + liitteet.



luke.fi

Luonnonvarakeskus
Latokartanonkaari 9
00790 Helsinki
puh. 029 532 6000