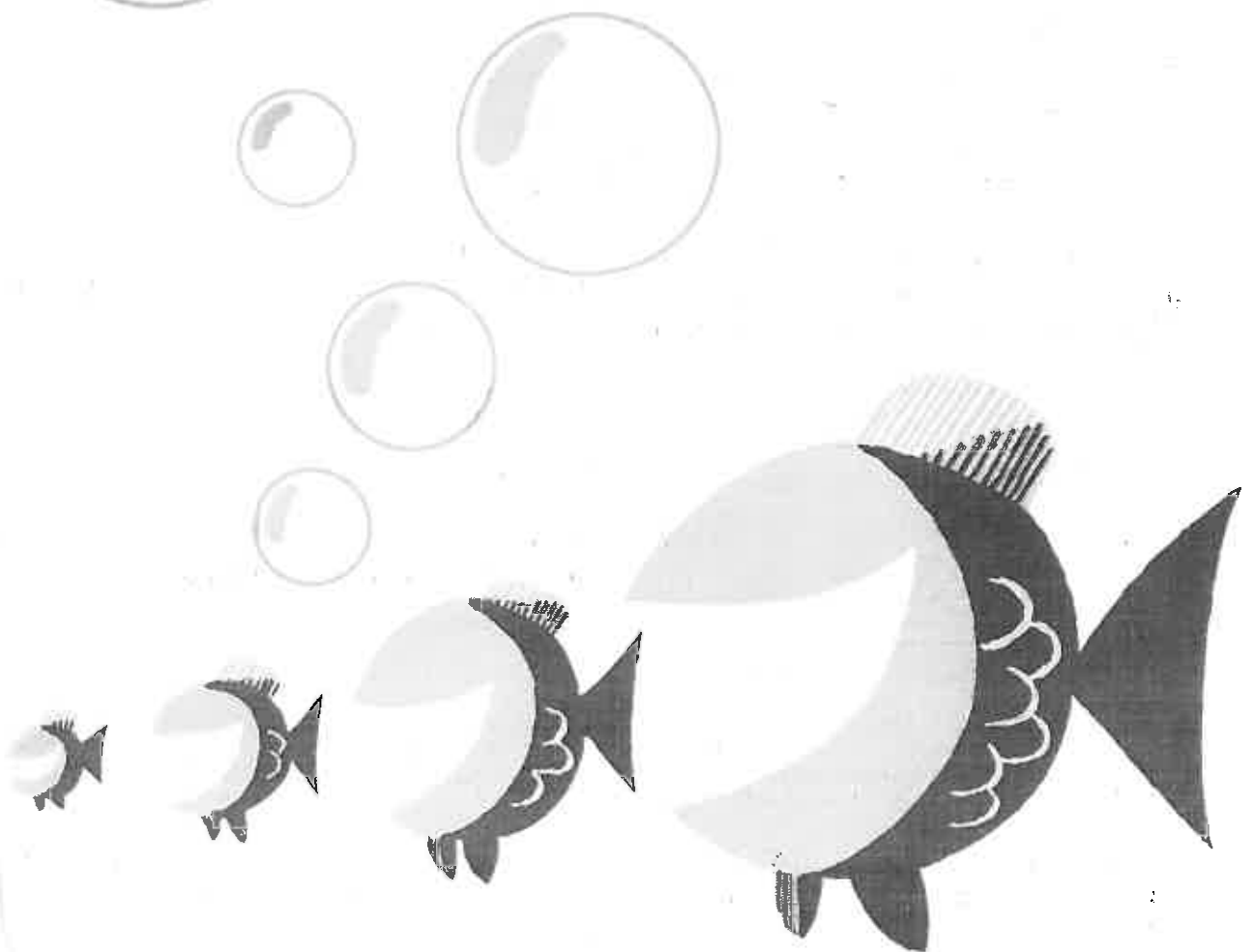


RIISTA- JA KALATALOUDEN TUTKIMUSLAITOS
KALANTUTKIMUSOSASTO



MONISTETTUJA JULKAISUJA

95
1989





RIISTA- JA KALATALOUDEN TUTKIMUSLAITOS
KALANTUTKIMUSOSASTO

MONISTETTUA JULKAISUA

Vastaava toimittaja: Eero Aro

Toimittajat: Outi Heikinheimo-Schmid, Mikael Hildén, Marja-Liisa Koljonen, Finn Löf, Eija Nylander, Riitta Rahkonen, Petri Suuronen, Lauri Urho ja Aune Viher-
vuori

Julkaisun jakelusta päätetään kunkin numeron osalta erikseen.

Julkaisua koskevat tiedustelut osoitetaan Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston kirjastolle, PL 202, 00151 Helsinki.

Monistettuja julkaisuja on jatkoa sarjalle: "Maataloushallituksen kalataloudellinen tutkimustoimisto. Monistettuja julkaisuja". Kalantutkimusosaston muut julkaisusarjat ovat "Finnish Fisheries Research", "Suomen kalatalous", "Tiedonantoja" ja "Meddelanden".

Ansvarig redaktör: Eero Aro

Redaktörer: Outi Heikinheimo-Schmid, Mikael Hildén, Marja-Liisa Koljonen, Finn Löf, Eija Nylander, Riitta Rahkonen, Petri Suuronen, Lauri Urho ja Aune Viher-
vuori

Publikationens distribuering fastställs skilt för varje nummer.

Förfrågningar angående tidskriften riktas till bibliotekarien, Vilt- och fiskeriforskningsinstitutet, fiskeriforskningsavdelningen, PB 202, 00151 Helsingfors.

Tidskriften är fortsättning på "Maataloushallituksen kalataloudellinen tutkimustoimisto. Monistettuja julkaisuja". Övriga publikationsserier från fiskeriforskningsavdelningen är "Finnish Fisheries Research", "Suomen kalatalous", "Tiedonantoja" och "Meddelanden".

RIISTA- JA KALATALOUDEN TUTKIMUSLAITOS, KALANTUTKIMUSOSASTO

MONISTETTUJA JULKAISUJA

No 95

1989

VASTAAMATTOMUUDEN VAIKUTUS KALASTUSKYSELYJEN LUOTETTAVUUTEEN

ENGLISH SUMMARY:

THE EFFECTS OF NONRESPONSE ON THE CREDIBILITY OF
FISHING QUESTIONNAIRES

KALEVI LEINONEN

HELSINKI 1989

ISBN 951-8914-28-1
ISSN 0358-4623
HELSINKI 1989
YLIOPISTOPAINO

Alkusanat

Tämä tutkimus liittyy osatutkimuksena Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston tutkimusprojektiin

"Kalataloudellisten tutkimusmenetelmien kehittäminen ja soveltaminen ympäristömuutostutkimuksia varten". Tutkimusalan johtaja, MML Mikael Hildén ja erikoistutkija, dos., FT Hannu Lehtonen loivat suotuisat edellytykset tutkimuksen suorittamiselle ja ohjasivat sitä monin neuvoin.

Kiitän lämpimästi tutkija, MMK Outi Heikinheimo-Schmidiä, Helsingin Ulkoiluviraston kalastuksen valvojan toimipisteen ja Kala- ja Vesitutkimus Oy:n henkilökuntia miellyttävästä yhteistyöstä kyselyjen suorittamisessa. Tarpeellista haastatteluapua tarjosivat Anja Leinonen ja Tapani Miina, josta heille suurkiitos. Käsikirjoitukseen tutustuivat ja arvokkaita korjausehdotuksia tekivät tutkimusalan johtaja, MML Mikael Hildén ja assistentti, MMK Markku Turtiainen.

SISÄLLYSLUETTELO

1. Johdanto	1
2. Keskeiset käsitteet ja tutkimusasetelma	2
2.1. Vastaamattomuuden ja luotettavuuden suhde	2
2.2. Tutkimusstrategiset valinnat ja tutkimustehtävän täsmennys	6
3. Aineisto ja menetelmät	14
3.1. Kyselyt	14
3.2. Lisäkontaktit	16
3.2.1. Haastattelu	16
3.2.2. Postikyselyt	17
3.3. Jaottelu kontaktikerroittain	17
3.4. Tilastolliset menetelmät	18
3.4.1. Keskiarvot, varianssit, keskivirheet, variaatio- kertoimet ja luottamusrajat	18
3.4.2. Lisäkontaktin tulosten yleistäminen kos- kemaan kaikkia vastaamattomia	20
3.4.3. Harhan arviointi	20
3.4.4. Harhan vaikutukset luottamusrajoihin	21
3.4.5. Osittaiskadon sijaistaminen	21
3.4.6. Tarkkuuden ja täsmällisyyden suhde luotettavuuden mittarina	22
3.4.7. Testit	22
4. Tulokset	23
4.1. Tulosten esittämistapa	23
4.2. Vastausten jakautuminen ja vastaamattomuuden syyt	23
4.3. Aineiston jakautumien muoto	28
4.3.1. Saaliit	28
4.3.2. Pyyntiponnistus	31
4.4. Vastauskato	32
4.4.1. Suhteellinen harha	32
4.4.1.1. Saaliit	32
4.4.1.2. Pyydysten kokonaissaalis	36
4.4.1.3. Pyyntiponnistus	37
4.4.2. Harha osatekijöittäin	40
4.4.3. Harhan suhde keskivirheeseen	43

4.4.4. Harhan vaikutus luottamusrajoihin	46
4.5. Osittaiskato	51
4.5.1. Määrä ja vaikutus otantavirheen suuruuteen	51
4.5.2. Pyyntiponnistuskeskiarvojen harhaisuus	53
4.6. Tarkkuuden ja täsmällisyyden suhde luotettavuuden mit- tarina	56
5. Tulosten tarkastelu	58
5.1. Aineiston edustavuus	58
5.2. Menetelmien arviointi	59
5.3. Aineiston jakautumien muoto	62
5.4. Vastaamattomuuden vaikutus tarkkuuteen ja täsmälli- syyteen	62
5.4.1 Vastaukskadon vaikutus	62
5.4.2. Osittaiskadon vaikutus	67
5.4.3. Harhan hyväksyminen	68
5.4.4. Otantavirheen hyväksyminen	69
5.5. Luotettavuus ja kyselystrategia	70
6. Johtopäätökset	71
Summary	73
Kirjallisuus	74
Liitteet	

1. JOHDANTO

Kalastustiedustelut ovat usein käytetty tiedonkeräysmenetelmä kalataloudellisissa tutkimuksissa ja selvityksissä. Kun tutkimus kohdistuu laajaan perusjoukkoon, on postikysely käytännössä ainoa menetelmä, jolla tarvittavat tiedot saadaan hankittua kohtuullisin kustannuksin. Kokonaiskustannukset ovat alueellisissa otoskooltaan pienissä kyselyissä muutamia kymmeniätuhansia ja laajoissa koko maan kattavissa tiedusteluissa jopa useita satojatuhansia markkoja. Keskeinen kysymys on, saadaanko näillä, kalataloussektorin resursien kannalta merkittävillä rahamäärillä, luotettavaa tietoa suunnittelun ja päätöksenteon perustaksi.

Kalataloussektorilla on puute kalataloudellisten kyselyjen luotavuustutkimuksista. Sosiaalitieteissä kyselyjen käytöllä on vankat perinteet ja kyselyihin liittyviä virheitä on tutkittu kauan. Kalataloudellisissa kyselytutkimuksissa mitattavat muuttujat ja laskentatilanne ovat kuitenkin usein erilaiset kuin sosiaalitieteissä, joten sosiaalitieteissä todetut virheitä koskevat tulokset eivät ole välttämättä suoraan sovellettavissa kalastuskyselyihin.

Kyselyihin liittyy lähes aina jonkin suuruinen kato, eli osa kyselyn kohteena olleista henkilöistä ei palauta tiedustelulomaketta. Jos voitaisiin olettaa, että kyselylomakkeen palauttavat henkilöt ovat tutkittavilta ominaisuuksiltaan samanlaisia kuin vastaamattomat henkilöt, ei vastauskadosta olisi muuta haittaa kuin, että jouduttaisiin tyytymään pienempään otoskokoon kuin mitä oli suunniteltu. Tällöin aineistosta laskettavat tulokset voidaan yleistää koskemaan koko tutkimusjoukkoa. Mikäli vastanneiden todetaan kuitenkin poikkeavan joiltakin ominaisuuksiltaan vastaamattomista, on aineisto valikoitunut. Tällöin tulokset kuvaavat vain sitä osaa kohderyhmästä, joka on vastannut, eikä yleistäminen ole enää harhaton menettely.

Hildén ym. (1985) ovat tarkastelleet useita kalastuskyselyihin liittyviä virhelähteitä. Vastaamattomuuden vaikutuksia kalastuskyselyjen luotettavuuteen ovat aiemmin Suomessa eräiltä osin selvittelleet mm. Raunta ja Shemeikka 1968, Frilander 1979, Niemi 1979 sekä Helsingin yliopiston kalataloustieteen ohjatun tutkimuksen kurssi (Virtain kalataloussuunnitelma 1983, 1984 , 1986 a ja b, 1987). Koska näissä tutkimuksissa havainnot koskevat pääosin vain saalismuuttujaa ja tulokset ovat osittain ristiriitaisia keskenään, on tarve kalastuskyselyjen luotettavuuden laajempaan tutkimiseen säilynyt.

Tässä tutkimuksessa pyritään selvittämään, aiheutuuko kalastuskyselyissä vastaamattomuudesta aineistojen valikoitumista ja, mikäli valikoitumista havaitaan, mikä on valikoitumisen vaikutus luotettavuuteen. Luotettavuutta tarkastellaan suhteessa kyselystrategisiin valintoihin, jotta kalastuskyselyihin sijoitettavat resurssit voitaisiin kohdentaa tuottamaan aiempaa luotettavampaa tietoa kalataloudelliselle tutkimukselle, suunnittelulle ja päätöksenteolle.

2. KESKEISET KÄSITTEET JA TUTKIMUSASETELMA

2.1. Vastaamattomuuden ja luotettavuuden suhde

Kyselytutkimusten luotettavuus on ilmaistavissa niihin sisältyvien virheiden yhteisvaikutuksen avulla. Mikäli virheiden yhteisvaikutus on suuri, on kokonaisluotettavuus pieni. Käsitys siitä, mitkä virheet vähentävät luotettavuutta, riippuu mittaustilanteesta. Luonnontieteissä on vallalla tapa jakaa virheet satunnaisiin ja systemaattisiin (esim. Clough 1966, Eisenhart 1963, Murphy 1961, Sokal & Rohlf 1987, Youden 1961, Youden 1962). Tällöin mitattavat suureet ovat usein fysikaalisia ja mittausmenetelmät sekä aineistot yksiselitteisiä.

Kyselyissä tietoa hankitaan ihmisiltä, jolloin lisävirhelähteenä mittaustilanteessa on myös vastauksiin sisältyvä epävarmuus. Valkonen (1981) jakaa luotettavuuden kahteen osatekijään, sisäiseen ja ulkoiseen luotettavuuteen. Sisäinen luotettavuus ilmaisee, kuinka mittaaminen on onnistunut. Siihen vaikuttavia virhelähteitä ovat kyselyvastauksiin liittyvät virheet, kuten vastaajan satunnaiset muistivirheet sekä tietoiset ja tiedostamattomat systemaattisesti keskiarvoon vaikuttavat virheet (Valkonen 1981). Toisen sisäiseen luotettavuuteen vaikuttavan virhelähteen muodostavat mittareihin, eli kysymyksiin liittyvät virheet. Näitä ovat esimerkiksi puutteellisesti määritellyt tai väärin muotoillut kysymykset. Sisäiseen luotettavuuteen vaikuttavia tekijöitä arvioidaan nk. reliabiliteetti- ja validiteettilaskelmin, jotka perustuvat ajatuksen mitata samaa asiaa usealla eri tavalla ja laskea mm. mittaus- tulosten välisiä korrelaatioita (Blalock 1969, Blalock 1970, Peter 1979, Parameswaran et. al. 1979, Valkonen 1981).

Kyselyihin vastaamattomuus ei vaikuta sisäiseen luotettavuuteen, sillä vastaamattomuus estää saamasta mittaustuloksia, joiden oikeellisuutta sisäinen luotettavuus kuvaa. Siksi sisäiseen luotettavuuteen liittyviä virheitä ei käsitellä tässä tutkimuksessa.

Ulkoiseen luotettavuuteen vaikuttavat virhelähteet ovat joko satunnaisia tai systemaattisia (kuva 1). Otantateorian kannalta virheet on tarkoituksenmukaista erotella otannasta riippuviin ja riippumattomiin virheisiin (Liedes ja Manninen 1975). Otannasta riippuva virhe, eli otantavirhe, on luonteeltaan satunnainen ja on helposti arvioitavissa keskivirhelaskelmin. Otantavirheen arviointi on kyselyiden yhteydessä nykyisillä tietojenkäsittelymenetelmillä rutiinitoimenpide.

Otannasta riippumattomat virheet ovat ongelmallisempia kuin otantavirheet, sillä niiden havainnointi ja arviointi vaativat omat erityisjärjestelynsä. Yleisimpiä otannasta riippumattomia

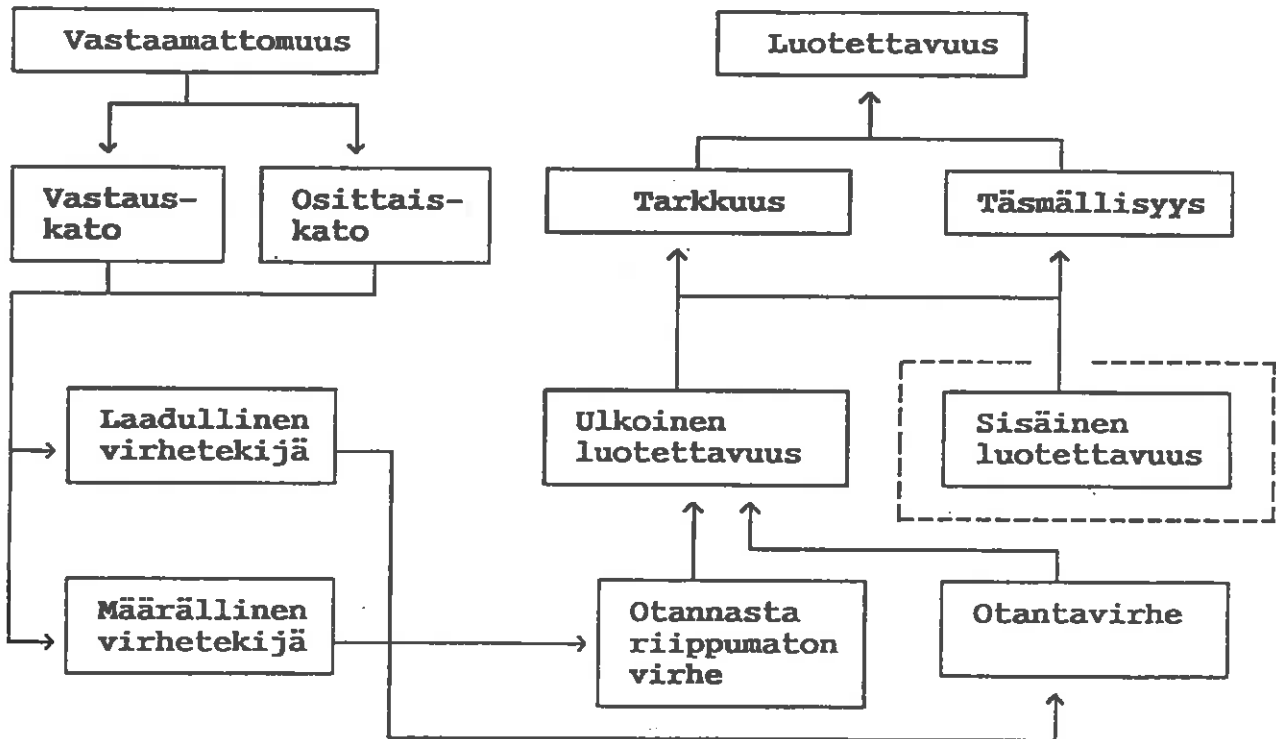
virheitä ovat analysointivaiheen laskentavirheet ja painottunut otanta (Liedes ja Manninen 1975, Yates 1981).

Kyselyissä on lähtökohtana useimmissa ongelmanasetteluissa se, että valitun otoksen tulee olla koko tutkittavaa kohderyhmää edustava (Cochran 1977, Jyrinki 1977, Liedes ja Manninen 1975, Yates 1981). Valikoitumista voi tapahtua joko otannan poimimisen yhteydessä tai myöhemmin aineiston keräysvaiheessa. Painottuneen aineiston korjaaminen jälkikäteen tulosten laskentavaiheessa on mahdotonta, ellei pystytä arvioimaan painottumisen syytä ja suuruutta. Kyselyn tekijällä ei ole käytettävissä mitään rutiiniestimointimenetelmää, jolla otannasta riippumattomien virheiden vaikutusta voidaan arvioida.

Ulkoista luotettavuutta voidaan kuvata käsitteillä täsmällisyys ja tarkkuus. Täsmällisyys ilmaisee estimaattien hajontaa vastaavan parametrin suhteen (Kendall & Buckland 1975). Tarkkuus kuvaa estimaatin läheisyyttä parametrin arvoon nähden (Kendal & Buckland 1975, Sokal & Rohlf 1987). Mitä suurempi ero on estimaatin ja parametrin välillä, sitä harhaisempi on estimaatti. Harha ilmaisee siis estimaatin ja vastaavan parametrin välisen eron (Liedes ja Manninen 1975). Harhan ominaisuuksiin kuuluu, että se vääristää tuloksia systemaattisesti.

Kyselyissä esiintyy kahdenlaista vastaamattomuutta (kuva 1). Osa otokseen kuuluvista henkilöistä ei vastaa lainkaan ja osalla vastanneista lomake on puutteellisesti täytetty, jolloin osalta muuttujista puuttuu mittausarvot (Filion 1975, Jyrinki 1977, Moser & Kalton 1975). Ensimmäisestä käytetään nimitystä kato ja jälkimmäisestä osittaiskato (Tilastokeskus 1987). Kummankin katotyyppin vaikutukset ovat ainakin määrällisiä, eli joudutaan tyytymään suunniteltua pienempään otokseen. Lisäksi vaikutukset voivat olla laadullisia, mikäli vastanneet eroavat vastaamattomista tutkittavien ominaisuuksien suhteen (Jyrinki 1977, Rubin 1986). Laadullinen virhetekijä käsitetään tässä yhteydessä samaksi kuin harha.

Vastaamattomuuden takia pienempi otoskoko aiheuttaa otantavirheen eli satunnaisvirheen kasvun. Siksi määrän muutos voidaan mieltää määrällisenä virhetekijänä. Kyselyissä, jotka otanta-asetelmaltaan ovat lähellä kokonaistutkimusta, voi otantavirhe kasvaa huomattavasti. Laskentakaavojen mukainen äärellisen populaation korjauskerroin kasvaa ja varianssin jakaja pienenee, kun otoskoko pienenee absoluuttisesti sekä suhteessa perusjoukon kokoon (Cochran 1977, Liedes ja Manninen 1975). Mikäli laskentatilanteessa ei huomioida määrän muutoksia, esim. osittaiskadon takia, on seurauksena systemaattinen virhe eli harha.



Kuva 1. Luotettavuuteen ja vastaamattomuuteen liittyvät käsitteet ja näiden väliset suhteet (-- = ilmiö on rajattu tutkimuksen ulkopuolelle).

2.2. Tutkimusstrategiset valinnat ja tutkimustehtävän täsmennys

Kato lisää kyselyiden otantavirhettä aineiston kokoa pienentämällä, mutta siitä johtuva muutos on helposti arvioitavissa keskivirhelaskelmin. Varsinaisen ongelman muodostaa kadosta mahdollisesti aiheutuva harha. Kyselyjen käyttöä tutkimusmenetelmänä arvostellaan usein viittaamalla alhaisiin vastausprosentteihin ja valikoivaan vastaamiseen (Linsky 1975, Kanuk & Berenson 1975). Erdosin (1970) mukaan kyselyä voidaan pitää luotettavana, jos sen vastausprosentti on korkea tai, jos voidaan muutoin osoittaa, että kyselyyn vastanneet edustavat ominaisuuksiltaan otosta. Vaatimus ilmaisee vastaamattomuuteen liittyvän tutkimuksen kaksi päälinjaa. Osa tutkimuksista keskittyy kadon pienentämiseen, toisten selvittäessä kadon vaikutuksia (Linsky 1975, Kanuk & Berenson 1975). Tämä työ kuuluu tutkimusasetelmaltaan viimeksimainittuun ryhmään.

Valikoitumisen havaitsemiseksi on olemassa kolme päämenettelyä. Vertailu on yksiselitteinen, jos voidaan verrata kyselystä laskettua tulosta koko kohdeperusjoukosta laskettuun arvoon (Dillman 1978, Filion 1975, Kanuk & Berenson 1975, Moser & Kalton 1975). Kyselyaineistoa voidaan verrata myös otantakehikosta saataviin tietoihin (Dillman 1978, Filion 1975, Kanuk & Berenson 1975, Scott 1961). Kolmas tapa on hankkia lisätietoa vastaamattomista esimerkiksi lisäkyselyllä tai haastattelulla ja yleistää tulokset koskemaan kaikkia vastaamattomia (Erdos 1970, Filion 1975, Kanuk & Berenson 1975, O'Neill 1979).

Kalastuskyselyiden kohdalla kahden ensiksi mainitun menettelyn käyttöä rajoittaa se, että yleensä ei ole käytettävissä kalataloudellisia muuttujia koskevia kalastavan perusjoukon kattavia mitaustuloksia. Otantakehikkoon vertailtavissa olevien muuttujien määrä on yleensä pieni (Leinonen ja Pruuki 1985). Lisäksi esimerkiksi havaittu ero ammattijakautumassa ei merkitse sitä, että kyselystä lasketut pyyntiponnistusarviot olisivat harhaisia, ellemmetiedä tarkoin ammatin ja pyyntiponnistuksen välistä riippuvuutta.

Lisätiedon hankkimisessa vastaamattomista on erotettavissa kaksi eri lähestymistapaa. Ensimmäinen tapa lähtee olettamuksesta, että vastanneet, joiden suostuttelu kyselyyn osallistumiseen on vaatinut useamman kontaktin, muistuttavat tutkittavilta ominaisuuksiltaan eniten vastaamattomia (Filion 1975, Kanuk & Berenson 1975). Menetelmässä kyselyaineisto ositetaan kontaktikerroittain ja joko ekstrapoloidaan kontakteista muuttujien arvot vastaamattomille (Erdos 1970, Filion 1975, Kanuk & Berenson 1975, Mayer & Pratt 1966) tai oletetaan vastaamattomien olevan samanlaisia kuin viimeiseen kontaktiin vastanneet (Erdos 1970, Scott 1961, Sen & Southward 1977, Wellman et. al. 1980).

Toinen tapa lisätiedon hankkimisessa on yrittää saada satunnainen otos vastaamattomista haastattelulla tai kyselyllä ja yleistää tulokset koskemaan kaikkia vastaamattomia (Filion 1975, Fuller 1974, MacDonald & Dillman 1968, Ognibene 1971, O'Neill 1979). Koska tässäkin tapauksessa yleensä esiintyy vastaamattomuutta, ei satunnaisuuden vaatimus välttämättä täyty (Filion 1975).

Tässä tutkimuksessa lisätietoa vastaamattomista hankitaan sekä otannalla vastaamattomista että olettamalla vastaamattomien olevan samanlaisia kuin viimeisiin kontakteihin vastanneet. Tiedot yleistetään koskemaan kaikkia vastaamattomia. Näin luodaan hypoteettinen tilanne, jossa kaikki kyselyn saaneet olisivat vastanneet. Perus-olettamuksena on, että vastaamattomuuden vaikutukset luotettavuuteen voidaan arvioida otoksesta saatavan tiedon perusteella.

Harhan suuruus on määrätty vastaavanlaisissa tutkimusasetelmissa vertaamalla postikyselyaineiston estimaatteja niihin arvioihin, jotka lasketaan hypoteettisesta täydellisen osallistumisen aineistosta (Filion 1975, MacDonald & Dillman 1968). Osittamalla kyselyaineistot kontaktikerroittain ja yhdistämällä kontaktikertoja voidaan simuloida tilanteita, joissa kyselyissä on alhainen (yksi kontakti) tai korkeampi (esim. kaksi kontaktia) vastausaktiivisuus ja tarkastella kyselyjen luotettavuutta menetelmäongelmana (Filion 1975).

Kalastuskyselyissä on aiemmin käytetty yleisesti joko yhtä tai kahta kontaktia (esim. Hildén ja Ahonen 1982, Huovila 1983, Matinlompola ja Lovikka 1984, Lehtonen ja Salojärvi 1978, Lehtonen ja Salojärvi 1983, Lehtonen ym. 1988, Pruuki ym. 1985, Sepponen ja Hildén 1985). Heberlein ja Baumgartner (1978) esittävät yhteenvetona kirjallisuudesta poimituista 98 kyselymenetelmällisestä tiedustelusta, että yhdellä kontaktilla saatiin vastaukset keskimäärin puolelta ja kahdella kontaktilla 2/3 otoksiin kuuluvista. Mainituissa kalastuskyselyissä yhdellä kontaktilla saavutettiin keskimäärin jonkin verran pienempiä vastausprosentteja, mutta kahden kontaktin kyselyissä aktiivisuus oli suunnilleen samaa tasoa. Mikäli vastaamattomuus aiheuttaa valikoitumista, eivät kyseiset vastausprosentit ole tarkkuuden kannalta välttämättä riittäviä. Jos valikoitumista ei tapahdu, on vastausaktiivisuuden nostaminen korkeaksi useilla kontakteilla resurssien tarpeetonta tuhlausta. Siksi yhden ja kahden kontaktin kyselyjä vastaavat simuloinnit sisällytetään tutkimukseen. Tällä pyritään löytämään vastauskyselystrategisten valintojen vaikutuksesta tarkkuuteen.

Tärkeimmiksi vastausaktiivisuutta nostaviksi tekijöiksi on esitetty kontaktien määrää ja sitä, kuinka tärkeäksi itselleen vastaaja kyselyn kokee (Heberlein & Baumgartner 1978). Kyselyn merkittäväksi kokeminen riippuu paitsi kyselyn aiheesta (Heberlein ja Baumgartner 1978) myös vastaajien motivoinnista (Linsky 1975). Kalastuskyselyissä aiheen merkittävyyttä on vaikea lisätä, mutta motivointiin on kaikki mahdollisuudet. Motivoinnilla pyritään vaikuttamaan erityisesti niihin kohderyhmiin, jotka todennäköisimmin eivät vastaa (Linsky 1975). Hildénin ym. (1985) mukaan kalastuskyselyissä näitä ryhmiä ovat kalastamattomat ja ne, joiden kalastustoiminta on vähäistä. Mikäli tarkastelu tapahtuisi saaliin suhteen, voitaisiin ryhminä erotella kalastamattomien lisäksi saalista saamattomat henkilöt sekä ne, jotka ovat saaneet keskimääräistä pienempiä saaliita. Näiden ryhmien merkitys virhelähteenä muodostaa tässä työssä oman osaongelmansa. Tavoitteena on motivoinnin parempi kohdentaminen.

Monissa kalataloudellisissa tutkimuksissa ollaan kiinnostuneita vesistöalueiden välisistä eroista ja niiden syistä. Kalastuskysely-

lyissä tutkimusalue on tapana jakaa useisiin osa-alueisiin, joissa tapahtunutta kalastustoimintaa pyritään mittaamaan. Koska vastaa-mattomuus pienentää otoskokoa, joudutaan käytännössä usein tilan-teeseen, jossa laskentayksiköiden määrä jollakin osa-alueella on hyvin pieni.

Klassisen tilastotieteen keskeisimpiä käsitteitä on aineiston jakau-tuman normaalisuus. Kun aineisto on normaalisesti jakautunut, on esim. keskiarvon otantajakautuma normaalin pienilläkin laskenta-yksiköiden määrillä. Mikäli aineisto on vinosti jakautunut, joudu-taan keskiarvon otantajakautuman normaalisuudelle asettamaan las-kentayksiköiden määrästä riippuva ehto. Ehto täyttyy aineiston jakautumasta riippumatta, kun laskentayksiköitä on enemmän kuin 30 (Cochran 1977, Liedes ja Manninen 1975). Jos toteutunut otoskoko on pienempi, on keskiarvon otantajakautumakin vino, eikä se vastaa tavallisempien otantamenetelmien lähtöolettamusta normaalisuudesta. Tästä seuraa, että keskiarvoestimaattori on harhainen, sillä se tuottaa periaatteessa liian usein vinouden suunnasta riippuen joko pienempiä tai suurempia keskiarvoja verrattuna perusjoukon todel-liseen keskiarvoon. Lisäksi aineiston jakauman muoto asettaa rajoituksia tilastolliselle testaukselle.

Osittaiskadon havaitseminen on helppoa. Osittaiskatoa on jokainen puuttuva muuttujan arvo aineistossa (Jyrinki 1977). Osittaiskatoa voidaan tarkastella joko määrällisenä tai laadullisena virheteki-jänä. Jos muuttujan millä tahansa arvolla on yhtä suuri toden-näköisyys kuulua osittaiskatoon, on osittaiskadon seurauksena vain otoskoon pieneneminen. Estimoinnissa nk. laajennuskerroin kasvaa hieman ja saadut tulokset ovat paikkansapitäviä perusjoukkoon yleistettäessä. Näin tapahtuu kalastuskyselyissä esimerkiksi saaliiden osalta. Nollat ovat nolliä, eli osittaiskatoa esiintyy vain niissä tapauksissa, joissa saalistaulukko on täysin tyhjä, vaikka muiden kysymysten perusteella voidaan päätellä kyseisen ruokakunnan saaneen saalista.

Pyyntiponnistustiedoilla osittaiskatoa sen sijaan esiintyy melko paljon. Hankalaksi tilanteen tekee se, että tiedämme osittaiskatoa esiintyvän vain niissä tapauksissa, joissa pyyntiponnistus on nollassa poikkeava luku, eli kun pyydystä on käytetty. Jos pyydystä

ei ole käytetty, tulkitaan tyhjä pyyntiponnistustietojen kohdalla nolllaksi. Sen sijaan pyydystä käytettäessä (esim. saaliita ko. pyydyksellä), on tyhjä pyyntiponnistuksen kohdalla puuttuva tieto. Pyyntiponnistusaineistolle on siis ominaista, että se sisältää kaikki asiaan kuuluvat nolllat, mutta osa nolllasta poikkeavista luvuista puuttuu, eli se on painottunut nolllatapausten suuntaan. Mikäli tällainen aineisto laajennetaan perusjoukkoon suoraan hyväksyttyjen laskentayksiköiden määrän perusteella, on tuloskin painotunut.

Osittaiskadon tutkiminen harhaa aiheuttavana virheenä on hankalaa. Vertailu voitaisiin tehdä perusjoukosta laskettuun mittaustulokseen tai otantakehikosta saatuun arvoon, mutta tällaisia mittaustuloksia ei ole käytettävissä. Suorittamalla uusintatiedustelu niille, joiden lomakkeet ovat puutteellisesti täytettyjä, saataisiin aineisto täydennettyä ja samalla voitaisiin arvioida eroavatko osittaiskatotapaukset muusta otoksesta. Tällöin aineistot tulee ensin käydä läpi osittaiskatotapausten löytämiseksi ja tämä vaatii isoilla aineistoilla runsaasti aikaa. Mittausten väli voi helposti olla yli puoli vuotta, mikä saattaa kasvattaa muistivirheen osuutta. Lisäksi osa vastaajista mieltää puutteellisten tietojen täydennyksen epäluottamuksena heitä kohtaan, jolloin edellytykset luotettavalle mittaamiselle ovat heikot.

Mittausasetelman vaikeudesta johtuen ei osittaiskadon vaikutuksia arvioida tässä tutkimuksessa vastaamattomien ja vastanneiden välisiä eroja mittaamalla. Sen sijaan osittaiskatoa tarkastellaan harhan lähteenä laskentatilanteen kannalta. Pyyntiponnistusesimerkki ilmaisee, kuinka osittaiskato voi kohdistua vain tiettyyn osaan muuttujan arvoja, jolloin pelkästään kaikkien kelvollisten laskentayksiköiden määrän mukainen laajennus tuottaa harhaiset estimaatit. Vastauskadon vaikutusten arvioimiseksi täytyy osittaiskadon määrällinen vaikutus korjata. Käytännön laskentatilanteessa voi kyselyn tekijältä jäädä huomaamatta pyyntiponnistusmuuttujan kahtiajakoinen luonne osittaiskadon suhteen, joten on perusteltua myös arvioida, kuinka suuri tästä johtuva harha on. Vaikka harha muodostuu vasta laskentatilanteessa, on sen perimmäinen syy osittaiskadossa, joten

ilmiön tarkastelu sisällytetään tähän tutkimukseen.

Luotettavuus määriteltiin aiemmin riippuvaiseksi tarkkuudesta ja täsmällisyydestä. Eri menetelmien tarkkuuden karkeaan vertailuun riittää esimerkiksi tieto harhan suuruudesta. Tulokset ovat luotettavampia, kun valitaan menetelmä, joka tuottaa pienimmän harhan. Samoin voidaan tarkastella täsmällisyyttä ja valita otantamenetelmä, joka tuottaa pienimmän estimaatin varianssin.

Koska luotettavuus riippuu sekä tarkkuudesta että täsmällisyydestä, tulisi tarkastelun perustua kummankin tekijän yhtäaikaiseen tarkasteluun. Teoreettisesti kyseistä yhteisvaikutusta on kuvattu käsitteellä keskineliöpoikkeama (Mean Square Error, MSE), josta Liedes ja Manninen (1975) käyttävät termiä bruttovarianssi (ks. myös Cochran 1977, Jolliffe 1986, Laaksonen 1988, Moser & Kalton 1975). Bruttovarianssi huomioi otantavirheen lisäksi harhasta johtuvan epävarmuuden kasvun. Menetelmä, joka tuottaa pienimmän bruttovarianssin, on luotettavuuden kannalta paras.

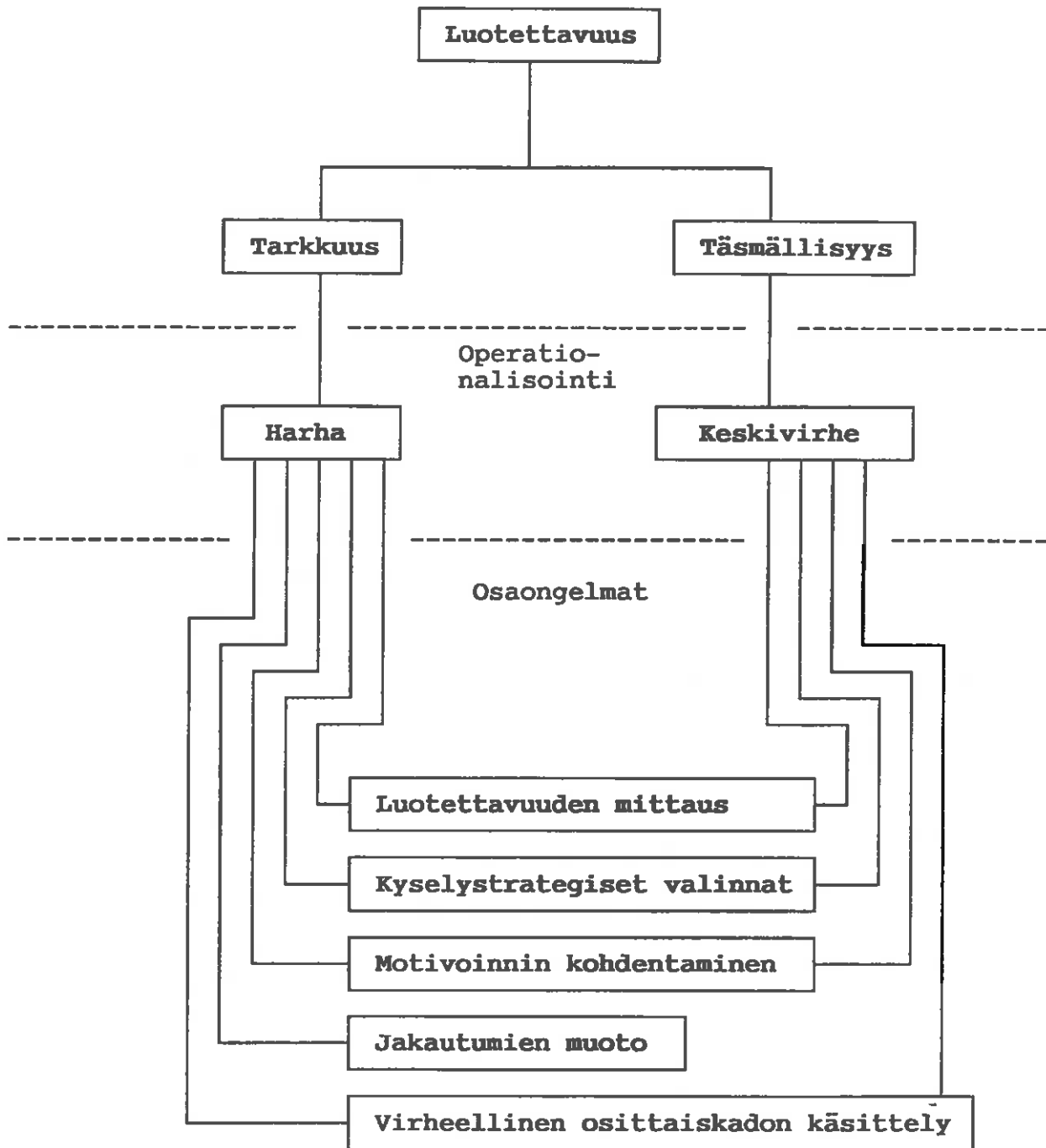
Bruttovarianssin heikkoutena luotettavuuden kuvaajana on se, että vaikka harhan suuruus pystytään arvioimaan, ei silti tiedetä sitä harhaa, joka sisältyy estimaatin varianssiin. Jos otosaineiston hajonta on valikoitumisesta johtuen joko pienempi tai suurempi kuin perusjoukossa, niin estimaatin varianssi joko ali- tai yliarvioidaan. Tällöin harhan suhde varianssiin on virheellinen. Cochranin (1977) mukaan bruttovarianssin käyttö luotettavuustarkasteluissa rajoittuu tilanteisiin, joissa harhan suhde keskivirheeseen on enintään 0,5. Syynä on se, että verrattaessa kahta estimaattoria, joilla on eri suuruiset harhat ja harhojen ollessa suuria suhteessa estimaatin keskivirheeseen, eivät bruttovarianssin todennäköisyysjakautumat ole enää samanlaisia ja suoraan toisiinsa vertailukelpoisia (Cochran 1977).

Harhan vaikutukset luottamusrajoihin, jotka ovat tilastollisen päätöksenteon keskeinen väline, perustuvat harhaisen ja harhattoman keskiarvon otantajakaumien vertailuun (Cochran 1977). Vertailussa ollaan kiinnostuneita siitä, kuinka paljon harhattoman keskiarvon

otantajakaumasta osuu harhaisen keskiarvon otantajakauman avulla laskettujen luottamusrajojen sisäpuolelle. Olettamalla yksinkertaisuuden vuoksi keskiarvojen varianssien pysyvän samoina niin, mitä pienempi harha on, sitä paremmin jakaumat osuvat yksiin. Tällöin harhaisen keskiarvon luottamusrajat ovat kelvollisia päätöksenteon perustaksi. Vastaava tarkastelu tehdään tässä tutkimuksessa. Lisäämällä tarkasteluun estimaattien täsmällisyyttä kuvaavat variaatiokertoimet (CV) (Cochran 1977, Lienes ja Manninen 1975, Laininen 1975) saadaan kyselyn ulkoisen luotettavuuden estimaatti.

Harhaisen keskiarvon sijoittumisen tarkastelu harhattoman keskiarvon otantajakautumalla perustuu standardisoidun normaalijakauman kertymäfunktion käyttöön. Jos harhaa ei ole, jakaa keskiarvo otantajakautuman yhtä suuriin osiin. Soveltamalla Cochranin (1977) esittämällä tavalla harhan suhdetta keskivirheeseen (B/σ) saadaan funktiolle harhattoman otantajakautuman integrointiraja, joka määrää todennäköisyyden. Kun tarkasteluun lisätään jälleen täsmällisyyden mittana variaatiokerroin, voidaan ulkoinen luotettavuus arvioida.

Yhteenvetona voidaan todeta, että vastaamattomuuden vaikutuksia luotettavuuteen tarkastellaan tässä tutkimuksessa arvioimalla luotettavuutta ja sen osatekijöitä suhteessa kyselystrategiaan (kontaktien määrä), motivoinnin kohdentamiseen (ongelmaryhmien koko), muuttujien aineistojen jakautumien muotoon (normaalisuus-oletuksen paikkansapitävyys) sekä laskentatilanteeseen (osittaiskadon virheellinen käsittely) (kuva 2). Selitettäviksi muuttujiksi valitaan lähes kaikissa kalastuskyselyissä toistuvat kalastaneet ruokakunnat, saaliit ja pyyntiponnistus. Selittäväenä muuttujana käytetään kontaktikertaa, jolla kyselyyn osallistunut on vastannut. Kontaktikerran katsotaan olevan vastaushalukkuuden indikaattori.



Kuva 2. Tutkimusasetelman rakenne.

3. AINEISTO JA MENETELMÄT

3.1. Kyselyt

Tutkimuksen aineisto koostuu kolmesta kalastuskyselystä: "Kalastus Helsingissä vuonna 1982", "Kalastus Kemijärvellä vuonna 1982" ja "Kalastus Lohjanjärvellä vuonna 1983".

Helsingin tiedustelulla pyrittiin selvittämään kalastusta kaupungin merialueilla. Kyselyn tilaaja oli Helsingin kaupungin urheiluja ulkoiluviraston ulkoiluosasto. Kysely kuuluu osana kalataloudelliseen tarkkailuohjelmaan, jolla seurataan kaupungin jätevesien vaikutusta kalastoon ja kalastukseen. Tarkkailuohjelmassa edellytetään mm. kaupungin tekevän kolmen vuoden välein saalistiedustelun. Kyselyn tekivät yhteistyössä ulkoiluviraston kalastuksenvalvojan toimipiste ja Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosasto. Otannan ja lomakkeen suunnitteluun osallistui myös Helsingin kaupungin tilastokeskus.

Kyselyn perusjoukon muodostivat kaupungin pyydyslupan vuonna 1982 lunastaneet sekä Puolustusvoimien linnoituspiirin vesialueilta puolustusvoimilta luvan lunastaneet henkilöt. Systemaattisella otannalla poimittiin otokseen joka neljäs pyydyslupia lunastanut henkilö. Poiminnan suoritti kalastuksen valvojan toimipisteen henkilökunta, joka samalla poisti tuntemansa ammattimaisesti kalastavat henkilöt ja korvasi heidät uusilla. Kysely on siten koskenut virkistys- ja kotitarvekalastusta harjoittaneita henkilöitä.

Perusjoukon koko oli 7 656 henkeä, joista otokseen tuli mukaan 1 914 henkilöä. Lunastettuja pyydyslupia oli vuonna 1982 yhteensä 14 306 eli keskimäärin yhdellä lupakuitilla oli 1,9 pyydyslupaa. Tiedustelussa käytettiin kahta kontaktia. Postitukset tehtiin maalisi- ja toukokuussa vuonna 1983, kontaktien välin ollessa viisi viikkoa. Aineiston atk-käsittely suoritettiin Pääkaupunki-

seudun tietokeskuksessa ja tulokset on julkaistu tarkkailuraportissa (Marttinen ym. 1984).

Kemijärven kysely kuului osana Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston Kemijärven biologis-kalataloudelliseen tutkimukseen. Tutkimuksen tarkoituksena oli selvittää kalakantojen tilaa ja siihen vaikuttavia tekijöitä (Heikinheimo-Schmid 1987). Kyselyn tekivät yhteistyössä RKTL:n kalantutkimusosasto ja Lapin kalatalouspiiri. Kyselyn perusjoukon muodostivat kalastuskuntien luvan lunastaneet henkilöt. Lupia lunastettiin 1 281 kpl, jonka lisäksi nk. "turistilupia" oli 322. Perusjoukon koko oli siten yhteensä 1 603. Otoskoko oli 1 281, eli kaikki luvan lunastaneet, joiden osoite tiedettiin. Oletettavasti turistilupia oli lunastettu todettua enemmän, joten perusjoukon koko oli ilmeisesti edellämainittua suurempi (Heikinheimo-Schmid 1987).

Heikinheimo-Schmid (1987) ei sisällyttänyt perusjoukkoon tuloksia laskiessaan turistiluvan lunastaneiden määrää (322), koska turistiluvat olivat osoitteettomia, eikä kyseisille ruokakunnille voitu lähettää kyselylomaketta. Tässä tutkimuksessa turistiluvat on kuitenkin sisällytetty perusjoukkoon, sillä muutoin käytetyllä tutkimusmenetelmällä otoskoko olisi ollut yhtä suuri kuin perusjoukon koko. Keskivirheiden laskeminen olisi tällöin ollut mahdotonta, koska laskentakaavan mukainen äärellisen populaation korjaustekijä olisi ollut nolla.

Toinen ero tutkimusten välillä on ammattimaisesti kalastavien ruokakuntien käsittelyssä. Heikinheimo-Schmid (1987) on sisällyttänyt heidät aineistoon. Koska ammattimaisesti kalastavia ruokakuntia oli vähän ja heidän saaliinsa keskimääräistä huomattavasti suuremmat, poistettiin heidät tämän tutkimuksen aineistosta. Kyselyssä käytettiin kahta kontaktikertaa, joiden postitukset tapahtuivat maalisi- ja huhtikuussa vuonna 1983.

Lohjanjärven kysely suoritettiin osana Lohjanjärven kalataloudel-

lista selvitystä, joka tehtiin jätevesienlaskulupia koskevaa katselmustoimitusta varten. Katselmustoimitukseen liittyi kalataloudellisten lupaehtojen tarkistaminen. Tutkimusalue oli Lohjanjärvi ja Karjaanjoki välillä Karjaa - Mustio. Kyselyn tilaaja oli Länsi-Uudenmaan vesiensuojeluyhdistys. Tekijöinä toimivat yhteistyössä Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosasto ja Kala- ja Vesitutkimus Oy.

Tiedustelun otantakehikko kerättiin pääosin kalastuskuntien luvan lunastaneista henkilöistä. Kalastuskunnista osa oli toimimattomia, joten niillä ei ollut kalastuslupien myyntiä. Näiden osalta kehikkoa täydennettiin maarekisteristä ja veroluetteloista saatavilla tiedoilla kyseisten alueiden kiinteistöjen omistajista. Perusjoukon kooksi tuli 1 815 henkilöä. Osoitteettomia oli 59 henkeä, joten otoskoko oli 1 756. Kyselyssä käytettiin kahta erilaista saalislomaketta.

Tiedustelukertoja oli viisi. Postitukset tapahtuivat tammikuun alun ja maaliskuun alun välisenä aikana. Tulokset on julkaistu liitteenä Lohjanjärven kalatalousselvityksessä (Lohjanjärven kalatalousselvitys 1983-1984, 1984).

3.2. Lisäkontaktit

3.2.1. Haastattelu

Helsingin kyselyssä kahden postitse tapahtuneen kontaktin jälkeen vastaamattomista poimittiin systemaattisesti joka kolmas haastatteluun. Otoskoko oli 292 vastaamatonta. Haastattelussa käytettiin kolmea haastattelijaa. Haastattelut suoritettiin touko- ja kesäkuussa vuonna 1983.

Haastattelusta ei ilmoitettu ennakolta haastateltaville, jotta välttyttäisiin kieltäytymisiltä. Kato haastattelussa oli nk. "ei kotona"-tapauksia. Kaksi haastateltavaa kieltäytyi vedoten ter-

veydellisiin syihin. Haastattelulomakkeen kysymykset olivat pääosin samoja kuin postikyselyssä. Ero oli siinä, että kysymyksiä oli vähemmän ja lisäkysymyksenä selvitettiin, miksi postikyselyyn ei vastattu.

3.2.2. Postikyselyt

Kemijärven tiedustelussa kahden postitse tapahtuneen kontaktin jälkeen vastaamattomista poimittiin systemaattisesti otos. Otoskoko oli 254. Postitus tapahtui kesäkuun alussa vuonna 1983. Kyselyssä käytettiin kahdenlaisia lomakkeita. Toinen oli identtinen aiemmissa kontakteissa käytetyn kanssa. Toisessa ei käytetty pyydyksittäistä ja lajittaista saalistaulukkoa, vaan kysyttiin pelkästään lajien kokonaissaaliit vuoden aikana. Tulosten laskemisvaiheessa molempien lomakkeiden aineistot on yhdistetty soveltuvin osin.

Lohjanjärven kyselyssä käytettiin yhteensä viittä kontaktikertaa, joilla saavutettiin korkea vastausprosentti (94 %). Kontaktit koskivat aina kaikkia siihen saakka vastaamattomia. Kyselyssä käytettiin ensimmäisestä kontaktista alkaen kahta kyselylomaketta, joista toisessa oli normaali saalistaulukko ja toisessa kysyttiin vain lajittaiset kokonaissaaliit. Tässä työssä kummankin lomaketyypin aineistot on yhdistetty soveltuvin osin ja käsitelty yhdessä.

3.3. Jaottelu kontaktikerroittain

Jokaisessa kyselyssä aineisto jaettiin kolmeen ositteeseen: ensimmäisellä, toisella tai kolmannella kontaktilla vastanneet. Helsingin kyselyssä kolmannen kontaktin aineistoon kuuluvat haastatellut ja Kemijärven kyselyssä postitse vastanneet. Lohjanjärven kyselyssä kolmannen kontaktin aineisto muodostettiin yhdistämällä 3.- 5. kontaktilla vastanneet.

Muutoin laskentayksiköiden määrä olisi ollut liian pieni viimeisillä kontakteilla. Menettelyllä pyrittiin myös lisäämään vertailukelpoisuutta kyselyiden välillä.

Tämän tutkimuksen yksi osaongelma on verrata, miten keskiarvot ja sitä kautta kokonaissummat ja varianssit ovat riippuvaisia kyselyissä käytettyjen kontaktien määrästä, eli millaisiin tuloksiin olisi päädytty, jos kyselyissä olisi käytetty vain yhtä, kahta tai kolmea kontaktia. Siksi laskenta on suoritettu myös kahden ensimmäisen kontaktin ja kaikkien kolmen kontaktin yhdistetyistä aineistoista. Silloin kun kaikkien kontaktien aineistot on yhdistetty, on kolmannen kontaktin aineisto yleistetty koskemaan kaikkia vastaamattomia. Näin on luotu laskentatilanne, jossa kaikki lomakkeensaajat olisivat vastanneet kyselyyn. Menettely on johdonmukainen seuraus olettamuksesta, jossa vastaamattomat rinnastetaan viimeiseen kontaktiin vastanneisiin. Kaikkien kontaktien yhteinen keskiarvo on itseasiassa kontaktikerroilla vastanneiden määrillä painotettu keskiarvo.

3.4. Tilastolliset menetelmät

3.4.1. Keskiarvot, varianssit, keskivirheet, variaatiokertoimet ja luottamusrajat

Kaikissa kyselyissä atk-käsittelyssä keskiarvot ja hajonnat laskettiin vain nollasta poikkeavista luvuista. Nämä tulokset oli muutettava koskemaan kaikkia kalastaneita. Laskenta kalastaneita kohti on valittu siksi, että yleensä kalastuskyselyissä keskiarvot on ilmoitettu kalastaneita kohti. Tekijä on tietoinen siitä, että näin menetellen estimaattien varianssi tulee hieman todellista pienemmäksi, mutta eron voidaan osoittaa olevan pieni (vrt. Hildén 1989).

Keskiarvot on laskettu kaikkia kalastaneita ruokakuntia kohti.

Muuttujien arvojen keskihajonta on laskettu mm. Vasaman ja Vartian (1980 a) esittämällä kaavalla

$$s_{kj}^2 = \sqrt{\left(\left(\sum_{i=1}^{n_{kj}} y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{n_{kj}} y_i \right)^2 / n_{kj} \right) / (n_{kj} - 1) \right)} \quad (3.1)$$

n_{kj} = kalastaneiden ruokaluntien määrä kontaktikerralla j tai kontaktikertojen yhdistelmällä.

Hajontojen muunto vastaamaan kaikkia kalastaneita on tehty hajoittamalla kaava (3.1) muotoon

$$\sum_{i=1}^{n_{kj+}} y_i^2 = s_{kj}^2 \cdot (n_{kj+} - 1) + \left(\sum_{i=1}^{n_{kj+}} y_i \right)^2 / n_{kj+} \quad (3.2)$$

n_{kj+} = muuttujan y_i nolista poikkeavien tapausten lukumäärä kontaktikerralla j.

Näin saatu muuttujan y_i arvojen neliösumma sitä vastaavan summan kanssa on sijoitettu uudestaan kaavaan (3.1) ja tällöin havaintojen lukumääränä on käytetty kaikkien ko. kontaktilla kalastaneiden määrää (= n_{kj}). Keskiarvojen varianssit kontaktikerroilla on laskettu Cochranin (1977) esittämällä kaavalla

$$s_{(y_{kj})}^2 = \left(s_{kj}^2 / n_{kj} \right) \cdot \left(1 - \left(n_{kj} / N_{kj} \right) \right) \quad (3.3)$$

s_{kj}^2 = muuttujan y_i arvojen varianssi kontaktikerralla j.

N_{kj} = kontaktikerralla j kalastaneita vastaava perusjoukon koko.

Kaikkien kontaktien yhteinen varianssi on laskettu ositetun otannan kaavalla, jonka ovat esittäneet mm. Cochran (1977) ja Liedes ja Manninen (1975)

$$v_{(y_k)}^2 = \sum_{j=1}^L W_j^2 \cdot \left(\left(s_{kj}^2 / n_{kj} \right) \cdot \left(1 - \left(n_{kj} / N_{kj} \right) \right) \right) \quad (3.4)$$

W_j = ositapaino $\left(n_{kj} / N_{kj} \right)$

L = ositteiden määrä

Keskiarvojen keskivirheet on laskettu ottamalla neliöjuuri keskiarvojen varianssista (Cochran 1977). Luottamusrajat saadaan kertomalla keskiarvojen keskivirheet riskitasolla (Cochran 1977). Riskitasona on käytetty 95 % todennäköisyyttä. Variaatiokertoimet on laskettu jakamalla keskiarvon keskivirhe vastaavalla keskiarvolla (Cochran 1977). Tulos on muutettu prosenteiksi.

3.4.2. Lisäkontaktin tulosten yleistäminen koskemaan kaikkia vastaamattomia

Haastattelulla ja postikyselyillä hankitut kolmansien kontaktien aineistojen summat ja neliösummat on yleistetty koskemaan kaikkia vastaamattomia kaavoilla

$$\sum_{n=1}^{n_{kv3}} y_1 = (n_{kv3} / n_{k3}) \cdot \left(\sum_{n=1}^{n_{k3}} y_1 \right) \quad (3.5)$$

$$\sum_{n=1}^{n_{kv3}} y_1^2 = (n_{kv3} / n_{k3}) \cdot \left(\sum_{n=1}^{n_{k3}} y_1^2 \right) \quad (3.6)$$

n_{kv3} = kahden kontaktin jälkeen vastaamattomien määrä

n_{k3} = kolmannella kontaktilla tavoitettujen määrä.

Kaavojen tarkoituksena on, että aineiston keskihajonta ja keskiarvot pysyvät samoina laajennettaessa kolmannen kontaktin tulokset kaikkiin vastaamattomiin.

3.4.3. Harhan arviointi

Harhan suuruus (B) on arvioitu käyttämällä Cochranin (1977) ja Sukhatme & Sukhatmen (1970) esittämää kaavaa

$$B = W^2 \cdot (\bar{y}_1 - \bar{y}_2) \quad (3.7)$$

W = vastaamattomien osuus

\bar{y}_1 = vastaajien ositteesta laskettu muuttujan y keskiarvo

\bar{y}_2 = vastaamattomien ositteesta laskettu muuttujan y keskiarvo.

3.4.4. Harhan vaikutukset luottamusrajoihin

Vertailua varten on laskettu harhaisen keskiarvon luottamusrajat ja tarkasteltu, kuinka harhattoman keskiarvon otantajakauma sijoittuu suhteessa rajoihin. Harhan vaikutusten arvioimiseksi vertailu on tehty kahdella harhattoman keskiarvon varianssilla. Toinen on todettu varianssi ja toinen on harhaisen keskiarvon varianssi.

Otantajakautumien sijoittumisen tarkastelu perustuu standardisoidun normaalijakauman kertymäfunktion todennäköisyyksien käyttöön. Arvot on saatu tilastollisesta taulukosta (Neave 1979). Taulukon käyttö on edellyttänyt havaittujen keskiarvojen ja varianssien standardisointia kaavalla (Vasama ja Vartia 1980 a)

$$Z = (y_i - \bar{y}) / s_{(\bar{y})} \quad (3.8)$$

Z = kertymäfunktion arvo pisteessä y_i

\bar{y} = keskiarvo

$s_{(\bar{y})}$ = keskiarvon keskivirhe.

3.4.5. Osittaiskadon sijaistaminen

Tässä tutkimuksessa osittaiskadon sijaistamismenetelmäksi valittiin keskiarvosijaistaminen korjauskertoimen avulla (ks. esim. Väisänen 1981). Kertoimella korjataan lasketut summat ja neliösummat vastaamaan kaikkien ko. pyydystä käyttäneiden ruokakuntien lukumäärää, jonka jälkeen tehdään normaali yleistys perusjoukkoon, eli kaavana esimerkiksi pyyntiponnistuksen keskiarvoa laskettaessa:

$$\bar{y}_{pp} = \left(\frac{n_{pk}}{n_{pp+}} \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_{pp+}} y_i \right) / n_{pp+} \quad (3.9)$$

n_{pk} = ko. pyydystä käyttäneiden ruokakuntien lukumäärä

n_{pp+} = ko. pyydyksellä hyväksyttävistä pyyntiponnistustietoja ilmoittaneiden ruokakuntien lukumäärä.

3.4.6. Tarkkuuden ja täsmällisyyden suhde luotettavuuden mittarina

Täsmällisyyden mittarina käytetään variaatiokerrointa. Tarkkuuden mittaamisessa lähtökohtana on tarkastella harhaisen keskiarvon sijoittumista harhattoman keskiarvon otantajakautumalla, eli harhan suhdetta harhattoman keskiarvon keskivirheeseen (B/σ). Tässä työssä σ :n estimaattina on otoksesta laskettu keskiarvon keskivirhe ($s_{(\bar{y})}$). Kun keskiarvo on harhaton, on sen otantajakautumasta puolet keskiarvon alapuolella ja puolet yläpuolella. Kun todennäköisyys kerrotaan kahdella saadaan mittari, jonka arvo 100 kuvaa tilannetta, jossa harhaa ei ole. Soveltaen Cochranin (1977) tavalla normaalijakautuman kertymäfunktion kaavaa tarkkuus (P) on ilmaistavissa kaavalla:

$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{|B/\sigma|} e^{-((B/\sigma)^2 / 2)} dt \quad (3.10)$$

Suhde B/σ on muutettu itseisarvoksi, jotta kaava soveltuisi sekä ali- että yliarviointitapauksiin.

3.4.7. Testit

Testauksessa on käytetty X^2 -riippumattomuus- ja X^2 -yhteensopivuustestejä (Vasama ja Vartia 1980 b, Laininen 1975). Nollahypoteesin hylkäämisen riskitasoista on käytetty merkintöjä:

* = 5 %, * * = 1 % ja * * * = 0,1 %, eli melkein merkitsevä, merkitsevä ja erittäin merkitsevä (Vasama ja Vartia 1980 b).

4. TULOKSET

4.1. Tulosten esittämistapa

Tulokset esitetään yhteenvetotaulukoina muuttujittain, sillä muutoin taulukoiden määrä olisi kasvanut liian suureksi. Tiedustelujen lajittaiset ja pyydyksittäiset keskiarvot, keskihajonnat, keskivirheet yms. ovat liitteissä 1 - 3.

4.2. Vastausten jakautuminen ja vastaamattomuuden syyt

Helsingin kyselyssä vastauksia saatiin kahden kontaktin jälkeen 1 262 vastausprosentin ollessa 65,9 %. Tutkimukseen kuulumattomien poiston (mm. kaksoiskappaleet) ja postin palauttamien vähentämisen jälkeen hyväksytyjen vastausten määrä oli 1 168. Todellinen perusjoukon koko oli 7 596 ruokakuntaa ja todellinen lähetettyjen lomakkeiden määrä oli 1 899 (taulukko 1).

Haastattelulla saatiin vastaus 123 ruokakunnalta. Haastattelukehikoon kuuluvista ruokakunnista onnistuttiin tavoittamaan 42,1 %. Kun haastatellut lisätään postitse hankittuun aineistoon on kumulatiivinen vastausprosentti 68,0 %.

Lohjanjärven kyselyssä viiden postikontaktin jälkeen vastauksia saatiin yhteensä 1 645. Bruttovastausprosentti oli 93,7 %. Tutkimukseen kuulumattomien ja siihen sisältyvän kadon poiston jälkeen vastauksia oli 1 489. Korjattu perusjoukon koko oli 1 790 ruokakuntaa ja lähetettyjen lomakkeiden määrä 1 733 (taulukko 1). Kumulatiivinen vastausprosentti oli 85,9 %.

Vastaavasti Kemijärven kyselyssä vastauksia saatiin 779 kahden postikontaktin jälkeen. Bruttovastausprosentti oli 60,8 %. Kyselyyn kuuluva kato huomioon ottaen vastauksia oli 739, eli 57,7 %. Koska Kemijärven biologis-kalataloudellisessa tutkimuksessa ei oltu kiinnostuneita kalastuksesta Pöyliönjärvellä, joka sijaitsee

Kemijärven välittömässä läheisyydessä, poistettiin kyseisellä jär-
vellä kalastaneet aineistosta. Tätä tutkimusta varten poistettiin
aineistosta myyntiin kalastaneet ruokakunnat. Poistojen jälkeen
arvio perusjoukon koosta oli 1 500 ruokakuntaa ja lähetettyjen
lomakkeiden määrä 1 216. Hyväksymiskriteerin täyttäviä vastauksia
oli kahden kontaktin jälkeen 696 kpl ja nettovastausprosentti
57,2 % (taulukko 1).

Taulukko 1. Perusjoukon koko (N), lähetettyjen lomakkeiden määrä (n_1), hyväksytyjen vastausten määrä (n_v),
kumulatiivinen vastausprosentti (p_{kum}), kalastaneiden ruokakuntien määrä vastauksissa (n_k) ja heidän
suhteellinen osuus (p_k), kalastamattomien ruokakuntien määrä vastauksissa (n_{ek}) ja kalastamattomien
suhteellinen osuus (p_{ek}) Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

Kysely	Vastausten jakautuminen					
	n_v	p_{kum}	n_k	p_k	n_{ek}	p_{ek}
Helsinki						
(N = 7596, n_1 = 1899)						
1. kontakti	657	34,6	613	93,3	44	6,7
2. kontakti *	511	61,5	434	84,9	77	15,1
3. kontakti	123	68,0	103	83,7	20	16,3
Lohjanjärvi						
(N = 1790, n_1 = 1733)						
1. kontakti	835	48,2	606	72,6	229	27,4
2. kontakti	402	71,4	251	62,4	151	37,6
3. kontakti	174	81,4	95	54,6	79	45,4
4. kontakti	48	84,2	28	58,3	20	41,7
5. kontakti	30	85,9	13	43,3	17	56,7
3.-5. kontakti	252	-	136	54,0	116	46,0
Kemijärvi						
(N = 1500, n_1 = 1216)						
1. kontakti	440	36,2	342	77,7	98	22,3
2. kontakti *	256	57,2	176	68,8	80	31,3
3. kontakti	89	64,6	55	61,8	34	38,2

* = 3. kontakti on tehty vain osalle vastaamattomista.

Kolmannella postikontaktilla saatiin hyväksyttäviä vastauksia 89 kpl, jolloin vastausprosentti lähetettyjen määrästä (254) laskien oli 35 %. Kun nämä vastaukset yhdistetään aiemmin saatuun aineistoon, on kumulatiivinen vastausprosentti 64,6 %.

Kalastaneiden ruokakuntien osuus vähenee kontaktikerroittain kaikissa kyselyissä. Helsingin kyselyssä suhteellinen harha on ensimmäisen ja toisen kontaktin välillä alle 10 % (taulukko 2). Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä vastaavat erot

Taulukko 2 : Kalastaneiden osuuden (p_k) suhteellinen harha (%) luokittein verrattaessa eri kontaktikerroja tai niiden yhdistelmiä toisiinsa Helsingin (H), Lohjanjärven (L) ja Kemijärven kyselyissä (K) (> = yliarvio ja < = aliarvio). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikerrojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Estimaatti	Suhteellinen harha (%)						Yhteensä	%
	0 - 9	10 - 19	20 - 29	30 - 39	40 - 49	≥ 50		
$P_{k_{1/2}}$, >	H	L K	-	-	-	-	3	100
, <	-	-	-	-	-	-	-	-
Yhteensä	1	2	-	-	-	-	3	100
%	33	67	-	-	-	-	100	
$P_{k_{1/3}}$, >	-	H	K	L	-	-	3	100
, <	-	-	-	-	-	-	-	-
Yhteensä	-	1	1	1	-	-	3	100
%	-	33	33	33	-	-	100	
$P_{k_{2/3}}$, >	H	L K	-	-	-	-	3	100
, <	-	-	-	-	-	-	-	-
Yhteensä	1	2	-	-	-	-	3	100
%	33	67	-	-	-	-	100	
$P_{k_{1/123}}$, >	H	L K	-	-	-	-	3	100
, <	-	-	-	-	-	-	-	-
Yhteensä	1	2	-	-	-	-	3	100
%	33	67	-	-	-	-	100	
$P_{k_{12/123}}$, >	H K L	-	-	-	-	-	3	100
, <	-	-	-	-	-	-	-	-
Yhteensä	3	-	-	-	-	-	3	100
%	100	-	-	-	-	-	100	

ovat 10 ja 20 % välillä. Erot ovat suurimmillaan, kun verrataan ensimmäistä kontaktia kolmanteen, jolloin Lohjanjärven kyselyssä suhteellinen harha on yli 30 %. Kun kontaktikertojen aineistoja yhdistetään, pienenevät suhteelliset harhat odotetusti. Kahden ensimmäisen kontaktin yhteisestä aineistosta laskettu kalastaneiden osuus on kaikissa kyselyissä enää alle 10 % suurempi kuin kaikista kontakteista laskettu osuus.

Taulukko 3. Kalastaneiden ja kalastamattomien osuuden vertailu χ^2 -riippamattomuustestillä kontaktikerroittain tai niiden yhdistelmien mukaan Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä (n_k = kalastaneet, n_{ek} = kalastamattomat).

Kysely	Kalastaneet ja kalastamattomat kontaktikerroittain tai niiden yhdistelmien mukaan		H_0 :t, χ^2 -testisuureen arvot ja vapausasteiden (df) lkm
	n_k	n_{ek}	
Helsinki			
1. kontakti	613	44	H_0 = osuudet eivät eroa kontaktikerroittain. $\chi^2 = 24,9 ***$, $df = 2$
2. kontakti	432	77	H_0 = osuudet eivät eroa verrattaessa 1. kontaktikertaa kaikkien kontaktien yhteiseen aineistoon. $\chi^2 = 17,5 ***$, $df = 1$
3. kontakti	103	20	H_0 = osuudet eivät eroa verrattaessa 1. ja 2. kontaktikerran yhteistä aineistoa kaikkien kontaktikertojen yhteiseen aineistoon. $\chi^2 = 3,62$, H_0 jää voimaan, $df = 1$
1.+2. kontakti	1047	121	
1.+2.+3. kontakti #	1659	240	
Lohjanjärvi			
1. kontakti	606	229	H_0 = osuudet eivät eroa kontaktikerroittain. $\chi^2 = 34,7 ***$, $df = 2$
2. kontakti	251	151	H_0 = osuudet eivät eroa verrattaessa 1. kontaktikertaa kaikkien kontaktien yhteiseen aineistoon. $\chi^2 = 15,2 ***$, $df = 1$
3.-5. kontakti	136	116	H_0 = osuudet eivät eroa verrattaessa 1. ja 2. kontaktikerran yhteistä aineistoa kaikkien kontaktikertojen yhteiseen aineistoon. $\chi^2 = 6,31 *$, $df = 1$
1.+2. kontakti	857	380	
1.-5. kontakti #	1125	609	
Kemijärvi			
1. kontakti	342	98	H_0 = osuudet eivät eroa kontaktikerroittain. $\chi^2 = 13,2 **$, $df = 2$
2. kontakti	176	80	H_0 = osuudet eivät eroa verrattaessa 1. kontaktikertaa kaikkien kontaktien yhteiseen aineistoon. $\chi^2 = 11,42 ***$, $df = 1$
3. kontakti	55	34	H_0 = osuudet eivät eroa verrattaessa 1. ja 2. kontaktikerran yhteistä aineistoa kaikkien kontaktikertojen yhteiseen aineistoon. $\chi^2 = 5,78 *$, $df = 1$
1.+2. kontakti	518	178	
1.+2.+3. kontakti #	821	365	

= 3. kontakti (Lohjanjärven kyselyssä 3.-5.) on yleistetty koskemaan kaikkia vastaamattomia, jotka eivät olleet vastanneet kahteen ensimmäiseen kontaktiin.

Verrattaessa kalastaneiden ja kalastamattomien osuuksia kontaktikerroittain χ^2 -testillä erot ovat kaikissa kyselyissä vähintään merkitsevät (taulukko 3). Kun ensimmäisen kontaktin osuuksia verrataan kaikista kontakteista lasketuihin osuuksiin ovat erot kaikissa kyselyissä erittäin merkitsevät. Vertaamalla kahdesta ensimmäisestä kontaktista laskettuja osuuksia kaikista kontakteista laskettuihin osuuksiin eivät osuudet eronneet Helsingin kyselyssä ja Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä erot olivat melkein merkitseviä.

Tämän tutkimuksen kyselyissä ei olisi kannattanut käyttää vain yhtä kontaktia, sillä kalastaneiden ruokakuntien kokonaismääräarviot olisivat olleet tilastollisesti erittäin merkitsevästi suurempia. Helsingin kyselyssä yliarviointia olisi ollut 7 %, Lohjanjärven tiedustelussa 12 % ja Kemijärvellä 11 %. Jos kontakteja olisi ollut kaksi, olisi Helsingin kyselyssä päädytty arviioon (+3 %), joka ei poikkea merkittävästi todellisesta. Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä arviot (+7 % ja +8 %) olisivat olleet vieläkin liian suuria.

Helsingin tiedustelussa kysyttiin haastattelussa syytä siihen, miksi haastateltava ei ollut vastannut aiemmin postitse. Syyt luokiteltiin viiteen pääryhmään. Yleisin vastaamattomuuden syy oli kalastustoiminnan vähäisyys tai saadun saaliin pienuus (taulukko 4). Kaikkia vastanneita kohti laskettu ruokakuntakohmainen keskisaalis tukee käytettyä luokitteluperustetta, sillä keskiarvo on yleisimmällä ryhmällä selvästi pienin. Runsas kolmannes haastatelluista ilmoitti vastaamattomuuden johtuneen unohtamisesta tai kiireestä. Luonnollinen este, kuten sairaus, matkoilla tai lomalla, oli runsaalla 10 prosentilla ruokakunnista. Vain joka kahdeskymmenesviides koki lomakkeen liian vaikeaksi täyttää.

Taulukko 4. Vastaamattomuuden syyt Helsingin kyselyn haastatetuilla.

Syy	lkm	%	keskisaalis/ ruokakunta, kg
1. Unohtui- kiire	42	34	54,6
2. Kalastustoiminnan vähäyssi- saaliin pienuus	49	40	13,8
3. Sairas- matkoilla- lomalla	15	12	24,8
4. Lomake vaikea täyttää	5	4	92,8
5. Muu syy	12	10	37,7

4.3. Aineiston jakautumien muoto

4.3.1. Saaliit

Ruokakunnan kokonaissaaliin ja eri kalalajien kokonaissaaliiden jakautumien muodosta saa nopeasti karkean kuvan tarkastelemalla, kuinka paljon saalisaineistot sisältävät nollia. Keskiarvothan ovat lähes poikkeuksetta suurempia kuin nolla, sillä ei ole mielekäästä kysyä sellaisien lajien saaliita, joita ei esiinny tutkimusalueella.

Kaikissa kyselyissä ruokakunnan kokonaissaaliin osalta esiintyy vähiten nollia, eli tapauksia, joissa ruokakunta ei ole saanut lainkaan saalista (taulukko 5). Helsingin kyselyssä ahven- ja turskasaalisaineistossa nollien osuus on välillä 30 -39 %. Lohjanjärven kyselyssä ahven- ja haukisaaliissa nollatapauksia on yli 20 % ja Kemijärven tiedustelussa yli 10 %. Muista lajisaalisaineistoista on ilmoitettu vain luokittaiset lukumäärät.

Pelkästään nollatapausten lukumääriä tarkastelemalla on selvää, että useimmat saalisaineistoista ovat voimakkaasti vasemmalle vinoja. Koska ruokakunnan kokonaissaalisaineistot sisältävät vähiten nolliä, täyttävät ne todennäköisesti parhaiten normaalisuusehdon.

Taulukko 5. Nollasaaliiden osuus (%) Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

Kysely	Nollasaaliiden osuus (%)									
	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-100
Helsinki	-	Rk	-	Ah Tu	-	1	4	1	1	8
Lohjanjärvi	Rk	-	Ah Ha	-	3	2	-	2	3	1
Kemijärvi	Rk	Ah Ha	-	-	1	1	2	1	-	6

Rk = ruokakunnan kokonaissaalis, Ah = ahvensaalis, Ha = haukisaalis, Tu = turskasaalis

Helsingin kyselyssä ruokakunnan kokonaissaalis luokiteltiin neljään ja Lohjanjärven tiedustelussa viiteen frekvenssiluokkaan (taulukko 6). Havaittujen frekvenssien yhteensopivuus normaali-, eksponentti- ja tasaisen jakauman kanssa testattiin χ^2 -testillä (vrt. Vasama ja Vartia 1980 b, Laininen 1975). Odotetut frekvenssit laskettiin kyseisten jatkuvien jakautumien kertymäfunktioiden avulla. Normaalisuuden testauksessa estimoi-

Taulukko 6. Ruokakunnan kokonaissaalisaineiston jakautuman yhteensopivuus eräiden jatkuvien jakautumien kanssa.

Kysely	Frekvenssiluokat (rajat kg), χ^2 -testisuuren arvot ja vapausasteiden (df) lkm.					χ^2 -norm.	χ^2 -tasainen.	χ^2 -ekspon.	df
	0 - 15	16 - 75	76 - 135	≥ 136					
Helsinki	449	389	146	166		388,4 ***	4270 ***	2324 ***	1-2
keskiarvo	= 74,6								
keskihajonta	= 149,6								
	0-15	16-49	50-75	76-99	≥ 100	χ^2 -norm.	χ^2 -tasainen.	χ^2 -ekspon.	df
Lohjanjärvi	376	300	107	61	149	516,6 ***	3904 ***	828 ***	2-3
keskiarvo	= 60,0								
keskihajonta	= 126,9								

tuja parametreja olivat keskiarvo ja keskihajonta, tasaisen jakauman testauksessa maksimihavainto (oletus 400 kg) ja eksponenttijakauman testauksessa varianssi. Nollahypoteesina oli, että havaittu jakauma on yhteensopiva kyseisten teoreettisten jakautumien kanssa. Yhteensopivuutta diskreettien frekvenssijakautumien kanssa ei testattu.

Helsingin ja Lohjanjärven kyselyissä ruokakunnan kokonaissaalisaineistojen havaitut jakautumat eivät olleet yhteensopivia yhdenkään testatun teoreettisen jakautuman kanssa, eli nollahypoteesit hylättiin. Erot olivat tilastollisesti erittäin merkitseviä. Todettakoon, että nk. taulukkoarvot kyseisillä vapausasteiden lukumäärillä vaihtelevat välillä 10,8 - 16,3. Testisuureen luokittaisesta kertymästä päätellen havaitut

jakautumat ovat vieläkin vinompia kuin eksponenttijakautuma.

Helsingin kyselyssä testattiin lisäksi ahven-, hauki-, kuha- ja madesaaliiden yhteensopivuus eksponenttijakauman kanssa. Testisuureen arvot samassa lajijärjestyksessä olivat: 2988 ***, 2087 ***, 2453 *** ja 315 ***, eli havaitut jakautumat poikkesivat erittäin merkitsevästi eksponenttijakautumasta. Hajontakertoimen (Sokal & Rohlf 1987) arvot $((s^2/\bar{y}) > 1)$ viittaavat siihen, että saalisjakaumat noudattavat mahdollisesti negatiivista binomijakaumaa (vrt. Mäkinen 1974).

4.3.2. Pyyntiponnistus

Pyyntiponnistuksen arvioinnissa on ongelmana, ettei ennakolta tiedetä, kuinka suuri osuus kalastajista on käyttänyt kutakin pyydystä perusjoukossa. Pyydyksittäiset perusjoukkojen koot joudutaan estimoimaan otoksesta. Tällöin otannan kannalta pyyntiponnistuksella esiintyy nolla-arvoja, kun ruokakunta ei ole käyttänyt ko. pyydystä. Nollat lisäävät pyyntiponnistusarvioihin pyydystä käyttäneiden osuuden estimoinnista aiheutuvan epävarmuuden kasvun. Tämän takia nollat tulee huomioida laskennassa (vrt. Cochran 1977 s. 37, kaava 2.59). Jos ne jätetään laskennan ulkopuolelle, on seurauksena varianssin minimointi.

Pyyntiponnistusaineistoissa esiintyy enemmän nollatapauksia kuin saalisaineistoissa. Kaikkien pyydysten aineistoissa oli vähintään 40 % nollia, ts. kyseisiä pyydyksiä oli käyttänyt enintään 60 % kalastaneista ruokakunnista (taulukko 7). Kyselyissä tiedustelluista 36 pyydyksestä vain neljällä pyyntiponnistusaineistoon sisältyi alle 50 % nollia. Suuri nollatapaus-ten lukumäärä antaa aiheen epäillä aineiston jakautuman normaalisuutta.

Helsingin kyselystä testattiin pilkkivavan pyyntiponnistuksen yhteensopivuus normaalijakauman kanssa X^2 -testillä. Pyyntiponnistusaineistoon sisältyvä osittaiskato korjattiin kertoimel-

Taulukko 7. Pyyntiponnistuksen nolli-arvojen osuus (%) aineistossa Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

Kysely	Nolli-arvojen osuus (%)									
	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-100
Helsinki	-	-	-	-	1	1	1	1	4	5
Lohjanjärvi	-	-	-	-	1	-	2	2	1	4
Kemijärvi	-	-	-	-	2	2	3	-	1	5

la, eli sijaistettiin keskiarvolla ennen testausta (vrt. Väisänen 1981). Testisuureen arvo oli 669,8 ***, eli havaittu jakautuma poikkeaa erittäin merkitsevästi normaalista.

4.4. Vastauskato

4.4.1. Suhteellinen harha

4.4.1.1. Saaliit

Haastattelussa on mahdollista, että haastatteliija joko tietoisesti tai tiedostamattaan vaikuttaa haastattelutulokseen (Jyrinki 1977). Myös kahden erilaisen samaa asiaa mittaavan kysymyksen käyttö voi tuottaa toisistaan huomattavasti poikkeavia tuloksia. Helsingin kyselyssä haastattelijoiden väliset ja Lohjanjärven tiedustelun kahden lomaketypin väliset erot testattiin X^2 -riippumattomuustestillä. Testattava muuttuja oli ruokakunnan kokonaissaalis. Kummassakin tapauksessa erot-

telu tehtiin aineistojen mediaanisaaliiden suhteen. Testisuurteen arvot olivat 0,36 ja 0,46, jotka ovat pienempiä kuin 5 %-riskitason taulukkoarvot 5,99 ja 3,84. Haastattelijoiden ja lomaketyyppien välillä ei siis ollut eroja ruokakuntakoh- taisen kokonaissaaliin suhteen, joten voidaan olettaa, etteivät tulokset ole vääristyneet saaliiden osalta.

Kun tarkastellaan saaliskeskiarvoja, pienenevät ne ensimmäi- sestä kontaktista kolmanteen (taulukko 8). Verrattaessa ensim- mäistä kontaktia toiseen on 76 % saaliskeskiarvoista suurempia ensimmäisellä kontaktilla. Vastaavasti toisella kontaktilla

Taulukko 8. Saaliskeskiarvojen suhteellinen harha (%) luokitattain verrattaessa eri kontaktikertoja tai niiden yhdistelmiä toisiinsa Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä (> = yliarvio ja < = aliarvio). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Estimaatti	Suhteellinen harha (%)												
	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-74	75-99	100-124	125-149	150-174	≥175	Yhteensä	%
$y_{1/2}$, >	4	10	4	1	2	3	3	1	2	1	3	34	76
	5	3	1	-	-	1	1	-	-	-	-	11	24
Yhteensä	9	13	5	1	2	4	4	1	2	1	3	45	100
%	20	29	11	2	4	9	9	2	4	2	7	100	
$y_{1/3}$, >	3	3	4	1	3	5	1	3	4	-	10	37	90
	1	1	-	1	-	1	-	-	-	-	-	4	10
Yhteensä	4	4	4	2	3	6	1	3	4	-	10	41	100
%	10	10	10	5	7	15	2	7	10	-	24	100	
$y_{2/3}$, >	3	4	1	3	1	6	2	2	-	2	6	30	73
	4	4	1	-	1	-	1	-	-	-	-	11	27
Yhteensä	7	8	2	3	2	6	3	2	-	2	6	41	100
%	17	20	5	7	5	15	7	5	-	5	15	100	
$y_{1/123}$, >	10	6	5	7	3	4	1	2	2	-	-	40	87
	2	2	-	1	-	1	-	-	-	-	-	6	13
Yhteensä	12	8	5	8	3	5	1	2	2	-	-	46	100
%	26	17	11	17	7	11	2	4	4	-	-	100	
$y_{12/123}$, >	14	9	6	5	1	6	-	-	-	-	-	41	89
	3	1	-	-	-	1	-	-	-	-	-	5	11
Yhteensä	17	10	6	5	1	7	-	-	-	-	-	46	100
%	37	22	13	11	2	15	-	-	-	-	-	100	

73 % saaliskeskiarvoista on suurempia kuin kolmannella. Ero on vielä selvempi, kun verrataan ensimmäistä kontaktia kolmanteen. Tällöin 90 % keskiarvoista on suurempia kuin kolmannella kontaktilla.

Kontaktikertojen saaliskeskiarvojen erot ovat myös melko suuria. Kahta ensimmäistä kontaktia keskenään verrattaessa kolmanneksella estimaateista harha on vähintään 50 %. Kahta jälkimmäistä verrattaessa vähintään 50 %:n suhteellinen harha on lähes puolella keskiarvoista ja näistä vain yksi on aliarviotapaus. Kyseinen poikkeus on Helsingin kyselyn suutarisaaliin keskiarvon estimaatti. Suutaria sai saaliiksi vajaa prosentti kalastaneista, joten on selvää, että yksittäinen nollasta poikkeava laskentayksikkö vaikuttaa suuresti keskiarvoon. Näin ollen havaittu aliarviointi voidaan pitkälti luokitella sattumasta johtuvaksi.

Jos kyselyissä olisi käytetty vain yhtä kontaktia, olisi saaliskeskiarvoista 87 % ollut yliarvioita. Suhteellinen harha olisi ollut suuruudeltaan vähintään 50 % runsaalla viidenneksellä keskiarvoista, kun vertailu tapahtuu kaikista kontakteista laskettuun painotettuun keskiarvoon. Kun keskiarvot on laskettu kahden kontaktin aineistoista, pienenee harhan suuruus edelleen. Tällöin vain joka seitsemännellä saaliskeskiarvolla se on yli 50 %. Yliarviointeja on jokseenkin saman verran kuin yhden kontaktin tapauksessa, eli 89 %.

Ruokakunnan kokonaissaaliskeskiarvo kuvaa hyvin vastaamattomuuden aiheuttaman harhan vaikutusta, sillä se mittaa saaliin määrässä tapahtunutta keskimääräistä muutosta. Helsingin kyselyssä ensimmäisestä kontaktista laskettu keskiarvo oli 30 % suurempi kuin todellinen keskiarvo. Verrattaessa kahdesta ensimmäisestä kontaktista laskettua keskiarvoa todelliseen, on ensiksi mainittu vielä 21 % jälkimmäistä suurempi. Mikäli kyselyssä olisi käytetty vain yhtä kontaktia, olisivat saaliisaineistot keskimäärin poikenneet erittäin merkittävästi todellisesta (taulukko 9). Kahden kontaktin aineistokin eroaa vielä 5 % riskitasolla.

Taulukko 9. Ruokakunnan kokonaissaaliin ja erilaisten kontaktikertojen aineistojen yhdistelmien välisen riippumattomuuden testaus χ^2 -testillä Helsingin kyselyssä (H_0 = ruokakunnan kokonaissaalisaineistot eivät eroa verrattaessa eri kontaktikertojen yhdistelmiä toisiinsa).

Kysely	Saalisluokat (kg), χ^2 -testisuuren arvot ja vapausasteiden (df) lkm				Vertailu	χ^2	df
Helsinki							
- Kaikki kalastaneet							
Luokat	0-15	16-75	76-135	≥ 136			
1. kontakti	210	209	82	112	1 / 123	21,96 ***	3
1+2. kontakti	397	360	130	160	12 / 123	10,98 *	3
1+2+3. kontak.	706	532	225	196			
- Saaliittomat ja saalista saaneet							
Luokat	0	$\geq 0,1$					
1. kontakti	33	580			1 / 123	14,33 ***	1
1+2. kontak.	110	937			12 / 123	0,00	1
1+2+3. kontak.	175	1484					
- Saalista saaneet							
Luokat	0,1-15	16-75	76-135	≥ 136			
1. kontakti	177	209	82	112	1 / 123	14,03 **	3
1+2. kontak.	287	360	130	160	12 / 123	12,05 **	3
1+2+3. kontak.	531	532	225	196			
3. kontakti on laajennettu koskemaan kaikkia vastaamattomia.							

Vastaamattomuudesta aiheutuvasta harhaisuudesta saalisaineistossa voidaan todeta, että nollasaaliiden osuus on aineistossa liian pieni ja saalista saaneiden ruokakuntien saaliit ovat keskimääräistä suuremmat. Helsingin kyselyssä yhden kontaktin aineisto poikkesi erittäin merkitsevästi nollasaalisuosuuksien suhteen todellisesta. Kahden kontaktin aineistoa verrattaessa tilastollista eroa ei enää havaittu. Saalista saaneiden ruokakuntien saalisaineisto poikkesi sekä yhden kontaktin että kahden kontaktin aineistoista laskettuna merkittävästi todellisesta.

Nollasaaliiden osuus sekä saalista saaneiden keskisaaliit vaikuttavat harhan suuruuteen, kun laskenta tapahtuu kalastaneita kohti. Jos keskiarvo laskettaisiin kaikkia vastanneita kohti, tulisi kolmantena tekijänä huomioida kalastamattomien osuuden kasvu. Helsingin tiedustelussa ensimmäisen kontaktin aineisto poikkesi tässäkin suhteessa erittäin merkitsevästi

todellisesta (vrt. taulukko 3). Mikäli arvioitavana olisi kokonaissaaliin määrä, niin myös tällöin kalastamattomien osuus heijastuisi arvioon, sillä se vaikuttaa arvioon kalastaneiden ruokakuntien määrästä perusjoukossa.

Samanlainen kolmikohtainen testaus tehtiin myös Lohjanjärven ruokakuntakohtaiselle kokonaissaaliille, mutta tilastollisia eroja ei havaittu. Lohjanjärven tiedustelussa saatiin ensimmäisellä kontaktilla lähes 14 %-yksikköä korkeampi vastausprosentti kuin Helsingin kyselyssä ja kahden kontaktin jälkeen ero oli vielä 10 % Lohjanjärven kyselyn hyväksi. Motivointi Lohjanjärven kyselyssä oli suunniteltu erityisesti kalastamattomien ja vähän kalastaneiden ruokakuntien saamiseksi vastaamaan. Tämä vaikuttaa ko. kyselyn aineistoihin ja sitä kautta testituloksiin. Siksi Lohjanjärven tiedustelun erilaiset testitulokset eivät ole suoraan vertailukelpoisia Helsingin kyselyn kanssa.

4.4.1.2. Pyydysten kokonaissaalis

Kalastaneiden ruokakuntien käyttämien pyydysten kokonaissaalikeskiarvot ovat kontakteittain ja niiden yhdistelmien mukaan vertailtaessa pääosin yliarvioita (taulukko 10). Ruokakunnan saalikeskiarvojen luokittaiseen jakautumaan (vrt. taulukko 8) verrattuna havaitaan, että pyydyskohtaisilla keskiarvoilla suhteelliset virheet ovat jokseenkin yhtäsuuria kuin ruokakuntakohtaisilla saaliilla.

Pyydyskohtaisia saaliita ei luokiteltu, joten havaittujen erojen tilastollisen merkitsevyyden testausta ei voitu suorittaa. Suhteellisen harhan suuruudet antavat kuitenkin aiheen olettaa, että tulokset olisivat olleet samansuuntaisia kuin saaliilla.

Taulukko 10 . Pyydysten kokonaissaaliskeskiarvojen suhteellinen harha (%) luokittein verrattaessa eri kontaktikertoja tai niiden yhdistelmiä toisiinsa Helsingin ja Lohjanjärven kyselyissä (> = yliarvio ja < = aliarvio).
Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Estimaatti	Suhteellinen harha (%)											Yhteensä	%
	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-74	75-99	100-124	125-149	150-174	≥175		
$y_{1/2}$, >	3	2	1	1	1	2	1	-	2	-	1	14	61
	2	4	2	-	-	1	-	-	-	-	-	9	39
Yhteensä	5	6	3	1	1	3	1	-	2	-	1	23	100
%	22	26	13	4	4	13	4	-	9	-	4	100	
$y_{1/3}$, >	2	1	-	4	-	-	1	1	-	1	8	18	90
	-	-	-	1	1	-	-	-	-	-	-	2	10
Yhteensä	2	1	-	5	1	-	1	1	-	1	8	22	100
%	10	5	-	25	5	-	5	5	-	5	40	100	
$y_{2/3}$, >	1	-	1	1	-	3	-	1	-	1	6	14	70
	2	3	-	-	1	-	-	-	-	-	-	6	30
Yhteensä	3	3	1	1	1	3	-	1	-	1	6	22	100
%	15	15	5	5	5	15	-	5	-	5	30	100	
$y_{1/123}$, >	1	3	4	5	1	2	-	1	1	-	-	18	78
	2	2	1	-	-	-	-	-	-	-	-	5	22
Yhteensä	3	5	5	5	1	2	-	1	1	-	-	23	100
%	13	22	22	22	4	9	-	4	4	-	-	100	
$y_{12/123}$, >	5	4	4	2	2	3	-	-	-	-	-	20	87
	1	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3	13
Yhteensä	6	6	4	2	2	3	-	-	-	-	-	23	100
%	26	26	17	9	9	13	-	-	-	-	-	100	

4.4.1.3. Pyyntiponnistus

Pyyntiponnistuskeskiarvot ovat vastaamattomuuden takia suurimaksi osaksi yliarvioita, kun verrataan eri kontaktikertoja tai niiden yhdistelmiä toisiinsa (taulukko 11). Erona suhteessa aiemmin tarkasteltuihin muuttujiin havaitaan, että ensimmäisen

Taulukko 11. Pyyntiponnistuskeskiarvojen suhteellinen harha (%) luokiteltain verrattaessa eri kontaktikertoja tai niiden yhdistelmiä toisiinsa Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä (> = yliarvio ja < = aliarvio). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Estimaatti	Suhteellinen harha (%)											Yhteensä	%
	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-74	75-99	100-124	125-149	150-174	≥175		
$y_{1/2}$, >	1	4	-	1	2	2	2	2	-	-	4	18	51
	2	1	4	1	4	3	2	-	-	-	-	17	49
Yhteensä	3	5	4	2	6	5	4	2	-	-	4	35	100
%	9	14	11	6	17	14	11	6	-	-	11	100	
$y_{1/3}$, >	-	-	1	2	-	4	1	-	-	3	11	22	73
	-	-	3	2	2	1	-	-	-	-	-	8	27
Yhteensä	-	-	4	4	2	5	1	-	-	3	11	30	100
%	-	-	13	13	7	17	3	-	-	10	37	100	
$y_{2/3}$, >	-	1	1	-	3	1	3	1	-	2	10	22	73
	1	1	2	2	-	2	-	-	-	-	-	8	27
Yhteensä	1	2	3	2	3	3	3	1	-	2	10	30	100
%	3	7	10	7	10	10	10	3	-	7	33	100	
$y_{1/123}$, >	3	3	5	2	2	4	2	2	1	-	-	24	69
	3	2	1	2	1	2	-	-	-	-	-	11	31
Yhteensä	6	5	6	4	3	6	2	2	1	-	-	35	100
%	17	14	17	11	9	17	6	6	3	-	-	100	
$y_{12/123}$, >	3	6	5	7	2	5	-	-	-	-	-	28	80
	2	3	2	-	-	-	-	-	-	-	-	7	20
Yhteensä	5	9	7	7	2	5	-	-	-	-	-	35	100
%	14	26	20	20	6	14	-	-	-	-	-	100	

ja toisen kontaktin aineistot sisältävät yhtä paljon ali- ja yliarvioita. Tämä johtuu Lohjanjärven kyselystä, jossa 70 %:lla pyydyksistä keskimääräinen pyyntiponnistus on suurempi toisella kontaktilla. Tällä on vaikutusta lisäksi ensimmäisen kontaktin ja todellisen pyyntiponnistuskeskiarvon vertailuun.

Kontaktikertojen aineistojen yhdistelmien erot testattiin kuten saaliilla. Helsingin kyselyssä ei olisi kannattanut käyttää vain yhtä kontaktia, sillä pyyntiponnistusaineistot erosivat merkittävästi todellisesta kummallakin luokitellulla pyydyksellä (taulukko 12).

Taulukko 12. Pyyntiponnistuksen ja eri kontaktikertojen aineistojen yhdistelmien välisen riippumattomuuden testaus χ^2 -testillä Helsingin kyselyssä (H_0 = pyyntiponnistusaineistot eivät eroa verrattaessa eri kontaktikertojen yhdistelmiä toisinsa).

Pyydys	Pyyntiponnistusluokat, pyydysvuorokausia			χ^2 -testisuuren arvot ja vapausasteiden (df) lukumäärä	
Verkko, silmäharvuuks 46-60 mm					
- Kaikki kalastaneet					
Luokat	0	0,1-30	≥ 31		
1. kontakti	477	74	62	1 / 123	8,26 **
1+2. kontak.	842	112	93	12 / 123	3,86 , H_0 voimaan
1+2+3. kontak.	1383	148	128		2
- Pyydyksellä kalastamattomat ja kalastaneet					
Luokat	0	$\geq 0,1$			
1. kontakti	477	136		1 / 123	6,63 **
1+2. kontak.	842	205		12 / 123	3,84 , H_0 voimaan
1+2+3. kontak.	1383	276			1
- Pyydyksellä kalastaneet					
Luokat	0,1-15	16-45	≥ 46		
1. kontakti	40	54	42	1 / 123	0,49 , H_0 voimaan
1+2. kontak.	59	90	56	12 / 123	0,15 , H_0 voimaan
1+2+3. kontak.	77	120	80		2
Pilkkipäpa					
- Kaikki kalastaneet					
Luokat	0	0,1-15	≥ 16		
1. kontakti	307	162	144	1 / 123	11,12 **
1+2. kontak.	567	263	217	12 / 123	3,36 , H_0 voimaan
1+2+3. kontak.	947	412	300		2
- Pyydyksellä kalastamattomat ja kalastaneet					
Luokat	0	$\geq 0,1$			
1. kontakti	307	306		1 / 123	6,63 **
1+2. kontak.	567	480		12 / 123	2,23 , H_0 voimaan
1+2+3. kontak.	947	712			1
- Pyydyistä käyttäneet					
Luokat	0,1-15	16-30	≥ 31		
1. kontakti	162	74	70	1 / 123	2,46 , H_0 voimaan
1+2. kontak.	263	114	103	12 / 123	1,22 , H_0 voimaan
1+2+3. kontak.	412	162	138		2

Tarkasteltaessa harhaa osatekijöittäin voidaan havaita, että myös pyydystä käyttäneiden osuudet eroavat merkittävästi. Tilastollista eroa ei todettu pyydystä käyttäneiden ruokakuntien aineistoissa. Verrattaessa kahden ensimmäisen kontaktin aineistoja todelliseen ei eroja enää havaittu. Pyyntiponnistuksen testauksessa on huomattava, että osittaiskato on ollut määrällisesti suuri kummallakin

pyydyksellä postitse hankitussa aineistossa. Haastattelun yhteydessä osittaiskatoa ei esiintynyt.

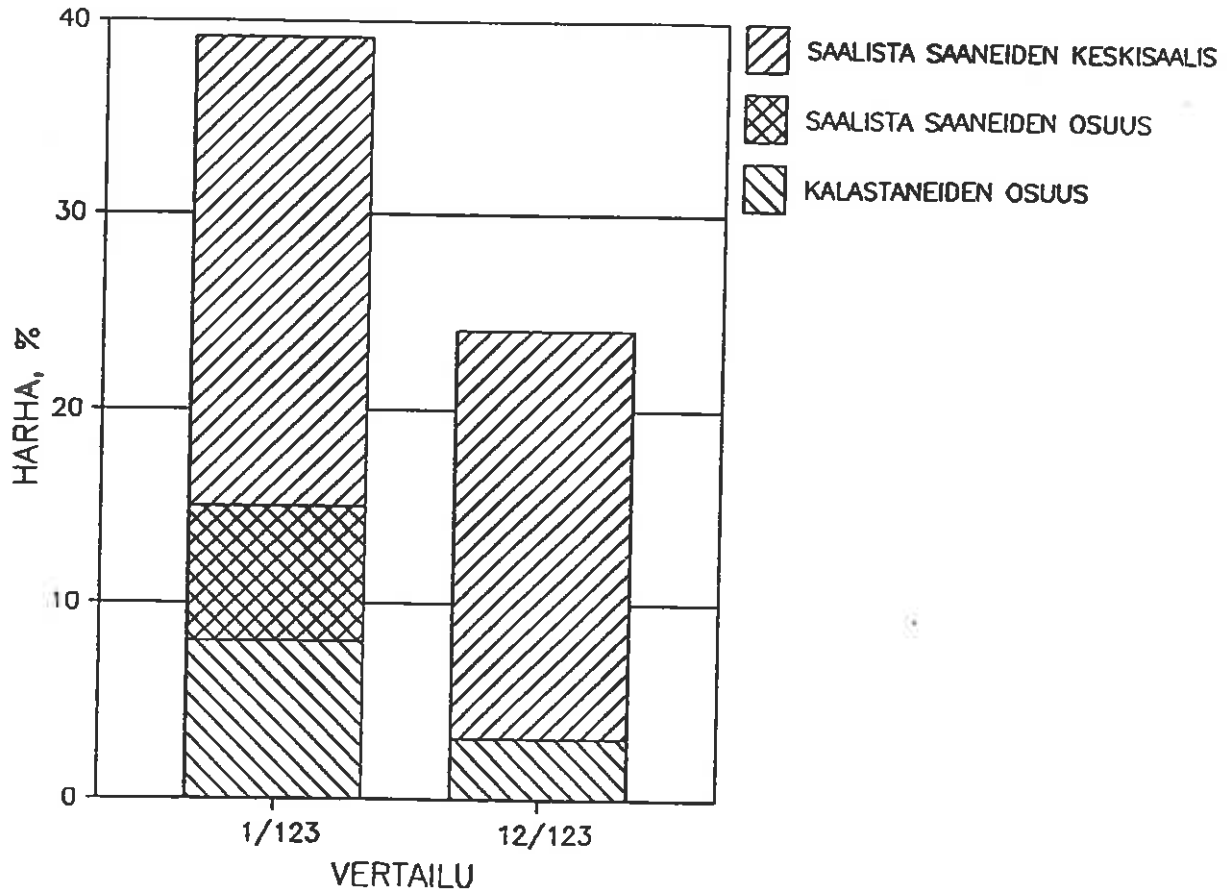
Pyyntiponnistuksen luokitus oli karkea luokkavälin ollessa 15 pyydysvuorokautta. Keskiarvot erosivat esim. pilkkivavalla eri vertailuissa 7 vuorokautta. Tiheämpi luokitus olisi mahdollisesti tuottanut eri testituloksen, kun tarkastellaan pyydystä käyttäneiden pyyntiponnistusaineistoja. Testaukseen vaikuttaa lisäksi kummallakin pyydyksellä se, että nollatapausten luokka edustaa määrällisesti yli puolta tapausten kokonaismäärästä.

4.4.2. Harha osatekijöittäin

Vastaamattomuuden aiheuttamaa harhaa saaliisiin ja pyyntiponnistuksiin tarkastellaan kolmen tekijän kautta. Kalastaneiden ja kalastamattomien ruokakuntien osuudet ovat olennaisia, kun tarkastellaan kokonaismääriä tai, kun laskenta tapahtuu kaikkia vastanneita kohti. Kalastaneissa voidaan lisäksi tehdä jako saalista saaneiden ja saamattomien ruokakuntien osuuksiin sekä saalista saaneiden ruokakuntien keskisaaliiden tarkasteluun.

Helsingin kyselyssä ruokakunnan keskimääräinen kokonaissaalis olisi yliarvioitu 38 %, jos laskenta olisi käsittänyt kaikki vastanneet ja kyselyssä olisi käytetty vain yhtä kontaktia (kuva 3). Suurin harhan osatekijä on saalista saaneiden ruokakuntien suuremmat saaliit ensimmäisellä kontaktilla. Tämä vastaa 61 % harhan kokonaismäärästä. Kalastaneiden ruokakuntien osuuden yliarviointi on 21 % kokonaisharhasta ja lähes yhtä suuri vaikutus on saalista saaneiden osuuden yliarvioimisella (18%). Kaikki nämä tekijät ovat vähintään tilastollisesti merkittäviä (vrt. taulukot 3 ja 9). Jos kyselyssä olisi käytetty kahta kontaktia, olisi ruokakunnan keskisaalis ollut 24 % liian iso. Harhan suuruuteen vaikuttaa tällöin lähes yksinomaan saalista saaneiden suuremmat saaliit. Tämä on 87 % harhan kokonaismäärästä. Kalastaneiden osuuden yliarviointi aiheuttaa loput 13 %

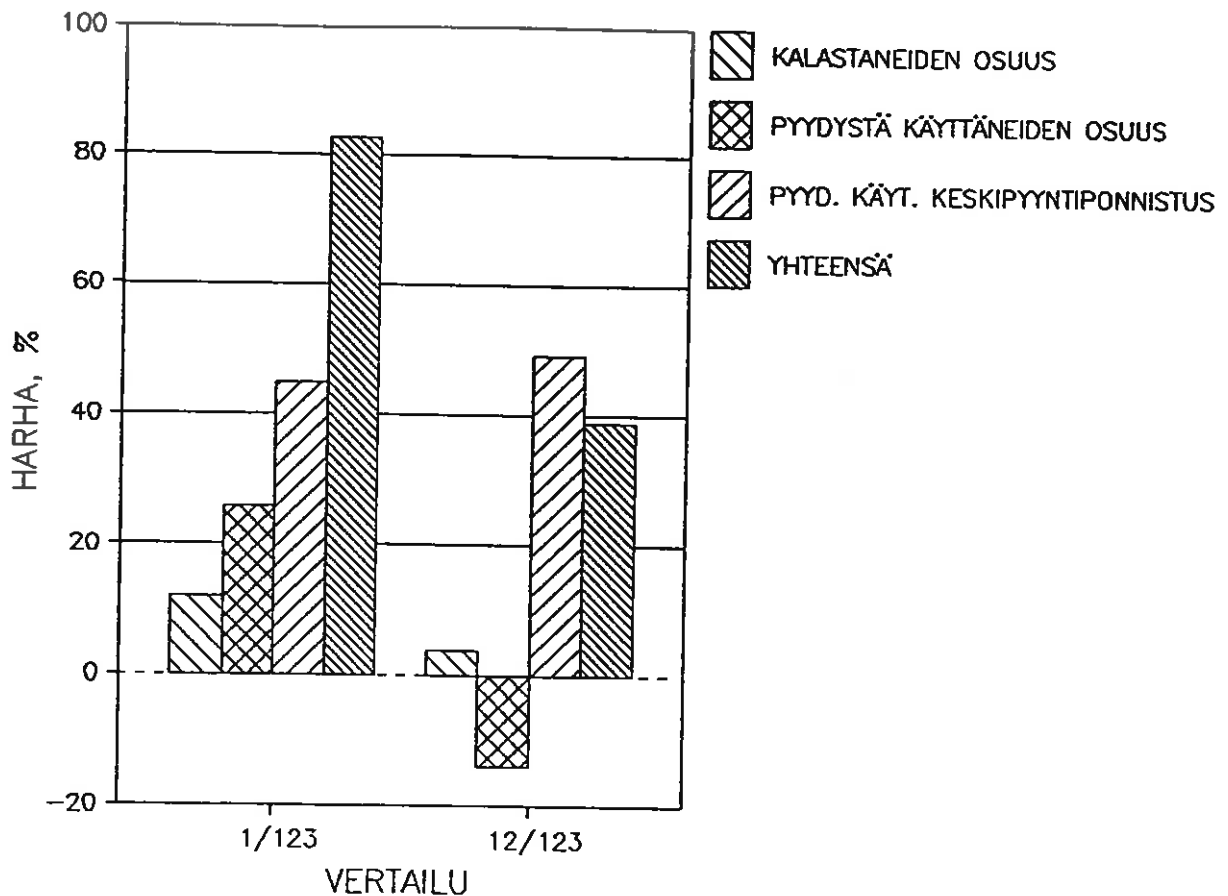
harhasta. Saalista saaneiden osuus ei vaikuttanut harhan suuruuteen. Harhan osatekijöistä ainoastaan saalista saaneiden ruokakuntien keskisaaliilla on tilastollisesti merkittävä ero vertailussa (ks. taulukot 3 ja 9).



Kuva 3. Ruokakunnan keskisaalisarvion harhaisuus osatekijöittäin Helsingin kyselyssä eri kontaktikertojen yhdistelmien mukaan.

Pilkkivavan keskimääräinen pyyntiponnistus on Helsingin kyselyssä ensimmäisen kontaktin aineistosta laskettuna 83 % liian suuri (kuva 4). Merkittävin harhan osatekijä on pilkkivavalla kalastaneiden

ruokakuntien keskimääräinen pyyntiponnistus, joka on 54 % kokonaisharhasta. Pyydystä käyttäneiden ruokakuntien osuuden yliarviointi on 31 % kokonaisharhasta ja pienin merkitys on kalastaneiden osuuden yliarvioinnilla (14 %). Tekijöistä tilastollisesti vähintään merkitävät erot havaittiin kalastaneiden osuudella ja pyydystä käyttäneiden osuudella (vrt. taulukot 3 ja 12). Mikäli ko. tiedustelussa olisi käytetty kahta kontaktia, olisi pilkkivavan pyyntiponnistus yliarvioitunut 39 % todelliseen verrattuna. Harhan komponenteista pyydystä käyttäneiden osuus olisi aliarvioitunut ja kaksi muuta yliarvioitunut. Aliarvio pienentää kokonaisharhaa 14 prosenttiyksikköä. Yliarviointi johtuu lähes yksinomaan pyydystä käyttäneiden ruokakuntien pyyntiponnistuksesta. Tilastollisia eroja ei havaittu.



Kuva 4. Pilkkivavan pyyntiponnistusarvion harhaisuus osateki-
jöittäin Helsingin kyselyssä eri kontaktikertojen
aineistojen yhdistelmien mukaan.

4.4.3. Harhan suhde keskivirheeseen

Keskiarvojen harhan suhde kaikkien kontaktien perusteella laskettuun keskiarvon keskivirheeseen (B/σ) ilmaisee, kuinka harhainen keskiarvo sijoittuu harhattoman keskiarvon otantajakautumalla. Tilastollisesti hyväksyttävänä harhan suuruutena pidetään tilannetta, jossa harhan suhde keskiarvon keskivirheen estimaattiin on arvoltaan enintään 0,1 (Cochran 1977, Liedes ja Manninen 1975). Cochran (1977) toteaa, että vielä suhteen arvolla 0,2 harhan vaikutus on vaatimaton.

Taulukko 13. Saattokeskiarvojen harhan suhde kaikkien kontaktien perusteella laskettuun keskiarvon keskivirheeseen luokiteltain Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä ($>$ = yliarvio ja $<$ = aliarvio). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmän mukaisen vertailun.

Kysely	B / σ								Yhteensä	%
	0,00- 0,09	0,10- 0,19	0,20- 0,49	0,50- 0,74	0,75- 0,99	1,00- 1,99	2,00- 3,99	$\geq 4,00$		
Helsinki										
B (1/123) / σ	$>$	-	-	-	-	1	3	11	15	83
	$<$	-	-	-	1	1	1	-	3	17
Yhteensä	-	-	-	1	1	2	3	11	18	100
%	-	-	-	6	6	11	17	61	100	
B (12/123) / σ	$>$	-	-	2	1	5	7	2	17	94
	$<$	-	-	-	-	-	1	-	1	6
Yhteensä	-	-	-	2	1	5	8	2	18	100
%	-	-	-	11	6	28	44	11	100	
Lohjanjärvi										
B (1/123) / σ	$>$	-	-	-	1	1	2	7	11	79
	$<$	-	-	-	-	1	1	1	3	21
Yhteensä	-	-	-	-	2	1	3	8	14	100
%	-	-	-	-	14	7	21	57	100	
B (12/123) / σ	$>$	-	-	-	1	1	6	4	12	86
	$<$	-	-	-	-	1	-	1	2	14
Yhteensä	-	-	-	-	1	2	6	5	14	100
%	-	-	-	-	7	14	43	36	100	
Kemijärvi										
B (1/123) / σ	$>$	-	-	1	-	1	6	5	14	100
	$<$	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Yhteensä	-	-	1	-	1	6	5	14	100	
%	-	-	7	-	7	7	43	36	100	
B (12/123) / σ	$>$	-	-	1	1	1	8	1	12	86
	$<$	1	-	1	-	-	-	-	2	14
Yhteensä	1	-	2	-	1	1	8	1	14	100
%	7	-	14	-	7	7	57	7	100	

estimaateista ylittää rajan vähintään 20-kertaisesti, mikäli olisi käytetty kahta kontaktikertaa (taulukko 14). Kuten saalisestimaateilla tuottaisi yhden kontaktin käyttö harhaisimmat keskiarvot.

Pyyntiponnistuskeskiarvot ovat myös liian harhaisia. Raja-arvo ylittyy vähintään 60 % estimaateista kymmenkertaisesti (taulukko 15). Pohdittaessa käyttääkö kyselymenetelmänä yhtä vai kahta

Taulukko 15. Pyyntiponnistuskeskiarvojen harhan suhde kaikkien kontaktien perusteella laskettuun keskiarvon keskivirheen luokittain Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä (> = yliarvio ja < = aliarvio). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Kysely	B / σ								Yhteensä	%
	0,00- 0,09	0,10- 0,19	0,20- 0,49	0,50- 0,74	0,75- 0,99	1,00- 1,99	2,00- 3,99	$\geq 4,00$		
Helsinki										
B (1/123) / σ , >	-	-	-	-	-	2	5	4	11	85
, <	-	-	-	-	-	2	-	-	2	15
Yhteensä	-	-	-	-	-	4	5	4	13	100
%	-	-	-	-	-	31	39	31	100	
B (12/123) / σ , >	-	-	1	1	-	5	5	-	12	92
, <	-	-	1	-	-	-	-	-	1	8
Yhteensä	-	-	2	1	-	5	5	-	13	100
%	-	-	15	8	-	38	38	-	100	
Lohjanjärvi										
B (1/123) / σ , >	1	-	1	1	1	-	2	-	6	60
, <	-	-	-	1	1	2	-	-	4	40
Yhteensä	1	-	1	2	2	2	2	-	10	100
%	10	-	10	20	20	20	20	-	100	
B (12/123) / σ , >	-	-	-	1	1	5	1	-	8	80
, <	-	-	-	-	2	-	-	-	2	20
Yhteensä	-	-	-	1	3	5	1	-	10	100
%	-	-	-	10	30	50	10	-	100	
Kemijärvi										
B (1/123) / σ , >	-	-	-	-	1	-	-	6	7	58
, <	-	-	-	-	-	1	2	2	5	42
Yhteensä	-	-	-	-	1	1	2	8	12	100
%	-	-	-	-	8	8	17	67	100	
B (12/123) / σ , >	-	-	-	-	-	1	3	4	8	67
, <	-	-	-	-	-	2	-	2	4	33
Yhteensä	-	-	-	-	-	3	3	6	12	100
%	-	-	-	-	-	25	25	50	100	

kontaktikertaa, muodostaa Lohjanjärven kysely poikkeuksen muista. Tuloksista havaitaan, kuinka enemmän kalastaneet aktivoituivat vastaamaan vasta toisella kontaktilla.

4.4.4. Harhan vaikutus luottamusrajoihin

Tutkittaessa harhan vaikutuksia estimaattien luottamusrajoihin olisi oikeana tutkimusasetelmana verrata harhattoman keskiarvon otantajakautuman sijoittumista harhaisen keskiarvon luottamusrajoihin. Tässä tutkimuksessa kolmas kontakti on yleistetty koskemaan kaikkia vastaamattomia, eli on luotu tilanne, jossa kaikki olisivat vastanneet kyselyyn. Jos kyselyn otantasuhde on pieni, ei menettely vaikuta kovinkaan paljon keskiarvon variansseihin. Jos kysely on otanta-asetelmaltaan lähellä kokonaistutkimusta, eli otantasuhde on suuri, niin tällöin keskiarvon varianssin laskentakaavan mukainen äärellisen populaation korjauskerroin lähestyy nollaa ja pienentää varianssia sangen tehokkaasti.

Lohjan- ja Kemijärven kyselyt olivat otannaltaan lähellä kokonaistutkimusta. Jos harhan vaikutuksia luottamusrajoihin tutkittaisiin näissä kyselyissä harhattoman keskiarvon varianssin avulla, jouduttaisiin tilanteeseen, jossa ko. keskiarvon otantajakauma pienestä varianssista johtuen mahtuu harhaisen keskiarvon otantajakautuman sisäpuolelle. Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyiden 28 saalises-
timaatista 22 käyttäytyy juuri tällä tavoin. Harhattoman keskiarvon varianssin pienuutta kuvaa hyvin esim. Lohjanjärven kyselyssä estimaattien variaatiokertoimet, joiden arvot vaihtelevat välillä 1-5 %. Helsingin kyselyssä otantasuhde oli sen verran pieni, etteivät keskiarvojen varianssit olennaisesti pienene. Leinonen (1988) onkin tarkastellut ko. kyselyn saalisaineistoja käyttäen laskennassa harhattoman keskiarvon variansseja. Tässä tutkimuksessa harhan vaikutuksia luottamusrajoihin tarkasteltiin käyttäen harhattomalle keskiarvolle harhaisen keskiarvon varianssia.

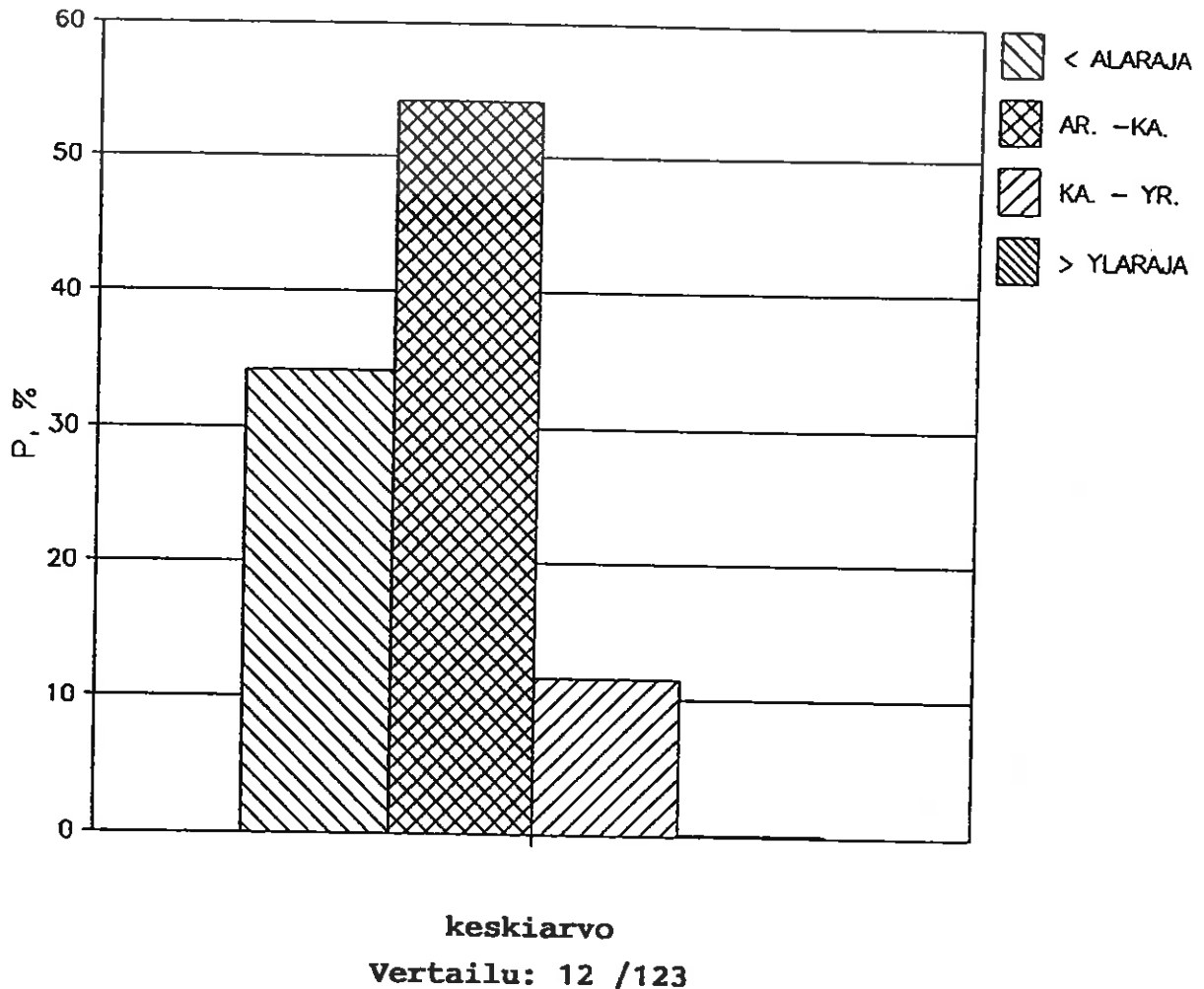
Todennäköisyydet suhteessa saaliskeskiarvojen 95 %:n luottamusrajoihin muuttuvat harhan takia huomattavasti (taulukko 16). Kun

harhaisen keskiarvon luottamusrajat on laskettu yhden kontaktin aineistosta, on todennäköisyys alittaa alaraja kasvanut kyselyiden 40 yliarvioidulla keskiarvolla kaikilla suuremmaksi kuin 2,5 %. Estimaateista 2/5:lla todennäköisyys on yli 30 %. Ylärajan ylityksen todennäköisyys on 36 estimaatilla vähemmän kuin yksi promille. Kaikista keskiarvoista 79 %:lla todennäköisyys osua harhaisen keskiarvon perusteella laskettujen luottamusrajojen sisäpuolelle on vähemmän kuin 90 %. Kun rajat on laskettu kahden kontaktin yhdistetyistä aineistoista, paranee tilanne jonkin verran, mutta harhan vaikutus on silti selvä.

Taulukko 16. Todennäköisyydet alittaa harhaisten saaliskeskiarvojen 95 % luottamusrajan alaraja ($p < A$), ylittää yläraja ($p > Y$) ja osua rajojen sisäpuolelle ($p > <$) sekä estimaattien variaatiokertoimet (OV, %) Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

Vertailu	Todennäköisyys, %									
	0,00- 0,09	0,10- 2,50	2,51- 9,99	10,00- 29,99	30,00- 49,99	50,00- 70,00	70,01- 90,00	90,01- 97,49	97,50- 99,99	≥100,00
1 / 123										
$p < A$	5	1	8	15	8	3	4	2	-	-
$p > Y$	36	4	2	2	-	1	-	-	1	-
$p > <$	-	1	1	4	5	10	15	10	-	-
OV	-	-	14	22	9	-	-	-	-	1
12 / 123										
$p < A$	3	2	8	21	5	6	1	-	-	-
$p > Y$	38	3	3	-	1	1	-	-	-	-
$p > <$	-	1	-	1	6	6	22	10	-	-
OV	-	-	23	18	3	1	-	-	-	1

Vaikka todennäköisyys osua luottamusrajojen sisäpuolelle olisikin lähellä 95 %:a, on lisäksi huomattava, ettei harhattoman keskiarvon otantajakauma ole symmetrinen rajojen sisäpuolella, vaan se on voimakkaasti vino harhan suuntaan. Helsingin kyselyn 17 yliarvioidun saalisestimaatin harhattomien otantajakaumien keskimääräinen todennäköisyys alittaa alaraja oli 34 % (kuva 5), eli 14 kertaa suurempi kuin tilanteessa, jossa harhaa ei esiinny. Alarajan ja keskiarvon välillä todennäköisyys on 54 %, mutta keskiarvon ja ylärajan välillä vain 12 %. Harhattomassa tilanteessa kummatkin



Kuva 5. Helsingin kyselyn harhattomien saaliskeskiarvojen otantajakaumien keskimääräinen todennäköisyysjakautuma suhteessa yliarvioitujen keskiarvojen 95 % luottamusrajoihin.

todennäköisyydet ovat 45 %. Ylärajaa ei harhan takia ylitettäisi kuin yhdessä tapauksessa tuhannesta.

Pyydysten kokonaissaaliskeskiarvot ovat hieman tarkempia kuin saaliskeskiarvot, mutta samalla otantavirheen suuruutta kuvaavat variaatiokertoimet ovat suurempia. Jos kyselyissä olisi käytetty vain yhtä kontaktia, on 74 %:lla estimaateista todennäköisyys osua luottamusrajojen sisäpuolelle alle 90 % (taulukko 17). Kahden kontaktin aineistoista laskettuna vastaava osuus on 70 %, eli

estimaatit tulevat hieman enemmän harhaisemmiksi.

Taulukko 17. Todennäköisyys alittaa pyydysten harhaisten kokonaissaaliskeskisarvojen 95 % luottamusrajan alaraja ($p < A$), ylittää yläraja ($p > Y$) ja osua rajojen sisäpuolelle ($p > <$) sekä estimaattien variaatiokertoimet (CV, %) Helsingin ja Lohjanjärven kyselyissä.

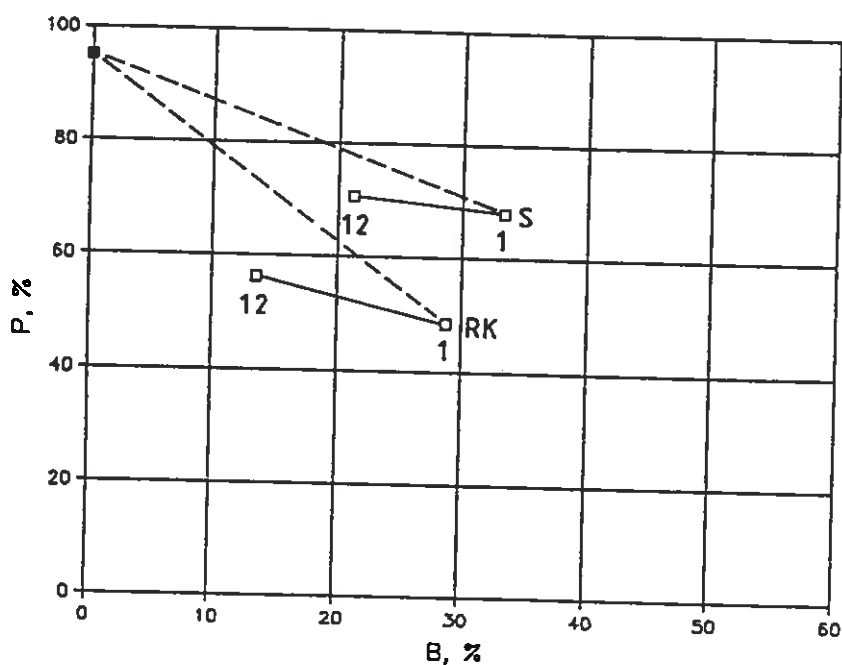
Vertailu	Todennäköisyys, %									
	0,00- 0,09	0,10- 2,50	2,51- 9,99	10,00- 29,99	30,00- 49,99	50,00- 70,00	70,01- 90,00	90,01- 97,49	97,50- 99,99	≥100,00
1 / 123										
$p < A$	3	2	3	9	4	1	1	-	-	-
$p > Y$	17	2	3	1	-	-	-	-	-	-
$p > <$	-	-	-	1	1	4	11	6	-	-
CV	-	-	1	14	5	3	-	-	-	-
12 / 123										
$p < A$	2	1	5	8	6	-	1	-	-	-
$p > Y$	18	2	2	1	-	-	-	-	-	-
$p > <$	-	-	-	1	-	6	9	7	-	-
CV	-	-	4	14	5	-	-	-	-	-

Taulukko 18. Todennäköisyys alittaa harhaisten pyyntiponnistuskeskisarvojen 95 % luottamusrajan alaraja ($p < A$), ylittää yläraja ($p > Y$) ja osua rajojen sisäpuolelle ($p > <$) sekä estimaattien variaatiokertoimet (CV, %) Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

Vertailu	Todennäköisyys, %									
	0,00- 0,09	0,10- 2,50	2,51- 9,99	10,00- 29,99	30,00- 49,99	50,00- 70,00	70,01- 90,00	90,01- 97,49	97,50- 99,99	≥100,00
1 / 123										
$p < A$	9	2	6	7	8	2	1	-	-	-
$p > Y$	21	3	3	5	-	-	1	1	1	-
$p > <$	-	1	1	2	2	8	12	9	-	-
CV	-	-	1	22	8	3	1	-	-	-
12 / 123										
$p < A$	6	1	4	14	6	1	1	2	-	-
$p > Y$	27	1	1	4	1	1	-	-	-	-
$p > <$	-	-	2	1	2	6	19	5	-	-
CV	-	-	7	23	5	-	-	-	-	-

Pyyntiponnistuskeskiarvot ovat otantavirheeltään yhtä täsmällisiä kuin pyydysten kokonaissaaliskeskiarvot. Ensimmäisen kontaktin aineistoista laskettuna 3/4:lla estimaateista todennäköisyys osua luottamusrajojen sisäpuolelle on enintään 90 % (taulukko 18). Jos kyselyissä olisi käytetty kahta kontaktia, tarkentuisivat kaikkein harhaisimmat pyyntiponnistusestimaatit, mutta samalla osalla tarkimmista estimaateista kasvaisi harhan suuruus.

Muuttujien suhteellisen harhan suuruutta ilmaisevista taulukoista (taulukot 8, 10 ja 11) nähdään, kuinka kahden kontaktin käyttö pienentää harhaa. Tarkasteltaessa harhan vaikutusta luottamusrajoihin, havaitaan selvä ero. Tällöin kaikille muuttujille on yhteistä se, että olisipa tiedusteluissa käytetty yhtä tai kahta kontaktia,



RK = ruokakunnan kokonaissaalis, S = kaikki ylliarvioitut saalisestimaatit.
 --- = P muuttuu suhteessa yhtä paljon kuin B, — = havaittu muutos.

Kuva 6. Saalisestimaattien keskimääräinen tarkkuus käytettäessä yhtä tai kahta kontaktikertaa Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä (B = suhteellinen harha, P = todennäköisyys osua harhaisen keskiarvon 95 % luottamusrajojen sisäpuolelle. Musta neliö kuvaa tilannetta, jossa harhaa ei ole).

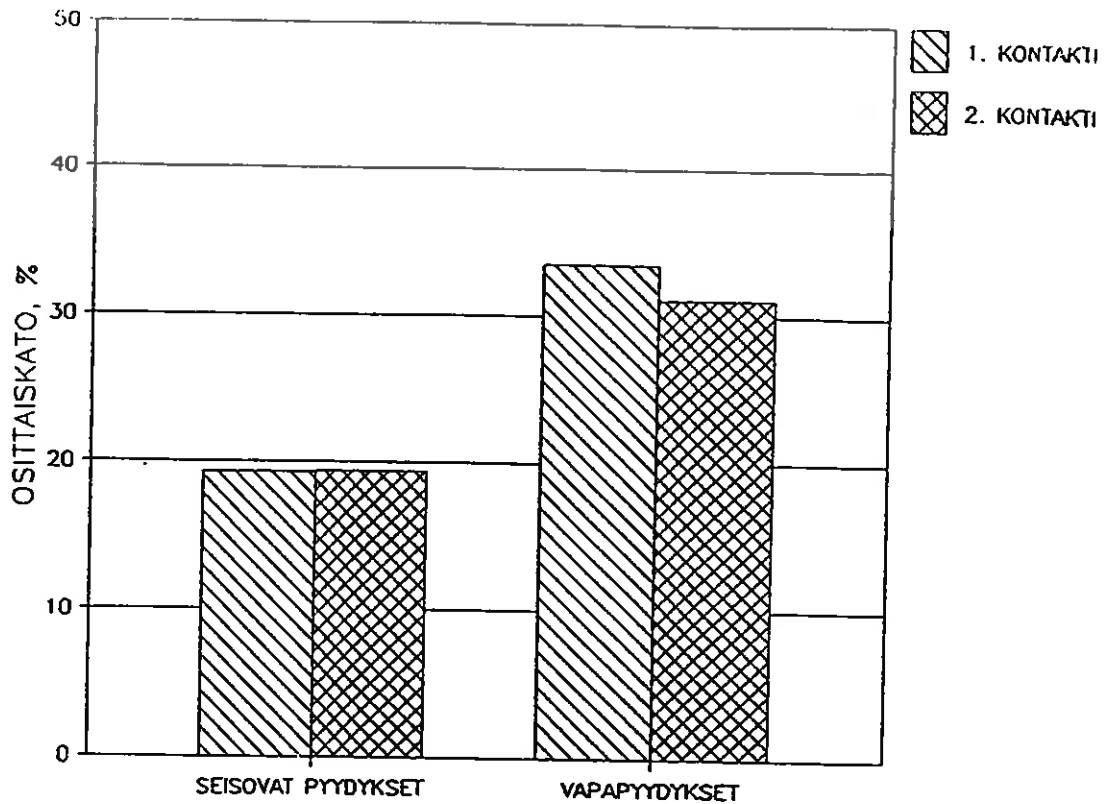
pysyy tarkimpien estimaattien osuus koko ajan lähes samana. Ainoastaan kaikkein harhaisimpien estimaattien osuus vähenee hieman, jos olisi käytetty kahta kontaktia.

Yliarvioitujen saalisestimaattien tarkkuus paranee kolmanneksella, kun käytetään kahta kontaktia yhden sijasta (kuva 6). Luottamusrajat pysyvät kuitenkin lähes yhtä harhaisina kuin käytettäessä kahta kontaktia. Ruokakunnan kokonaissaalis on esimerkki muuttujasta, jolla otantajakautuma on sangen keskittynyt. Sillä keskiarvot tarkentuvat yli puolella, kun kyselyssä on kaksi kontaktia, mutta luottamusrajat eivät tarkennu suhteessa läheskään yhtä paljon. Syynä tähän on se, että lisättäessä aineiston laskentayksiköiden määrää pienennetään samalla äärellisen populaation korjaustekijää, jolloin estimaattien otantajakautumat keskittyvät. Keskiarvot pienenevät lisäksi sen vuoksi, että vastaamattomat ovat keskimäärin homogeenisempi ryhmä, jolloin muuttujien arvojen keskihajonta on pienempi. Harhan vähe- tessä myös estimaattien keskiarvot pienenevät ja niiden suhde pysyy jokseenkin samana. Toisin sanoen estimaatit tarkentuvat suhteessa nopeammin kuin estimaattien luottamusrajat. Tilastollista päätöksentekoa vaikeuttaa se, että luottamusrajat pysyvät lähes yhtä harhaisina, käyttäessä kyselyissä yhtä tai kahta kontaktia.

4.5. Osittaiskato

4.5.1. Määrä ja vaikutus otantavirheen suuruuteen

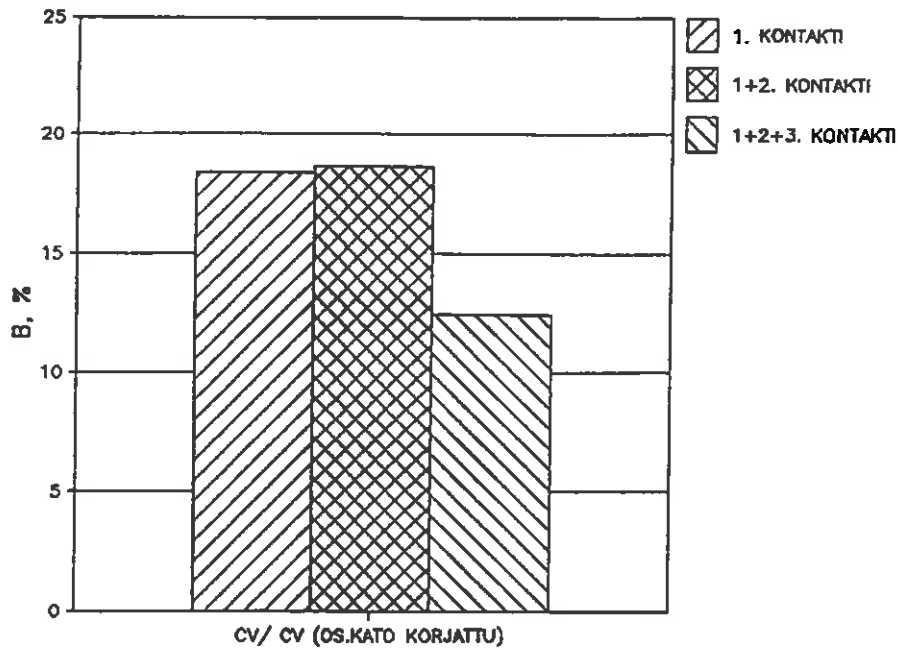
Kalastuskyselyissä pyyntiponnistusaineistoon sisältyy huomattava osuus nollia. Tällä aineiston osalla ei juurikaan esiinny osittaiskatoa. Pääosin osittaiskato kohdistuu pyydystä käyttäneiden ruokakuntien aineistoon eli nollasta poikkeaviin tapauksiin. Pyydystyypeittäin tarkasteltuna osittaiskatoa esiintyy enemmän vapapyydyksillä kuin seisovilla pyydyksillä (kuva 7). Vapapyydyksien pyyntiponnistusaineistossa osittaiskatoa on kolmanneksen verran enemmän. Vastaamattomuudella ei havaittu olevan vaikutusta osittaiskatoon, sillä kontaktikerroittain eriteltyinä osittaiskato-osuudet ovat



Kuva 7. Pyydystä käyttäneiden ruokakuntien pyyntiponnistusaineistoon sisältyvä keskimääräinen osittaiskato (%) pyydystyypeittäin Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

jokseenkin yhtä suuria.

Mikäli laskennassa ei käytetä pyydystä käyttäneiden ruokakuntien määrän mukaista korjauskerrointa, painottuvat tulokset nollatapausten suuntaan. Ensimmäisen kontaktin eri pyydyksien pyyntiponnistusaineistosta laskettuna otantavirhettä kuvaavat variaatiokertoimet olisivat keskimäärin 18 % liian suuria (kuva 8). Suhteellinen harha olisi samaa suuruusluokkaa, mikäli laskenta perustuisi kahden ensimmäisen kontaktin aineistoihin. Kaikkien kontaktien aineistoista laskien variaatiokertoimet olisivat vielä 13 % liian suuria. Viiden prosenttiyksikön ero aiempiin vertailuihin selittyy sillä, ettei kolmannella kontaktilla ollut pyyntiponnistuksella osittaiskatoa kuin Lohjanjärven kyselyssä.



Kuva 8. Pyyntiponnistuskeskiarvojen variaatiokertoimien keskimääräinen suhteellinen harha (%) kontaktikertojen yhdistelmien mukaan Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

Osa variaatiokertoimien välisistä eroista selittyy laskentayksiköiden määrän kasvulla, mutta valtaosa muutoksista johtuu pyyntiponnistusaineistojen keskimääräisen hajonnan pienenemisestä.

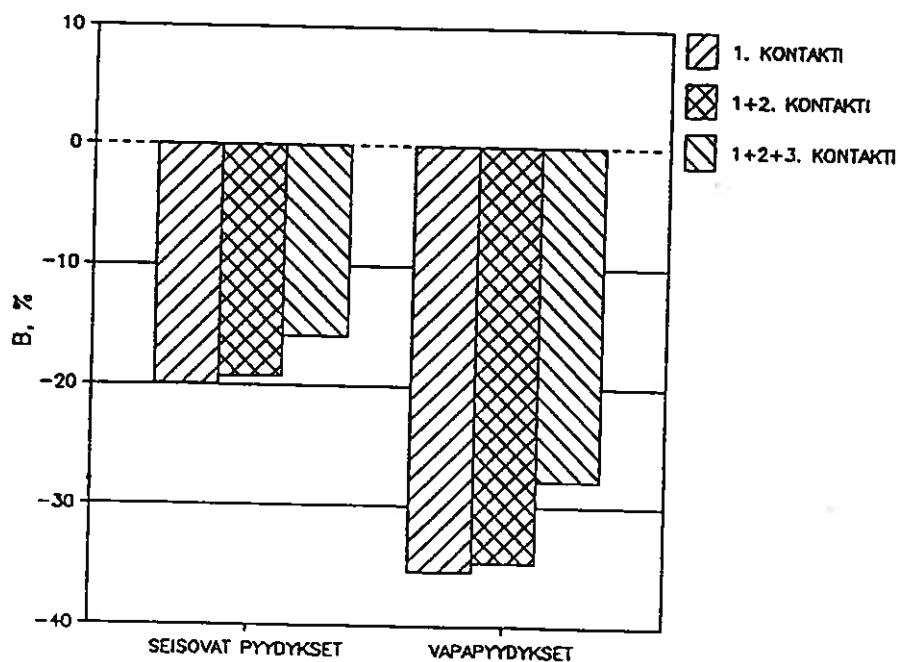
4.5.2. Pyyntiponnistuskeskiarvojen harhaisuus

Osittaiskadon vaikutukset ovat vastakkaisia verrattuna vastauskadon vaikutuksiin. Osittaiskadon seurauksena on keskimääräisen pyyntiponnistuksen sekä pyyntiponnistuksen kokonaismäärän aliarviointi. Harhan suuruus riippuu mm. käytetystä pyydystyypistä. Pääsääntöisesti vapapyydysten pyyntiponnistuskeskiarvot ovat harhaisempia kuin seisovien pyydysten (verkot, katiskat, siimat yms.) (kuva 9).

Osittaiskadon huomiotta jättäminen aiheuttaa keskimäärin pienemmän suhteellisen harhan kuin vastauskato (vrt. taulukot 11 ja 19). Jos

Taulukko 19. Pyyntiponnistuskeskiarvojen osittaiskadosta johtuva suhteellinen harha (%) luokittain Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä (> = yliarvio ja < = aliarvio). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikerran tai niiden yhdistelmän.

Estimaatti	Suhteellinen harha (%)								Yhteensä	%
	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-74	75-99	≥100		
\bar{y}_1										
· >	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
· <	8	7	6	5	4	5	-	-	35	100
z	23	20	17	14	11	14	-	-	100	
\bar{y}_{12}										
· >	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
· <	9	10	4	5	5	5	-	-	38	100
z	24	26	11	13	13	13	-	-	100	
\bar{y}_{123}										
· >	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
· <	7	14	6	3	6	1	-	-	37	100
z	19	38	16	8	16	3	-	-	100	



Kuva 9. Pyyntiponnistuskeskiarvojen keskimääräinen suhteellinen harha (%) kontaktikertojen yhdistelmien mukaan Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä.

kyselyissä olisi käytetty yhtä tai kahta kontaktikertaa, olisi väärästä laskentamenettelystä johtuva harha jakautunut kummassakin tapauksessa samalla tavalla eri luokkiin. Harhan suuruuden pieneminen kaikkien kontaktien yhteisessä aineistossa johtuu siitä, ettei kolmannella kontaktilla osittaiskatkoa ollut kuin Lohjanjärven kyselyssä.

Pyydystyyppittäin suhteellinen harha on seisovilla pyydyksillä keskimäärin vajaat 20 % ja vapapyydyksillä 35 % (kuva 9). Pyydystyyppien välinen ero johtuu siitä, että vastaajat ilmoittavat useammin seisovien pyydysten pyyntiponnistustiedot kuin vapapyydysten. Pyyntiponnistus selvitetään tiedusteluissa kysymällä sekä pyyntipäivien (pyyntikertojen) lukumäärää että keskimääräistä pyynnissä käytettyjen pyydysten määrää pyyntipäivää (pyyntikertaa) kohti. Enemmistö puuttuvista vapapyydysten pyyntiponnistustiedoista koskee pyydysten määrää pyyntipäivää (pyyntikertaa) kohti. Ilmeisesti vastaajat ovat epävarmoja siitä, pitäisikö kyseiseen kohtaan ilmoittaa vieheiden (syöttien) vai vapojen määrä, ja jättävät siksi vastaamatta ko. kohtaan. Seisovilla pyydyksillä kysymyksenasettelu on huomattavasti yksiselitteisempi.

Helsingin kyselyssä kahden ensimmäisen kontaktin aineistosta laskettu osittaiskatoharhan suhde harhattomien pyyntiponnistuskeskiarvojen keskivirheeseen (B/σ) vaihtelee välillä 0,4 - 4,4. Harhan tilastollisen sallittavuuden raja-arvo ylitetään siten 4 - 44 kertaisesti. Keskimääräinen ylitys on 19-kertainen. Lohjanjärven kyselyssä raja-arvo ylitetään suurimmillaan 20-kertaisesti ja keskimäärin suhde on kahdeksan kertaa suurempi sallittua. Kemijärven tiedustelussa maksimiylitys on 41-kertainen ja keskiarvoylitys 15-kertainen. Sekä Lohjanjärven että Kemijärven kyselyissä kummassakin yhdellä pyydyksellä suhde on arvoltaan samansuuruinen kuin raja-arvo. Osittaiskatoharhan vaikutuksia pyyntiponnistuskeskiarvojen 95 % luottamusrajoihin ei tarkastella, sillä ne ovat samanlaisia kuin vastauskatoharhalla. Ainoastaan suunta on eri, eli harhattomien otantajakautumien todennäköisyysmassa on painottunut liiaksi har-

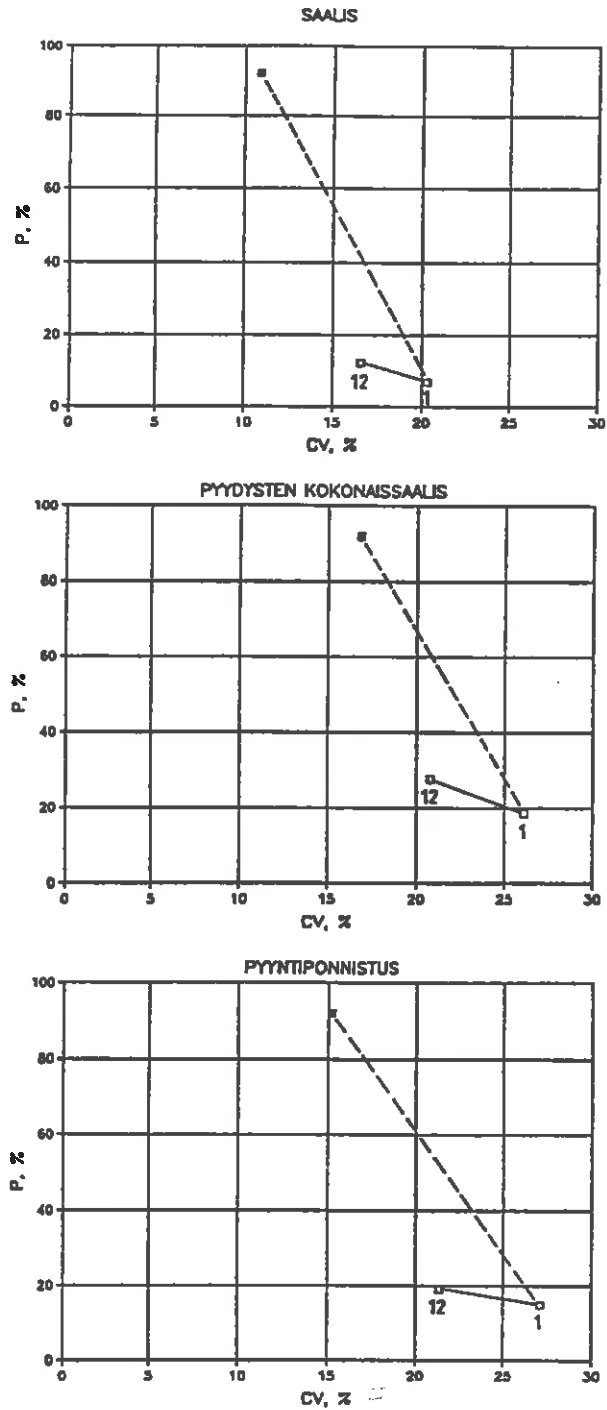
haisten keskiarvojen yläpuolelle.

4.6. Tarkkuuden ja täsmällisyyden suhde luotettavuuden mittarina

Tarkasteltaessa yhdessä estimaattien tarkkuutta ja täsmällisyyttä saadaan käsitys estimaattorien luotettavuudesta. Tässä tutkimuksessa tarkasteltavana luotettavuuteen vaikuttavana estimaattorina on kyselyssä käytettävien kontaktien määrä.

Jos kyselyissä olisi käytetty vain yhtä kontaktia, olisi kaikilla tutkituilla muuttujilla keskimäärin sekä tarkkuus että täsmällisyys olleet huonompia, kuin käytettäessä kahta kontaktia (kuva 10). Täsmällisyys olisi kuitenkin keskimäärin lähellä hyväksyttävää tasoa. Hildén ym. (1985) ovat esittäneet kalastuskyselyiden yhteydessä tavoitteeksi, että tutkimusongelman kannalta tärkeimmillä lajeilla variaatiokertoimien arvot ovat enintään 10-15 %. Tilastollisesti sallittavana harhana voidaan hyväksyä tilanne, jossa suhde B/σ on enintään 0,1 (Cochran 1977). Tästä seuraa, että tarkkuuden mittarin (kaava 3.10, s. 22) arvoilla 92 - 100 %, harha on siedettävä.

Kahden kontaktin käyttö parantaa täsmällisyyttä noin viidenneksellä. Kyselytulosten tarkkuus on paljon ongelmallisempi kuin täsmällisyys. Kun kyselystrategiana on kaksi kontaktia, paranee tarkkuus hieman. Kummallakin aineiston keruutavalla tarkkuus on kuitenkin enintään kolmannes siitä mitä sen tulisi olla tilanteessa, jossa aineistoon sisältyy suhteen B/σ arvon 0,1 mukainen tilastollisesti siedettävä harha. Kuvasta havaitaan myös, kuinka täsmällisyys paranee suhteellisesti nopeammin kuin tarkkuus. Yhdenkään muuttujan tulokset ko. kalastuskyselyissä eivät ole keskimäärin tilastollisesti luotettavia.



-- = tarkkuus muuttuu suhteessa yhtä paljon kuin täsmällisyys
 — = havaittu muutos

Kuva 10. Estimaattien keskimääräinen tarkkuuden ja täsmällisyyden suhde käytettäessä yhtä tai kahta kontaktikertaa Helsingin, Lohjanjärven ja Kemijärven kyselyissä (P = tarkkuus, CV = täsmällisyys. Musta neliö kuvaa tilannetta, jossa $B/\sigma = 0,1$ ja CV on laskettu kaikista kontakteista).

5. TULOSTEN TARKASTELU

5.1. Aineiston edustavuus

Helsingin ja Kemijärven tiedusteluissa otokset koostuivat pyydysluvan lunastaneista ruokakunnista ja Lohjanjärven kyselyssäkin ne muodostivat otoksesta valtaosan. Koska sekä entinen että nykyinen kalastuslaki sallivat kalastuksen tietyissä tapauksissa ilman minäänlaisen luvan lunastusta, on selvää, että otannat ovat painotuneet tehokkaampia pyyntimuotoja harjoittavien ruokakuntien mukaisesti. Otoksissa ovat onkijat aliedustettuina, sillä he ovat olleet mukana vain siltä osin kuin ruokakuntaan on hankittu jonkin muun pyydyksen kalastuslupa.

Onkijoiden osittainen puuttuminen on havaittu mm. valtakunnallisten virkistys- ja kotitarvekalastuskyselyjen yhteydessä. Vuoden 1984 kyselyssä kehikkona olivat valtion kalastushoitomaksun lunastaneet ruokakunnat ja vuoden 1986 kyselyssä kehikko poimittiin väestörekisteristä, eli kehiikkoon kuuluivat kaikki Suomessa vakinaisesti asuvat suomalaiset (Leinonen ym. 1988). Väestörekisterikehikon käyttö kaksinkertaisti valtakunnallisen kalastajamääräarvion. Aiemmin tilastoinnin ulkopuolella olleista kalastajista puolet harjoitti pelkästään onkimista (Leinonen ym. 1988).

Jos ko. kyselyissä olisivat kaikki onkijat olleet mukana, olisi vastaamattomuus ilmeisesti aiheuttanut havaittua suuremman harhan, sillä onkijat saavat keskimäärin pieniä saaliita ja siksi he todennäköisesti jättävät herkemmin vastaamatta kyselyyn. Voidaan olettaa, että kyselyiden otantojen painottuminen tehokkaammilla pyyntivälineillä kalastavien mukaan vaikeuttaa harhan havaitsemista.

Lohjanjärven kysely sisältää tuntemattoman määrän ammattimaisesti kalastavia ruokakuntia. Kemijärven ammattimaisesti kalastavien ruokakuntien poiston yhteydessä havaittiin, että myyntiin kalastavia ruokakuntia oli kolmannella kontaktilla suhteellisesti eniten. Mikäli Lohjanjärven kyselyssä tilanne on ollut samanlainen, ovat myyntiin kalastavien keskimääräistä suuremmat saaliit heikentäneet

mahdollisuutta harhan havaitsemiseen. Toisaalta on otettava huomioon, että vastausaktiivisuus oli Lohjanjärven kyselyssä lähes 94 %, joten vastaamattomia oli suhteellisesti vähän.

5.2. Menetelmien arviointi

Vastauskadon todettiin aiheuttavan keskiarvoestimaattien pääasiallisen yliarvioitumisen, jos kyselyissä olisi käytetty yhtä tai kahta kontaktikertaa. Tutkimusmenetelmällinen ongelma on se, että valikoitumisen suunta voi kääntyä myöhemmillä kontakteilla päinvastaiseksi aiempiin kontakteihin nähden (Kanuk & Berenson 1978). Tämän tutkimuksen tulokset eivät ole paikkansapitäviä siinä tapauksessa, että lisäkontaktiin vastaamattomien joukossa onkin esim. keskimääräistä enemmän saalista saaneita kuin niiden joukossa, joista lisäkontaktilla saatiin tiedot. Päinvastainen tapaus, jossa vastaamattomat olisivat saaneet vähemmän saalista, ei kumoa tuloksia, sillä tällöin havaittu harha on ainoastaan todellista pienempi.

Tässä tutkimuksessa ainoastaan Lohjanjärven kysely poikkesi yleisestä suuntauksesta ja sekin lähinnä pyyntiponnistustietojen osalta. Kymmenestä pyydyksestä seitsemällä pyyntiponnistuskeskiarvot kasvoivat verrattaessa ensimmäistä kontaktia toiseen kontaktiin. Ainakin osittainen selitys ilmiölle löytyy Lohjanjärven tiedustelun erilaisesta motivoinnista, mikä kyselyn alusta alkaen huomioi mm. vähän kalastaneet ja pieniä saaliita saaneet ruokakunnat. Lohjanjärvenkin kyselyssä kolmannella kontaktilla keskiarvot olivat kaikilla muuttujilla pääsääntöisesti pienempiä kuin kahdella aiemmalla kontaktilla.

Lisätiedon hankintaa ajatellen voisi valikoitumisen suunta muuttua silloin, kun lisätietoa vastaamattomista hankitaan postikontaktilla. Tällöin vastaajilla on mahdollisuus olla vastaamatta, eli vastamisen satunnaisuuden vaatimus ei täysin toteudu (Filion 1975). Mikäli esim. suuria saaliita saaneet jättävät vastaamatta, ei saatu tieto kuvaa vastaamattomia keskimääräisesti. Periaatteessa tämä

mahdollisuus on ollut sekä Lohjanjärven että Kemijärven kyselyissä. Lohjanjärven kyselyn vähäinen vastaamattomien osuus (6 %) aiheuttaa kuitenkin sen, että tulokset eivät juurikaan muuttuisi, vaikka vastaamattomissa olisi ollut esim. keskimääräistä enemmän saalista saaneita. Kemijärven tiedustelussa saalista myyneet poistettiin aineistosta, jolloin jäljelle jäänyt aineisto oli virkistys- ja kotitarvekalastajia. Selvittämättä kuitenkin jää, onko niiden joukossa, jotka eivät vastanneet kolmanteen kontaktiin, esim. keskimäärin suurempia saalista saaneita ruokakuntia vai ei. Toisaalta havaittu valikoitumisen suunta kontakteittain oli ko. kyselyssä selvä.

Helsingin tiedustelussa käytetty haastattelumenettely ei antanut mahdollisuutta valikoivaan vastaamattomuuteen, joten ko. kyselyn kolmannen kontaktin aineiston voi olettaa edustavan satunnaisesti vastaamattomia. Myös tunnetut kalaa myyvät ruokakunnat oli poistettu aineistosta.

Muissa kyselyissä, joissa on käytetty kolmea kontaktia ja, joissa aineisto on ositettu kontakteittain, ei ole ruokakunnan keskisaaliin osalta todettu valikoitumisen suunnan muuttumista päinvastaiseksi (Virtain kalataloussuunnitelma 1986 b, Hudd ym. 1987).

Osittaiskatoa on käsitelty tutkimuksessa pelkästään määrällisenä ongelmana, joka on ratkaistu kertoimen avulla tapahtuvalla keskiarvosijaistuksella. Mikäli kalastuskyselyjen muuttujien väliset riippuvuudet olisivat paremmin tunnettuja, voitaisiin korjauskertoimien sijasta käyttää riippuvuuksiin perustuvia malleja, jotka karkeita kertoimia paremmin huomioisivat ko. ruokakunnan kalastuksen. Useat osittaiskatoa korjaavat mallit ovat erilaisia yleisen regressiomallin sovellutuksia (vrt. Little 1986, Rubin 1987, Laaksonen 1988).

Tilastollista testausta on kritisoitu siitä, että kun laskentayksiköitä on tarpeeksi paljon, johtavat hyvinkin pienet ryhmien väliset erot nollahypoteesin hylkäämiseen (Berger 1980). Ranta ym. (1989) kuvaavat esimerkkinä χ^2 -testin testisuureen riippuvuutta otoskoosta.

Testisuureen laskennassa laskentayksiköiden määrän kasvu vaikuttaa suoraan nimittäjään, mutta neliöön korotettuna osoittajaan. Jos otoskokoa lisätään, kasvaa testisuureen arvo suhteessa nopeammin kuin otoskoko. Kun otoskoko on suuri, voidaan suhteellisesti pienetkin luokkien väliset erot tulkita tilastollisesti merkittäviksi. Ranta ym. (1989) esittävät eräänä ratkaisuna X^2 -testin tulosten tulkintaan tavan, että tuloksia tarkastellaan luokittaisen testisuureen arvon kertymän perusteella eli tutkitaan, mistä luokista havaittu ero on peräisin. Tarkastelu ei kuitenkaan sovellu tilanteisiin, joissa testausasetelma on nk. nelikenttä.

Helsingin kyselyn ruokakunnan kokonaissaalisaineisto oli luokiteltu neljään eri ryhmään ja X^2 -testillä vertailtiin, eroavatko aineistot todellisesta, jos kyselyssä olisi käytetty yhtä tai kahta kontaktia (taulukko 9, s. 35). Ensimmäisen kontaktin vertailu tuotti testisuureen arvoksi 21,96, joka johti nollahypoteesin hylkäämiseen tilastollisesti erittäin merkitsevän eron takia. Keskimmäiset saalisluokat, jotka edustivat havaintojen lukumäärästä lähes puolta (46 %), muodostivat havaitusta testisuureen arvosta vain 3 %. Ylin saalisluokka, joka oli lukumäärältään 14 % havainnoista, muodosti testisuuresta lähes 2/3 (13,76). Ylin luokka olisi yksinään tuottanut riittävän eron nollahypoteesin hylkäykselle 1 %-riskitasolla. Ensimmäisen kontaktin aineistossa ylimpään luokkaan kuului yli 18 % havainnoista. Kaikkien kontaktien yhteisessä aineistossa ylimpään luokkaan kuului havainnoista enää vajaa 12 %. Ensimmäisellä kontaktilla on siten suhteellisesti 55 % enemmän havaintoja ylimässä luokassa kuin kaikkien kontaktien yhteisessä aineistossa. Ero on merkittävä ja sen tuleekin heijastua testisuureessa. Toisin ilmaistuna riippumattomuusoletus hylätään sen vuoksi, että ensimmäisellä kontaktilla on suhteellisesti enemmän suuria saaliita saaneita ruokakuntia kuin todellisuudessa. Myös muissa tehdyissä testeissä reunaluokat kasvattavat testisuureta eniten. Tämän tutkimuksen X^2 -testejä voidaan pitää luotettavina, koska saaduille tuloksille on löydettävissä johdonmukainen selitys testisuureen luokittaisen kertymän kautta. Otoskoon vaikutusta testituloksiin ei pidetä erityisen merkittävänä.

5.3. Aineiston jakautumien muoto

Saalis- ja pyyntiponnistusmuuttujien aineistot eivät olleet yhteensopivia testattujen jatkuvien jakaumien kanssa. Todettu aineistojen vinous asettaa kyselyjen suunnittelulle ja toteutukselle erityisvaatimuksia. Otoskoko, tutkimusalueen osittaminen ja kyselystrategia tulisi suunnitella siten, että vähitenkin kalastetulla osa-alueella laskentayksiköiden määrä olisi yli 30 kappaletta. Mikäli niitä on vähemmän, ovat keskiarvot ja luottamusrajat harhaisia aineistojen vinouden takia (Cochran 1977, Liedes ja Manninen 1975, Laininen 1975).

Tilastollisessa testauksessa ei voida vinoudesta johtuen käyttää parametrisia testejä, joten kyselyjen analysointivaiheessa on varauduttava tuottamaan saalis- ja pyyntiponnistusaineistoista nk. ei-parametristen testien vaatimia jakauman tunnuslukuja. Näitä ovat esim. mediaanit ja suuruuden mukaiset järjestysluvut (esim. Mann-Whitneyn testi, Kolmogorov-Smirnovin yhteensopivuustesti) (Vasama ja Vartia 1980 b).

5.4. Vastaamattomuuden vaikutus tarkkuuteen ja täsmällisyyteen

5.4.1. Vastauskadon vaikutus

Kalastaneiden ruokakuntien osuus yliarvioidaan, mikäli kalastuskyselyissä käytetään vain yhtä tai kahta kontaktia. Vastaava yliarviointi todetaan saalis- ja pyyntiponnistusmuuttujilla. Tilastollisia eroja vähintään 5 %-riskitasolla havaittiin lähes kaikkien kyselyjen kalastaneiden osuudessa, Helsingin kyselyn ruokakunnan kokonaissaaliilla ja verrattaessa ensimmäisen kontaktin pyyntiponnistuskeskiarvoja kaikista kontakteista laskettuihin keskiarvoihin. Pyyntiponnistusaineistojen suuri nolla-arvojen osuus sekä karkea luokitus saattoivat estää tarkemman tilastollisten erojen havaitsemisen. Estimaattien harhat olivat useissa tapauksissa suhteellisesti suuria.

Kalataloussektorin ulkopuolisia vastauskadon vaikutuksia selvittäviä tutkimuksia leimaa tietty kyllä/ei-kahtiajakoisuus. Osa tutkimuksista vahvistaa vastauskadon aiheuttavan harhaa ja osassa valikoitumista ei havaita. Valikoitumisen tutkiminen tapahtuu usein nk. sosio-ekonomisten muuttujien avulla, sillä niitä koskevia koko perusjoukon ja otantakehikon kattavia mittaustuloksia on helposti saatavilla. Scott (1961) esittää yhteenvetona kirjallisuudessa esitetyistä tutkimuksista, että vastauskato aiheuttaa valikoitumista mm. ammatti-, siviilisääty-, sukupuoli-, tulo- ja koulutusjakautumissa. Hänen keskeinen päätelmänsä kuitenkin on, että ne henkilöt, jotka kokevat kyselyn itseään kiinnostavaksi tai koskevaksi, vastaavat aktiivisemmin ensimmäisiin kontakteihin. Tämä on sovellettavissa mm. kalastuskyselyjen kalastanut/kalastamaton-ongelmaan. Kalastamattomien osuus on nykyisissä henkikirjoitusnauhasta poimtuissa otoksissa yli puolet otoksesta (Leinonen ym. 1988), joten kalastamattomilla on keskeisempi rooli harhan lähteenä kuin tässä tutkimuksessa, jossa otantakehikot olivat pääosin kalastuslupien myyntitietoihin perustuvia. Kalastamattomien ei voida olettaa kokevan kalastuskyselyä kovinkaan merkittäväksi.

Kanuk & Berenson (1978) ovat vastaavanlaisessa kirjallisuusselvityksessä pessimistisempiä ja toteavat ainoana yleishavaintona, että vastauskato valikoi vastanneita koulutuksen suhteen. Paremman koulutuksen saaneet vastaavat todennäköisesti aktiivisemmin kyselyihin, sillä heillä on paremmat edellytykset selviytyä kirjallisesta vastaamisesta.

Kalastusta ja metsästystä käsittelevissä kyselyissä vastauskadon on todettu aiheuttavan mm. yksikkösaalisarvion yliarvioitumista (Carline 1972), kalastaneiden osuuden yliarvioitumista (Duttweiler 1976) ja metsästäjien kokonaismäärän ja keskisaaliiden yliarvioitumista (Filion 1975). Syyksi valikoitumiseen esitetään vähemmän saaliista saaneiden kalastajien ja metsästäjien vähäisempää vastausmotivaatiota (Carline 1972, Filion 1975).

Raunta ja Shemeikka (1968) toteavat, että kalastuskyselyihin vastaamiseen ja vastaamatta jättämiseen vaikuttaisivat useimmiten

muut syyt kuin kalastuksen laatu. Päätelmä perustuu kyselyyn, jonka kohteena olivat sekä virkistys- ja kotitarvekalastajat että ammatikalastajat. Tarkemmin eriteltyä kalastajaryhmiä erosivat vastauskäyttäytymiseltään toisistaan. Uusintatiedusteluun vastanneiden joukossa oli suhteellisesti enemmän virkistyskalastajia. Samoin kalastusvälineiden arvo ja kalastustoiminnan määrä olivat keskimääräistä pienemmät. Saaliit olivat kuitenkin keskimäärin suurempia uusintatiedustelussa. Tekijät katsovat tämän johtuvan ammattimaisesti kalastavista, jotka eivät mielellään vastaa kyselyihin. Niemi (1978) havaitsi myös ammattimaisesti kalastavien olevan huonosti motivoituneita vastaajia. Vähäinen motivaatio johtui hänen mukaan siitä, että kalastajat epäilivät kyselyn saalistietojen joutuvan verottajan haltuun. Frilanderin (1974) mukaan naiset vastaavat kalastuskyselyihin aktiivisemmin kuin miehet. Toisaalta nuorten naisten osuuden havaittiin olevan vastaamattomissa merkittävästi suurempi kuin koko otoksessa.

Virtain kalataloussuunnitelmaa varten tehdyt kalastuskyselyt tarjoavat vastauskadon vaikutuksien arvioinnissa mielenkiintoisen aikasarjan. Vuosien 1980-1983 kalastusta selvittävässä kyselyissä aineisto ositettiin kontakteittain (Virtain kalataloussuunnitelma 1983, 1984, 1986 a ja b). Kadon vaikutuksia tutkittiin ruokakunnan kokonaissaalismsuuttujan avulla. Raporttien mukaan vastauskadon takia vuosien 1980 ja 1983 saaliit yliarvioitiin, mutta vuosien 1981 ja 1982 saaliit samasta syystä aliarvioitiin. Vuosien 1980 ja 1983 otantakehikot olivat ensimmäistä kertaa käytössä, mutta vuosina 1981 ja 1982 käytettiin samaa kehikkoa kuin vuonna 1980.

Selitystä ristiriitaisiin havaintoihin voi etsiä vastauskäyttäytymisestä. Kun otantakehikkoa käytetään ensimmäistä kertaa, määrää kalastajien vastauskäyttäytymistä mm. Carlinen (1972) ja Filionin (1975) esittämä riippuvuus kalastustoiminnan ja saaliin määristä, eli Scottin (1961) esittämän ajatuksen sovellutus kyselyn merkittävyydestä vastaajalle. Jos kalastaja on kalastanut paljon tai saanut paljon saalista, kokee hän kyselyn merkittävämmäksi kuin vähemmän kalastanut tai vähän saalista saanut kalastaja. Tässä tutkimuksessa kaikissa kyselyissä kehikko oli ensimmäistä

kertaa käytössä ja tulokset vahvistavat mm. vastausaktiivisuuden ja keskimääräisen saaliin välisen riippuvuuden. Vastaavasti Hudd ym. (1987) havaitsivat, että kolmanteen kontaktiin vastanneiden ruokakuntakohtainen keskisaalis oli vain 2/3 verrattuna aiempiin kontakteihin vastanneiden saaliisiin nähden. Myös heillä kehikko oli käytössä ensimmäistä kertaa.

Kun kysely tehdään samalla kehikolla peräkkäisinä vuosina, syrjäytyy kyselyn merkittävyyteen perustuva vastausstrategia. Tällöin osa aiempina vuonna ensimmäisiin kontakteihin vastaamatta jättäneistä tietää kokemuksesta, että kyselyissä käytetään uusintatiedusteluja ja he vastaavat heti. Toisaalta osa aiemmin ensimmäisellä kontaktilla vastanneista palauttaa lomakkeen vasta myöhemmillä kontakteilla, sillä heillä ei ole vastaavaa kokemusta kyselymenetelmästä. Helsingin vastaamattomien haastattelussa kävi selvästi ilmi esim. kiireen tai muiden vapaa-ajanviettopojen vaikutus vastaamattomuuteen. Jos voidaan olettaa, että minkä tahansa ruokakunnan vuosittaisen kalastustoiminnan ja saaliin yleistaso määräytyy ensisijaisesti kalastajien tottumuksista, taidoista ja yleisestä asennoitumisesta kalastusta kohtaan, seuraa tästä, että peräkkäisinä vuosina kalastustoiminnan määrä ja saaliit ovat tasoltaan normaalioloissa samantaisia. Kun vastauskäyttäytymisen muutos kokemuksen kautta ja kalastustoiminnan ja saaliiden yleinen vakiintuneisuus yhdistetään, on täysin mahdollista, että käytettäessä vanhaa otantakehikkoa, päädytään mm. saaliiden aliarviointiin.

Nykyisin useissa seurantatutkimuksiin liittyvissä kyselyissä on tapana mm. kustannussyistä käyttää samaa otosta useampana vuotena peräkkäin. Mikäli seurannalla pyritään selvittämään esim. ympäristömuutoksien vaikutusta kalastukseen ja saaliisiin, voi otantakehikon uudelleenkäytöstä seurata, että suuri osa peräkkäisien vuosien välillä havaituista eroista johtuukin kalastajien erilaisesta vastausstrategiasta, eikä ympäristöoloista, johon tulosten tulkinnassa helposti saatetaan päätyä. Kalastustoiminnassa ja kalakannoissa tapahtuvat muutokset ovat helpommin havaittavissa, kun vastauskadosta aiheutuva valikoituminen on vaikutussuunnalta koko ajan sama.

Tämän virheen välttämiseksi ei ajallisia muutoksia selvittävässä tutkimuksissa tulisi käyttää samaa kehikkoa useaan kertaan.

Tässä tutkimuksessa vastaamattomien joukossa oli suhteellisesti enemmän kalastamattomia, vähemmän saalista saaneita ja pienemmän pyyntiponnistuksen omaavia ruokakuntia kuin ensimmäisellä tai toisella kontaktilla vastanneiden joukossa. Kun harhaa tarkasteltiin osatekijöittäin, todettiin, että harhan suuruus saalismuuttujalla on eniten riippuvainen vastaamattomien ryhmästä, joka on saanut saalista. Helsingin kyselyssä käytettäessä yhtä kontaktia kokonaissaaliin yliarvioinnista 3/5 johtui saalista saaneiden ruokakuntien keskimääräisesti suuremmista saaliista vastanneiden joukossa verrattuna vastaamattomiin. Harhasta viidenneksen osuudet johtuivat kalastaneiden osuuden sekä saalista saaneiden osuuden yliarvioinneista. Jos kyselyssä olisi käytetty kahta kontaktia, olisi saalista saaneiden ryhmä aiheuttanut lähes 90 % kokonaisharhasta. Tulosten perusteella on ilmeistä, että lähetekirjeissä tapahtuva motivointi on kohdennettava erityisesti vähän saalista saaneiden ryhmään. Kalastamattomien motivointi on myös tärkeää kyselyissä, joiden otantakehikko sisältää runsaasti kalastamattomia (esim. henkikirjoitusnauha).

Vastauskato muuttaa estimaattien lisäksi estimaatteihin sisältyvää otantavirhettä kuvaavat luottamusrajat harhaisiksi. Mitä täsmällisempiä estimaatit ovat, sitä epätarkempia ovat niiden luottamusrajat. Syynä on se, että estimaatin otantajakautuman ollessa keskitynyt eli otantavirheen ollessa pieni, vaikuttaa harha luottamusrajoihin voimakkaasti. Lähes kaikilla keskiarvoilla harhan suhde keskiarvon keskivirheeseen (B/σ) oli monikertainen verrattuna Cochranin (1977) esittämään tilastollisesti hyväksyttävän harhan mukaiseen arvoon 0,1. Tilastollisen päätöksenteon kannalta on olennaista huomata, että estimaatit tarkentuvat nopeammin kuin niiden luottamusrajat (ks. kuva 6, s. 50).

Vastauskato lisää estimaattien otantavirhettä pienentämällä toteutunutta otoskokoa. Otanta-asetelmaltaan lähellä kokonaistutkimusta

olevissa kyselyissä vastauskadon määrällinen vaikutus voi olla suuri äärellisen populaation korjauskertoimen arvon kasvusta johtuen. Vastauskadon todettiin lisäksi valikoivan vastaajia siten, että esim. yhden kontaktin aineistosta lasketut aineiston keskittymistä kuvaavat keskihajonnat ovat suurempia kuin kaikkien kontaktien yhteisestä aineistosta lasketut (vrt. liite 1). Tämä aiheuttaa mm. tarpeettoman konservatiivisia luottamusrajoja, eli otantavirheen suuruus yliarvioidaan.

5.4.2. Osittaiskadon vaikutus

Osittaiskadon havaittiin lisäävän pyyntiponnistusestimaattien otantavirhettä. Nykyisillä pyyntiponnistuksen mittareilla osittaiskato voidaan havaita pääsääntöisesti vain nollasta poikkeavana tapauksena. Yksinkertaisimmillaan keskihajonta lasketaan summaamalla havaintoarvojen ja keskiarvon erotuksien neliöt ja jakamalla summa havaintojen määrällä (esim. Liedes ja Manninen 1975). Otantavirheen kasvu selittyy sillä, että nolla eroaa keskimäärin enemmän pyyntiponnistuskeskiarvosta kuin nollasta poikkeavat pyyntiponnistusarvot. Osittaiskadon vaikutus voidaan korjata helpoimmin pyydystäkäyttäneiden ja pyyntiponnistustietoja ilmoittaneiden ruokakuntien väliseen suhteeseen perustuvalla kertoimella.

Mikäli osittaiskatoa ei korjata, aliarvioidaan pyyntiponnistuskeskiarvot ja pyyntiponnistuksen kokonaismäärä. Koska vapapyydyksiä käyttäneet jättävät useammin ilmoittamatta pyyntiponnistustiedot, on harha suurempi vapojen pyyntiponnistusarvioissa. Yhdistettäessä vastauskadon vaikutus ja osittaiskadon virheellinen käsittely laskentatilanteessa kompensoivat vaikutukset osin toisensa. Suhteellisten harhojen suuruuden perusteella voidaan päätellä, että estimaatit ovat tällöin yliarvioita, sillä vastauskadosta johtuva harha on suurempi. Tutkimuksen luotettavuuden kannalta tulee kummankin virhelähteen vaikutukset minimoida erikseen, eikä jättää niitä korjaamatta toivoen, että virheet kumoaisivat toisensa. Osittaiskadon määrän ei todettu riippuvan vastauskadosta.

Tässä tutkimuksessa ei tarkasteltu lainkaan pyydyksittäisiä ja lajittaisia yksikkösaaliita. Mikäli kyselyssä saavutetaan korkea vastausprosentti, voivat vastauskadon vaikutukset olla pieniä, jolloin pyyntiponnistukset ja saaliit ovat niiltä osin jokseenkin luotettavia. Jos pyyntiponnistuksen osittaiskatoa ei huomioida laskentatilanteessa, tulevat yksikkösaaliit liian suuriksi, koska jakaja on todellista pienempi. Tällöin esim. yksikkösaaliin käyttö kalakannan koon indikaattorina, johtaa virheellisiin tulkintoihin kannan koosta.

5.4.3. Harhan hyväksyminen

Yatesin (1981) mukaan harha voidaan hyväksyä, mikäli se on suunnaltaan ja suuruudeltaan jokseenkin vakio. Hän erottaa kaksi tutkimusongelmatyyppiä, joissa vakioluonteisella harhalla ei ole suurta merkitystä tulosten luotettavuuteen. Tutkimuksissa, joiden tarkoituksena on selvittää pikemminkin ajallisia muutoksia kuin muuttujien absoluuttisia arvoja, voidaan pieni harha hyväksyä, mikäli se on vakio ajan suhteen. Toisen ryhmän muodostavat tutkimukset, joissa selvitetään erilaisten perusjoukkoon kuuluvien ryhmien välisiä eroja. Jos harha on ryhmästä toiseen vakio, ei harha vaikuta ryhmien välisistä eroista tehtäviin päätelmiin.

Tässä tutkimuksessa vastauskadosta aiheutuva harha vaikutti olevan luonteeltaan pikemminkin satunnainen kuin vakio. Vastauskatoharhan suunta oli estimaateilla jokseenkin sama, mutta määrällisesti ja suhteessa otantavirheeseen tapahtui suurtakin vaihtelua. Sen sijaan osittaiskadon virheellinen käsittely laskentatilanteessa vaikuttaa olevan luonteeltaan lähes vakio, kunhan erotellaan eri pyydystyypit toisistaan.

Yatesin (1981) edellytys harhan vakioluonteesta, vahvistaa aiemmin esitettyä käsitystä siitä, ettei samaa otantakehikkoa tule käyttää useampaan kertaan, koska kalastajien vastausstrategia saattaa muut-

tua kokemuksen kautta toiseksi, jolloin vastauskatoharhan määrä ja suunta ovat erilaisia kuin aiempina vuotena.

5.4.4. Otantavirheen hyväksyminen

Kalastuskyselyissä mitattavien muuttujien arvojen hajonnasta on jo paljon tietoa julkaistuissa kalastuskyselyraporteissa. Siksi on mahdollista ennen otannan poimimista asettaa tietty enimmäistavoite otantavirheen suuruudelle ja laskea millainen otoskoko kyselyssä tarvitaan, jotta estimaattien otantavirhe on enintään halutun suuruinen (Cochran 1977, Liedes ja Manninen 1975). Koska otoskoon laskentakaavat eivät huomioi vastaus- tai osittaiskatoa, tulee kaavojen mukaista otoskoko lisätä oletetun vastaamattomuuden mukaan. Esimerkiksi Kalantutkimusosaston kalastuskyselyissä, joissa on käytetty kolmea kontaktia, on lähes kaikissa palautusprosentti ollut yli 75 %. Jos tutkimuksessa ollaan kiinnostuneita tietyn kalalajin saaliista, tulee halutun enimmäisotantavirheen mukainen tavoiteotoskoko kertoa 1,25:llä, jolloin kolmen kontaktin käyttöön liittyvä vastauskato tulee todennäköisesti otetuksi huomioon.

Hildén ym. (1985) ovat asettaneet tutkimuksen kannalta tärkeimpien estimaattien otantavirheen suuruudelle tavoitteen, että estimaattien variaatiokertoimien tulisi olla enintään 10 -15%. Jos tarkastelee lajeittain variaatiokertoimen ja otantasuhteen välistä riippuvuutta, on esitetty tavoite resurssien käytön kannalta mielekäs. Ongelmaksi jää kuitenkin harvojen kalastajien pyytämät lajit, kuten esim. ankerias. Otantavirheeltään luotettavat saalisestimaatit vaativat ko. lajeilla lähes poikkeuksetta kokonaistutkimusasetelmaa. Vähäisenkin vastauskato kasvattaa näillä lajeilla estimaatin variaatiokerrointa huomattavasti. Sallittu otantavirhe tulisi kuitenkin aina johtaa kulloisestakin tutkimusongelmasta tai suunnittelu- ja päätöksentekotarpeesta.

5.5. Luotettavuus ja kyselystrategia

Tarkkuuden ja täsmällisyyden yhtäaikaisen tarkastelun nojalla sekä yhden että kahden kontaktin käyttö kyselyissä tuottaa hyvin epäluotettavia tuloksia. Vastaamattomuuden vähetessä täsmällisyys paranee nopeammin kuin tarkkuus.

Yhden kontaktin kyselyjen käyttöä tulisi tarkkaan harkita, sillä on epävarmaa, voidaanko luotettavuutta parantaa olennaisesti edes voimakkaalla motivoinnilla. Menetelmä soveltuu parhaiten esitutkimuksiin, joissa ei tehdä mitään pitkällemeneviä yleistyksiä perusjoukkoon.

Kahden kontaktin kalastuskyselyt tuottavat hieman luotettavampia tuloksia, mutta kokonaisluotettavuus on tilastollisesti edelleen heikko. Lohjanjärven kyselyn tulosten perusteella luotettavuus voi olla tyydyttävä, kun kyselyn tekijä panostaa motivointiin. Luotamusrajat ovat tällöinkin edelleen harhaisia.

Periaatteessa vastaamattomuuden vaikutukset luotettavuuteen voidaan ratkaista helposti. Jos kyselyn palautusprosentti on sata, ei esiinny vastaamattomuutta eikä sen vaikutuksia. Käytännössä yli 90-prosenttisen osallistumisen saavuttaminen kohtuullisin kustannuksin on vaikeaa (vrt. Kanuk & Berenson 1975). Tutkimusstrategian kannalta on helppo yhtyä Valkosen (1981) näkemykseen, että on turha kehittää äärimmilleen yhtä luotettavuuden tekijää, jos samanaikaisesti ei kiinnitetä riittävää huomiota muihin. Toisin sanoen on parempi tyytyä pienempään otoskokoan ja käyttää näin säästyviä resursseja vastausprosentin nostamiseen, kuin panostaa kaikki resurssit pelkästään otantavirheen pienentämiseen.

6. JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksen keskeiset tulokset voidaan tiivistää:

1. Vastaamattomuus aiheuttaa valikoitumista ja lisää otanta-virhettä. Vastaamattomien joukossa on suhteellisesti enemmän kalastamattomia, vähemmän kalastaneita ja saalista saaneita kuin kyselyyn vastanneissa.
2. Saalis- ja pyyntiponnistusaineistot ovat jakautumiltaan vinoja.
3. Estimaatit ja niiden luottamusrajat ovat vastaamattomuuden takia harhaisia.
4. Vastaamattomuudesta aiheutuvan harhan suuruus on eniten riippuvainen saalista saaneista kalastajista.
5. Vastaamattomuuden vähetessä estimaatit tarkentuvat aluksi nopeammin kuin niiden luottamusrajat. Vastaamattomuuden vähetessä täsmällisyys paranee aluksi nopeammin kuin tarkkuus.
6. Yhtä tai kahta kontaktia käytettäessä kyselytulokset eivät ole luotettavia.

Tuloksien ja tarkastelun perusteella päädytään seuraaviin johtopäätöksiin:

1. Kalastuskyselyjen otoskoko, tutkimusalueen osittaminen ja kyselystrategia tulee suunnitella siten, että vähiten kalastetulla osa-alueella laskentayksiköitä on enemmän kuin 30 kappaletta. Muutoin estimaattorit ja estimaatit ovat harhaisia. Kyselyaineistojen analysoinnissa tulee varautua tuottamaan ei-parametristen testien vaatimia tunnuslukuja.

2. Kalastuskyselyjen lähetekirjeissä motivointi on kohdennettava erityisesti vähän saalista saaneisiin kalastajiin. Mikäli otantakehikko sisältää runsaasti kalastamattomia, voivat he olla merkittävä harhan lähde ja keskeinen motiivoinnin kohde.
3. Osittaiskadon määrällinen vaikutus tulee huomioida tulosten laskennassa, koska muutoin tulokset ovat harhaisia.
4. Samaa otantakehikkoa ei tulisi käyttää useita kertoja, koska kehikon uudelleenkäyttö muuttaa kalastajien vastausstrategiaa, jolloin harhan vaikutussuunta muuttuu. Harhan vaikutussuunnan muuttuminen vaikeuttaa ajallisten ja paikallisten vaikutusten sekä ryhmien välisten erojen arviointia.
5. Luotettavuuden kannalta ei ole perusteltua käyttää kyselystrategiana yhden tai kahden kontaktin kyselyjä.
6. Mikäli tarvitaan luotettavia kyselytuloksia, täytyy kyselyjen vastausprosentteja nostaa tai tehdä erillinen katoselvitys menetelmällä, joka ei valikoi vastaushalukkuuden mukaan.

Summary.

The effects of nonresponse on the credibility of fishing questionnaires.

The use of fishing questionnaires as a survey method is often criticized by pointing out the low response rates and the bias due to nonresponse. This study investigates bias due to nonresponse and the effects of bias on the credibility of fishing questionnaires. Special attention was paid on the questionnaire strategy, the role of covering letters, the shape of the distributions of catch and effort data, and the calculation of questionnaire results with item nonresponse. Three fishing questionnaires were used for the analysis. Each questionnaire was based on two postal contacts. Information concerning the nonrespondents was obtained by extra followups, sampling those who did not respond to the first two contacts. Interviews and postal questionnaires to nonrespondents were used as additional sampling. The results of the additional samples were generalized to apply all nonrespondents. Variables to be explained were the number of fishing households, catches and fishing effort. The explanatory variable was the contact in which the household had replied.

The nonresponse caused bias and increased the amount of sampling error. Among the nonrespondents there were proportionally more nonfishing households and households which fished less or had smaller catches than among the respondents. The statistical distributions of catch and effort data were skewed. The bias due to nonresponse was mostly determined by the group of fishermen who caught fish. Calculations based only on the data from the first or the two first contacts gave unreliable results.

The sample size, the partition of the survey area and the number of followups ought to be planned so that there are at least 30 replies from the least fished division. Otherwise the sampling distributions of the means are skewed and the estimates of the means become biased. In order to obtain reliable results from fisheries questionnaires more than one or two contacts were to be used. Alternatively separate sampling should be carried out for nonrespondents. The covering letters should focus on giving incentives to those fishermen who caught little fish to reply. The amount of item nonresponse ought to be taken into consideration in the calculations. The same sampling frame should not be used several times because reuse will change fishermen's response strategy due to a learning process. In this case the direction of bias can also change.

KIRJALLISUUS

- Berger, J.O. 1980. Statistical decision theory. Foundations, Concepts, and methods. New-York. Springer-Verlag. 425 p.
- Blalock, H.M. 1969. Multiple indicators and the causal approach to measurement error. American Jour. of Sociology. 75:264-272.
- Blalock, H.M. 1970. Estimating measurement error using multiple indicators and several points in time. American Sociological Review. 35:101-111.
- Carline, R.F. 1972. Biased harvest estimates from a postal survey of a sport fishery. Trans. Am. Fish. Soc. 101:262-266.
- Clough, D.J. 1966. Accuracy, precision, relevance and evidence in operational research. Jour. of the Canadian Operational Research Society. 4:97-109.
- Cochran, W. G. 1977. Sampling techniques. 3rd. ed. New-York. John Wiley & Sons. 428 p.
- Dillman, D.A. 1978. Mail and telephone surveys: The total design method. New-York. John Wiley & Sons. 325 p.
- Duttweiler, M.W. 1976. Use of questionnaire surveys in forming fishery management policy. Trans. Am. Fish. Soc. 105:232-239.
- Eisenhart, C. 1963. Realistic evaluation of the precision and accuracy of instrument calibration systems. Jour. of the National Bureau of Standards. C. Engineering and instrumentation. 67 C:161-187.
- Erdos, P.L. 1970. Professional mail surveys. New-York. McGraw-Hill. 289 p.
- Filion, F.L. 1975. Estimating bias due to nonresponse in mail surveys. Public Opinion Quarterly. 39:482-492.
- Frilander, N. 1974. Kalastusharrastus Keski-Suomessa. Yhteiskuntapolitiikan pro-gradu-tutkielma. Jyväskylän yliopisto. 105 s.
- Fuller, C.H. 1974. Weighting to adjust for survey nonresponse. Public Opinion Quarterly. 38:239-246.
- Heikinheimo-Schmid, O. 1987. Kalastus Kemijärnessä vuonna 1982. Helsinki. RKTL. Monistettuja julkaisuja 68. s. 43-82.

- Hildén, M. 1989. Ammattikalastuksessa käytetyt estimointimenetelmät. 8 s. RKTL. Julkaisematon moniste.
- Hildén, M. ja Ahonen, I. 1982. Helsingin merialueen kotitarve- ja virkistyskalastus vuonna 1978. Helsinki. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos, kalantutkimusosasto. Tiedonantoja 20. s. 18-35.
- Hildén, M. Lehtonen, H., Ikonen, E. ja Salojärvi, K. 1985. Tutkimusmenetelmät kalataloudellisessa velvoitetarkkailussa. Helsinki. RKTL. Monistettuja julkaisuja 33. s. 1-187.
- Hudd, R., Urho, L. ja Lehtonen, H. 1987. Selvitys Merenkurkussa tapahtuneen M/S Eiran öljypäästön vaikutuksista kaloihin ja kalastukseen. s. 123-353. Teoksessa: Koivusaari, J. (toim.). M/S Eiran öljyvahingon ympäristövaikutukset Merenkurkussa 1984. Helsinki. Ympäristöministeriö. Sarja A / 61 / 1987. 472s.
- Huovila, J. 1983. Kalataloussuunnitelma 1983. Enontekiön kunta. 79 s. Moniste.
- Jolliffe, F.R. 1986. Survey design and analysis. Southampton. Ellis Horwood. 178 p.
- Jyrinki, E. 1977. Kysely ja haastattelu tutkimuksessa. 3. painos. Vaasa. Gaudeamus. 160 s.
- Kanuk, L. & Berenson, C. 1975. Mail surveys and response rates: A literature review. Jour. of Marketing Research. 12:440-453.
- Kendall, M.G. & Buckland, W.R. 1975. A dictionary of statistical terms. 3rd. ed. Norfolk. Longman. 213 p.
- Laaksonen, S. 1988. Katovirheen korjaus kotitalousaineistossa. Helsinki. Tilastokeskus. Tutkimuksia nro 147. 109 s.
- Laininen, P. 1975. Todennäköisyyslaskenta ja tilastolliset menetelmät. 2. painos. Otaniemi. TKY. 384 s.
- Lehtonen, H. ja Salojärvi, K. 1978. Kotitarve- ja virkistyskalastus Suomessa vuonna 1975. Suomen kalatalous 48. s. 41-55.
- Lehtonen, H. ja Salojärvi, K. 1983. Kotitarve- ja virkistyskalastus Suomessa vuonna 1978. Suomen kalatalous 50. s. 30-72.
- Lehtonen, H., Salojärvi, K., Leinonen, K. ja Bakker, B. 1988. Virkistys- ja kotitarvekalastus Suomessa vuonna 1981. Suomen kalatalous 53. s. 31-110.

- Leinonen, K. ja Pruuki, V. 1985. Kalastustiedustelun ja -kirjanpidon erityiskysymyksiä. Teoksessa: Kalataloudellinen velvoitetarkkailu. Toim. Honkasalo, L. ja Kaatra, K. Helsinki. VKA ry., s. 51-60.
- Leinonen, K. 1988. Biased catch estimates due to nonresponse in fishing questionnaire. Finnish Fisheries Research 7. pp. 66-74.
- Leinonen, K., Lehtonen, H. ja Hildén, M. 1988. Kalastaneita 1,5 miljoonaa - "totta" vai tarua. Suomen kalastuslehti 95:344-347.
- Liedes, M. ja Manninen, P. 1975. Otantamenetelmät. 2. painos. Helsinki. Gaudeamus. 255 s.
- Little, R.J.A. 1982. Models for nonresponse in sample surveys. Jour. of the American Statistical Association. 77:237-250.
- Lohjanjärven kalatalousselvitys 1983-1984. 1984. Lohja. Länsi-Uudenmaan vesiensuojeluyhdistys ry. Tutkimusjulkaisu n:o 36. 50 s. + 6 liitettä. Moniste.
- Marttinen, M., Niinimäki, J. ja Kortelainen, T. 1984. Helsingin edustan merialueen kalataloudellinen tarkkailututkimus vuosina 1982-1983. Kala- ja vesitutkimus OY. 90 s. ja 16 liitettä.
- Matinlompola, R. ja Lovikka, T. 1984. Lapin läänin alueellinen kalataloussuunnitelma. Osaraportti 7. Tilastotietoja Lapin läänin kotitarve- ja virkistyskalastuksesta vuonna 1981. Rovaniemi, Lapin läänin maatalouskeskus, Lapin läänin kalatoimisto. 227 s.
- MacDonald, D. & Dillman, E.G. 1968. Techniques for estimating non-statistical bias in big game harvest surveys. Jour. of Wildlife Management. 32:119-129.
- Mayer, C. & Pratt, R. 1966. A note on response in a mail survey. Public Opinion Quarterly. 30:637-646.
- Moser, C.A. & Kalton, G. 1975. Survey methods in social investigations. 2nd. ed. London. Heinemann Educational Books. 549 p.
- Murphy, R.B. 1961. On the meaning of precision and accuracy. Materials Research & Standards. 1:264-267.
- Mäkinen, Y. 1974. Tilastotiedettä biologeille. 3. painos. Turku. Synapsi. 306 s.

- Niemi, A. 1979. Säskylän Pyhäjärven kalataloutta ja tuotantoa koskeva tutkimus vuonna 1977. Limnologian pro-gradu-tutkielma. Helsingin yliopisto. 90 s. + 2 liitettä.
- Neave, H.R. 1981. Elementary statistics tables. Guilford, Surrey. George Allen & Unwin. 45 p.
- Ognibene, P. 1971. Correcting nonresponse bias in mail questionnaires. Jour. of Marketing Research. 8:233-235.
- O'Neill, M.J. 1979. Estimating the nonresponse bias due to refusals in telephone surveys. Public Opinion Quarterly. 43:218-232.
- Pruuki, V., Anttinen, P. ja Ahvonen, A. 1985. Tornion- Muonionjoen vesistön kalataloustutkimus. Helsinki. RKTL. Monistettuja julkaisuja 32. 238 s.
- Ranta, E., Rita, H. ja Kouki, J. 1989. Biometria. Tilastotiedettä ekologeille. Helsinki. Yliopistopaino. 569 s.
- Raunta, P. ja Shemeikka, P. 1968. Kokemäenjoen vesistössä harjoitettava kalastus ja vesien tila kalatalouden kannalta. Helsinki. Maataloushallitus. 82 s. + liitteitä.
- Rubin, D.B. 1987. Multiple imputation for nonresponse in surveys. New-York. John Wiley & Sons. 258 p.
- Scott, C. 1961. Research on mail surveys. Jour. of the Royal Statistical Society. 124, part 2. p. 143-192.
- Sen, A.R. & Southward, G.M. 1977. Sampling techniques in fisheries and wildlife. Bull. of the International Statistical Institute. 47. Book 2. p. 516-534.
- Sepponen, M. ja Hildén, M. 1985. Virkistys- ja kotitarvekalastus merenkurkun pohjoisosassa vuonna 1981. Helsinki. RKTL. Monistettuja julkaisuja 36. s. 1-32.
- Sokal, R.R. & Rohlf, F.J. 1987. Introduction to biostatistic. 2. ed. New York. W.H. Freeman. 363 p.
- Sukhatme, P. & Sukhatme, B. 1970. Sampling theory of surveys with applications. 2. ed. Ames. Iowa state University Press. 452 p.
- Tilastokeskus 1987. Tilastojen laadun kuvaaminen. Ohjeita tuoteselosteiden laatimiseksi. Käsikirjoja n:o 23. Helsinki. 40 s.

- Valkonen, T. 1981. Haastattelu- ja kyselyaineiston analyysi sosiaalitutkimuksessa. 6. painos. Helsinki. Gaudeamus. 159 s.
- Vasama, P-M. ja Vartia, Y. 1980 a. Johdatus tilastotieteeseen. Osa I. Pori. Gaudeamus. s. 1-338.
- Vasama, P-M. ja Vartia, Y. 1980 b. Johdatus tilastotieteeseen. Osa II. Pori. Gaudeamus. s. 341-725.
- Virtain kalataloussuunnitelma. 3. 1983. Kalansaalis vuonna 1980. Helsingin yliopisto. Kalataloustiede 5. Helsinki. 35 s.
- Virtain kalataloussuunnitelma. 5. 1984. Kalansaalis vuonna 1981. Helsingin yliopisto. Kalataloustiede 7. Helsinki. 37 s.
- Virtain kalataloussuunnitelma. 7. 1986 a. Kalansaalis vuonna 1982. Helsingin yliopisto. Kalataloustiede 11. 43 s.
- Virtain kalataloussuunnitelma. 8. 1986 b. Kalansaalis vuonna 1983. Helsingin yliopisto. Kalataloustiede 11. 38 s.
- Virtain kalataloussuunnitelma. 12. 1987. Kalansaalis vuonna 1984. Helsingin yliopisto. Kalataloustiede 14. 29 s.
- Väisänen, P. 1981. Menetelmiä kadon vaikutuksen vähentämiseksi. Tilastokeskus. Moniste. 6 s.
- Wellman, J.D., Hawk, E.G., Roggenbuck, J.W. & Buhyoff, G.J. 1980. Mailed questionnaire surveys and the reluctant respondent: An empirical examination of differences between early and late respondents. Jour. of Leisure Research. 12:164-173.
- Yates, F. 1981. Sampling methods for censuses and surveys. 4. ed. Dorchester. C.Griffin. 458 p.
- Youden, W.J. 1961. How to evaluate accuracy. Materials Research & Standards. 1:268-271.
- Youden, W.J. 1962. Systematic errors in physical constants. Technometrics. 4:111-123.

LITTE 1. SMLIIT. (1/6).

Keskisaaliit ja -hajonnat kontaktikerroittain Helsingin kyseilyssä (kg). Alaindeksi ilmaisee kontaktikerran tai niiden yhdistelmän.

Esti- meat- ti	Lajit																Kaikki lajit	
	Ahven	Kuha	Hauki	Lahna	Särki	Made	Taimen	Lohi	Siika	Silak- ka	Kilo- haili	Turs- ka	Kam- pela	Anke- rias	Suurta- ri	Virpa	Muu kala	yhhteensä
\bar{y}_1	10,07	4,95	3,13	4,33	4,67	0,29	4,56	1,05	0,32	7,36	0,39	34,99	6,71	0,02	0,02	0,09	0,95	83,92
s_1	22,02	14,09	9,92	10,60	16,74	3,65	13,23	6,99	1,27	29,01	4,04	72,77	22,55	0,20	0,19	0,89	5,22	137,93
\bar{y}_2	9,10	4,45	3,39	5,48	2,77	0,11	2,43	0,46	0,20	8,37	3,23	26,09	3,01	0,01	0,01	0,02	0,27	69,40
s_2	36,12	18,11	17,75	30,00	8,72	0,71	10,17	2,29	1,28	57,55	58,05	71,47	9,00	0,12	0,15	0,24	2,49	176,52
\bar{y}_3	4,90	1,71	1,94	4,05	1,53	-	2,67	0,28	0,22	1,36	0,10	18,93	3,30	-	0,07	-	0,29	41,35
s_3	10,76	4,72	5,09	9,78	5,45	-	12,53	1,79	1,42	6,04	0,99	48,91	8,75	-	0,74	-	1,01	62,91
\bar{y}_{12}	9,67	4,74	3,24	4,81	3,88	0,21	3,68	0,81	0,27	7,78	1,57	31,30	5,18	0,02	0,02	0,06	0,67	77,90
s_{12}	28,71	15,87	13,71	20,94	14,01	2,83	12,09	5,55	1,27	43,17	37,50	72,33	18,29	0,17	0,17	0,70	4,32	155,18
\bar{y}_{123}	7,91	3,62	2,76	4,53	3,01	0,14	3,31	0,61	0,25	5,41	1,03	26,74	4,49	0,01	0,04	0,04	0,53	64,42
s_{123}	23,82	13,01	11,33	17,66	11,66	2,25	12,24	4,55	1,33	34,62	29,80	64,89	15,48	0,14	0,47	0,56	3,49	130,19

LIITE 1. SWLIIT, jatkoa, (2/6).

Keskisaaliit ja -hajonnat kontaktikerroittain Lohjanjärven kyselyssä (kg). Alaindeksi ilmaisee kontaktikerran tai niiden yhdistelmän.

Esti- maat- ti	Lajit													Kaikki lajit
	Ahven	Hauki	Kuha	Lahna	Särki	Sulkava	Made	Taimen	Muikku	Stika	Kuore	Ankerias	Muu kala	yhteensä
\bar{y}_1	7,8	8,7	7,2	4,7	4,5	14,8	3,5	0,6	9,9	1,0	0,1	0,5	1,0	64,4
s_1	24,2	13,7	30,9	12,3	15,9	62,4	9,2	3,1	42,9	3,4	0,7	2,5	8,8	135,0
\bar{y}_2	6,7	8,9	6,8	4,7	3,0	13,9	3,8	0,5	5,0	0,7	0,1	1,0	1,1	56,2
s_2	11,4	12,2	30,7	13,1	5,9	45,5	9,5	2,6	17,5	1,6	0,5	9,6	4,6	104,5
\bar{y}_3	3,3	7,4	12,0	3,9	2,6	16,9	2,3	0,4	3,0	0,9	0,0	0,3	0,7	53,8
s_3	6,3	12,0	49,5	8,1	6,4	68,3	5,3	2,1	9,3	3,5	0,2	1,5	3,2	127,5
\bar{y}_{12}	7,5	8,8	7,1	4,7	4,0	14,5	3,6	0,6	8,5	0,9	0,1	0,6	1,0	62,0
s_{12}	21,3	13,3	30,8	12,5	13,8	57,9	9,3	3,0	37,4	3,0	0,6	5,6	7,8	126,8
\bar{y}_{123}	6,5	8,5	8,3	4,5	3,7	15,1	3,3	0,5	7,2	0,9	0,1	0,6	1,0	60,0
s_{123}	18,9	13,0	36,2	11,6	12,4	60,5	8,5	2,8	33,0	3,1	0,6	4,9	7,0	126,9

LIITE 1. SAALIIT, jatkoa, (3/6).

Keskisaaliit ja -hajonnat kontaktikerroittain Kemijärven kyselyssä (kg). Alaindeksi ilmaisee kontaktikerran tai niiden yhdistelmän.

Esti- maat- ti	Lajit													Kaikki lajit yhteensä
	Ahven	Hauki	Särki	Lahna	Silka	Mutku	Made	Taimen	Säyne	Kuore	Harjus	Kuha	Muu kala	
\bar{y}_1	18,07	22,15	6,61	0,01	3,96	7,35	3,05	0,16	4,38	0,13	0,12	0,16	0,21	66,38
s_1	27,70	32,40	16,85	0,40	8,52	21,37	9,29	0,99	12,89	1,24	1,16	1,30	1,76	85,83
\bar{y}_2	14,87	21,55	5,34	-	3,77	6,63	2,68	0,14	3,40	0,11	0,13	0,09	0,15	58,85
s_2	24,94	41,10	15,50	-	8,57	17,18	9,53	0,78	10,29	1,15	1,13	0,58	1,18	86,26
\bar{y}_3	14,87	18,08	6,19	-	3,77	3,24	3,08	0,04	3,15	-	0,03	0,07	0,05	52,57
s_3	19,21	21,54	10,29	-	9,25	8,49	9,89	0,27	6,68	-	0,16	0,41	0,40	50,51
\bar{y}_{12}	16,98	21,95	6,18	0,01	3,90	7,10	2,92	0,16	4,05	0,12	0,13	0,14	0,19	63,82
s_{12}	26,81	35,56	16,40	0,33	8,52	20,03	9,36	0,92	12,07	1,21	1,15	1,11	1,58	85,97
\bar{y}_{123}	16,20	20,52	6,18	0,01	3,85	5,68	2,98	0,11	3,72	0,08	0,09	0,11	0,14	59,67
s_{123}	24,25	31,13	14,42	0,26	8,77	16,81	9,52	0,75	10,40	0,96	0,92	0,92	1,28	74,93

LIIITE 1. SAALIIIT, jatkoa, (4/6).

Saaliskeskianvon keskivirhe ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monenko kontaktikerran aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde saaliskeskianvon keskivirheeseen Helsingin kyselyssä (kg). Aliaidexsit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Esti- maat- ti	Lajit																	Kaikki lajit yhteensä
	Ahven	Kuha	Hauki	Lahna	Särki	Made	Taimen	Lohi	Siika	Silak- ka	Kiilo- haili	Turs- ka	Kam- pela	Anke- rias	Suurta- ri	Vimpa	Muu kala	
$s_{(y_1)}$	0,85	0,54	0,38	0,41	0,65	0,14	0,51	0,27	0,05	1,12	0,16	2,81	0,87	0,01	0,01	0,03	0,20	5,32
$\bar{y}_{1,1}$	8,41	3,88	2,38	3,53	3,40	0,02	3,56	0,52	0,22	5,16	0,09	29,48	5,01	0,01	0,01	0,02	0,55	73,49
$\bar{y}_{1,u}$	11,74	6,02	3,88	5,14	5,93	0,57	5,56	1,58	0,41	9,55	0,70	40,49	8,42	0,04	0,04	0,16	1,35	94,36
$s_{(y_{12})}$	0,82	0,45	0,39	0,60	0,40	0,08	0,34	0,16	0,04	1,23	1,07	2,06	0,52	0,00	0,00	0,02	0,12	4,41
$\bar{y}_{12,1}$	8,07	3,86	2,47	3,64	3,10	0,06	3,01	0,50	0,20	5,37	-0,52	27,27	4,16	0,01	0,01	0,02	0,43	69,26
$\bar{y}_{12,u}$	11,27	5,63	4,00	5,98	4,66	0,37	4,36	1,11	0,34	10,18	3,66	35,33	6,20	0,03	0,03	0,10	0,91	86,55
σ	0,50	0,27	0,24	0,38	0,25	0,05	0,26	0,10	0,03	0,73	0,63	1,37	0,33	0,00	0,01	0,01	0,07	2,74
$B_{1/123}$	2,16	1,33	0,37	-0,19	1,65	0,16	1,25	0,44	0,07	1,94	-0,63	8,25	2,23	0,01	-0,01	0,05	0,42	19,50
B/σ	4,29	4,83	1,55	-0,51	6,70	3,27	4,83	4,59	2,34	2,65	-1,00	6,00	6,81	4,46	-1,48	4,30	5,70	7,11
$B_{12/123}$	1,76	1,12	0,48	0,28	0,87	0,08	0,37	0,19	0,02	2,37	0,54	4,56	0,69	0,07	-0,02	0,02	0,14	13,49
B/σ	3,48	4,07	1,99	0,75	3,52	1,66	1,43	2,02	0,57	3,22	0,86	3,32	2,12	2,29	-2,04	1,94	1,90	4,92

LIITE 1. SMLIIT, jatkoa, (5/6).

Saaliskeskivirhe ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monenko kontaktikerran aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde saaliskeskivirheeseen Lohjanjärven kyselyssä (kg). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Esti- maat- ti	Lajit													Kaikki lajit yhteensä
	Ahven	Hauki	Kuha	Lahna	Särki	Sulkava	Made	Taimen	Murikku	Siika	Kuore	Ankerias	Muu kala	
$s_{(y_1)}$	0,72	0,41	0,92	0,37	-0,47	1,86	0,27	0,09	1,28	0,10	0,02	0,07	0,26	4,03
$\bar{y}_{1,1}$	6,39	7,93	5,44	3,95	3,53	11,14	3,00	0,43	7,42	0,85	0,04	0,33	0,48	55,49
$\bar{y}_{1,u}$	9,22	9,54	9,06	5,39	5,39	18,44	4,07	0,79	12,44	1,25	0,12	0,62	1,51	72,29
$s_{(y_{12})}$	0,41	0,26	0,59	0,24	0,27	1,12	0,18	0,06	0,72	0,06	0,01	0,11	0,15	2,44
$\bar{y}_{12,1}$	6,68	8,27	5,94	4,22	3,52	12,35	3,25	0,48	7,07	0,82	0,06	0,43	0,73	57,20
$\bar{y}_{12,u}$	8,28	9,28	8,27	5,16	4,56	16,73	3,96	0,70	9,89	1,05	0,11	0,85	1,32	66,78
σ	0,12	0,08	0,23	0,07	0,08	0,38	0,05	0,02	0,21	0,02	0,00	0,03	0,04	0,80
$B_{1/123}$	1,31	0,28	-1,02	0,17	0,77	-0,32	0,25	0,08	2,75	0,13	0,01	-0,09	0,04	4,35
B/o	11,09	3,42	-4,46	2,30	9,85	-0,83	4,60	4,35	13,32	6,70	1,88	-2,87	1,00	5,42
$B_{12/123}$	0,99	0,32	-1,17	0,19	0,35	-0,57	0,32	0,05	1,30	0,02	0,01	0,07	0,08	1,95
B/o	8,35	3,89	-5,08	2,54	4,50	-1,48	5,89	2,94	6,29	0,88	3,28	2,27	1,74	2,43

LIITE 1. SAALIIT, jatkoa, (6/6).

Saaliskeskiarvojen keskipvirhe ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monenko kontaktikerran aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde saaliskeskiarvon keskipvirheeseen Kemijärven kyselyssä (kg). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Esti- maat- ti	Lajit													Kaikki lajit yhteensä
	Ahven	Hauki	Särki	Lahna	Stika	Muriku	Mada	Taimen	Säyne	Kuore	Harjus	Kuha	Muu kala	
$s_{(y_1)}$	1,26	1,47	0,77	0,02	0,39	0,97	0,42	0,04	0,59	0,06	0,05	0,06	0,08	3,90
$\bar{y}_{1,1}$	15,60	19,27	5,11	-0,02	3,21	5,44	2,22	0,08	3,23	0,02	0,02	0,04	0,06	58,73
$\bar{y}_{1,u}$	20,54	25,04	8,11	0,05	4,72	9,25	3,87	0,25	5,53	0,24	0,23	0,28	0,37	74,02
$s_{(y_{12})}$	0,86	1,14	0,53	0,01	0,27	0,64	0,30	0,03	0,39	0,04	0,04	0,04	0,05	2,77
$\bar{y}_{12,1}$	15,29	19,71	5,14	-0,01	3,36	5,84	2,33	0,10	3,29	0,05	0,05	0,07	0,09	58,40
$\bar{y}_{12,u}$	18,67	24,19	7,21	0,03	4,44	8,37	3,51	0,21	4,81	0,20	0,20	0,21	0,29	69,24
σ	0,37	0,47	0,22	0,00	0,13	0,25	0,14	0,01	0,16	0,01	0,01	0,01	0,02	1,14
$B_{1/123}$	1,87	1,63	0,43	0,01	0,11	1,67	0,07	0,05	0,66	0,05	0,03	0,05	0,07	6,71
B/σ	5,08	3,46	1,95	2,15	0,85	6,57	0,45	4,52	4,21	3,47	2,35	3,55	3,73	5,91
$B_{12/123}$	0,78	1,43	-0,01	0,00	0,05	1,42	-0,06	0,04	0,33	0,05	0,04	0,03	0,05	4,15
B/σ	2,12	3,02	-0,03	0,90	0,35	5,61	-0,40	3,88	2,10	3,12	2,54	1,85	2,59	3,65

LIITE 2. PYYDYSTEN KOKONAISALIIT, (1/4).

Pyydyksittäiset kokonaiskeskiarvot ja -hajonnat kontaktikerrittain Helsingin kyselyssä (kg). Alaindeksi ilmaisee kontaktikerran tai niiden yhdistelmän.

Esti- maat- ti	Pyydyksat												
	katiska	silakka- verkko	verkko 45 mm	verkko 46-60 mm	verkko 61 mm +	lohisiima	muu siima	syötti- koukku	heitto- vapa	vetouris- tin	piikki- vapa	onki	muu pyydys
y ₁	1,31	6,97	18,68	13,18	6,27	2,02	1,58	0,10	7,75	2,04	15,56	5,97	2,50
s ₁	16,57	31,40	58,18	43,06	26,73	27,29	14,27	1,35	20,93	12,05	38,69	17,73	18,24
y ₂	1,23	8,12	8,26	14,38	4,43	0,86	1,87	0,02	7,73	2,75	11,21	5,72	2,82
s ₂	9,43	65,06	28,90	105,63	21,11	9,20	24,69	0,38	21,61	19,66	34,28	32,62	20,78
y ₃	0,44	1,25	8,69	4,08	5,38	-	2,29	-	3,05	0,29	11,53	4,30	-
s ₃	2,28	6,07	24,81	14,18	18,48	-	16,62	-	7,87	1,72	45,43	9,53	-
y ₁₂	1,28	7,44	14,36	13,68	5,51	1,54	1,70	0,07	7,74	2,33	13,76	5,87	2,63
s ₁₂	14,05	48,26	48,51	75,52	24,56	21,71	19,27	1,06	21,20	15,66	36,97	24,99	19,33
y ₁₂₃	0,97	5,16	12,27	10,14	5,46	0,97	1,91	0,04	6,01	1,58	12,94	5,29	1,66
s ₁₂₃	11,25	38,63	41,43	60,77	22,48	17,26	18,31	0,85	17,65	12,52	40,22	20,68	15,40

LIITE 2. PYDYSTEN KOKONAISSAALIIT, jatkoa, (2/4).

Pydyksittäisten kokonaissaaliskeskisarvojen keskivirheet ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monenko kontaktikerran aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde saaliskeskisarvon keskivirheeseen Helsingin kyselyssä (kg). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Esti- maat- ti	Pydykset												
	katiska	silakka- verkko	verkko 45 mm	verkko 46-60 mm	verkko 61 mm +	lohisiina	muu sii- ma	syötti- koukku	heitto- vapa	vetouris- tin	pilkki- vapa	onkivapa	muu pydyks
$s_{(y_1)}$	0,64	1,21	2,25	1,66	1,03	1,05	0,55	0,05	0,81	0,47	1,49	0,68	0,70
$\bar{y}_{1,1}$	0,06	4,59	14,27	9,92	4,25	-0,05	0,50	0,00	6,17	1,12	12,63	4,63	1,12
$\bar{y}_{1,u}$	2,57	9,34	23,08	16,44	8,29	4,08	2,66	0,21	9,33	2,95	18,49	7,31	3,88
$s_{(y_{12})}$	0,40	1,37	1,38	2,15	0,70	0,62	0,55	0,03	0,60	0,45	1,05	0,71	0,55
$\bar{y}_{12,1}$	0,49	4,76	11,66	9,47	4,14	0,33	0,62	0,01	6,56	1,46	11,70	4,47	1,56
$\bar{y}_{12,u}$	2,06	10,13	17,06	17,89	6,87	2,75	2,77	0,13	8,92	3,21	15,82	7,26	3,71
σ	0,24	0,82	0,88	1,29	0,48	0,37	0,39	0,02	0,37	0,27	0,86	0,44	0,33
$B_{1/123}$	0,35	1,81	6,41	3,04	0,81	1,05	-0,34	0,06	1,74	0,46	2,63	0,68	0,84
B/σ	1,45	2,21	7,31	2,36	1,69	2,85	-0,86	3,39	4,67	1,72	3,07	1,55	2,56
$B_{12/123}$	0,31	2,28	2,09	3,54	0,05	0,57	-0,22	0,03	1,73	0,75	0,82	0,58	0,97
B/σ	1,30	2,79	2,39	2,75	0,10	1,55	-0,56	1,41	4,65	2,84	0,96	1,31	2,97

LIITE 2. PYYDYSTEN KOKONAISMAALIIT, jatkoa, (3/4).

Pyydyksittävät kokonaiskeskimaalit ja -hajonnat kontaktikerroittain Lohjanjärven kyselyssä (kg).

Alaindeksi ilmaisee kontaktikerran tai niiden yhdistelmän.

Esti- maatti	Pyydykset									
	verkko	nuikku- verkko	kattiska	rysä	onki	pilkki- vapa	heitto- vapa	syötti- koulu	pitkä- siima	muu pyydys
\bar{y}_1	32,20	11,92	6,20	1,76	2,64	4,46	3,47	0,87	0,72	0,47
s_1	98,37	58,99	14,22	9,98	8,47	17,09	9,45	5,80	4,45	6,09
\bar{y}_2	39,25	5,97	8,30	3,96	2,11	3,88	1,99	0,53	0,78	0,41
s_2	111,26	20,54	17,41	28,05	4,78	9,68	3,84	2,40	3,71	2,92
\bar{y}_3	31,86	2,68	4,75	0,89	1,96	1,32	1,16	0,31	1,39	0,46
s_3	64,44	9,09	9,35	5,60	5,18	3,92	3,91	2,33	8,28	3,98
\bar{y}_{12}	34,40	10,07	6,86	2,44	2,47	4,28	3,01	0,76	0,74	0,45
s_{12}	102,48	50,29	15,30	17,71	7,51	15,16	8,15	4,99	4,23	5,30
\bar{y}_{123}	33,73	8,10	6,29	2,03	2,34	3,49	2,52	0,64	0,91	0,45
s_{123}	93,77	43,43	13,98	15,45	6,96	13,20	7,31	4,44	5,59	4,98

LIITE 2. PYDYSTEN KOKONAISALIT, jatkoa, (4/4).

Pyydysittäisten kokonaissaaliskeskisarvojen keskiarvot ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monen kontaktikerran aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde keskiarvon keskiarvoon Lohjanjärven kyselyssä (kg). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Estimaatti	Pydykset									
	verkko	ruikkoverkko	katiska	rysä	onki	pilkkivapa	heitto-vapa	syöttökoulu	pitkäsiima	muu pyydys
$s_{(y_1)}$	5,22	3,13	0,75	0,53	0,45	0,91	0,50	0,31	0,24	0,32
$\bar{y}_{1,1}$	21,98	5,79	4,73	0,72	1,76	2,68	2,49	0,26	0,26	-0,16
$\bar{y}_{1,u}$	42,43	18,05	7,68	2,79	3,52	6,24	4,46	1,47	1,18	1,10
$s_{(y_{12})}$	4,18	2,05	0,62	0,72	0,31	0,62	0,33	0,20	0,17	0,22
$\bar{y}_{12,1}$	26,22	6,05	5,64	1,03	1,87	3,07	2,35	0,36	0,40	0,03
$\bar{y}_{12,u}$	42,59	14,09	8,08	3,86	3,07	5,49	3,66	1,16	1,08	0,87
σ	2,91	1,37	0,43	0,47	0,22	0,41	0,23	0,14	0,17	0,16
$B_{1/123}$	-1,52	3,83	-0,09	-0,27	0,30	0,97	0,96	0,23	-0,19	0,02
B/σ	-0,52	2,79	-0,21	-0,58	1,39	2,34	4,19	1,61	-1,15	0,12
$B_{12/123}$	0,68	1,97	0,56	0,41	0,14	0,79	0,49	0,12	-0,17	-0,00
B/σ	0,23	1,44	1,30	0,87	0,63	1,90	2,16	0,87	-1,04	-0,02

LIITE 3. PYYNTIPONNISTUS, (1/6).

Pyydyksittävät pyyntiponnistuskeskiarvot ja -hajonnat kontaktikerrittain Halsingin kyseystä (kg). Aliainaaksi ilmaisee kontaktikerran tai niiden yhdistelmän.

Esti- maat- ti	Pyydykset												
	katiska	silakka- verkko	verkko 45 mm	verkko 46-60 mm	verkko 61 mm +	lohisiima	mu siima	syötti- koukku	heitto- vapa	vetouris- tin	pilkki- vapa	onki	mu pyydys
y ₁	1,90	2,02	18,65	37,01	25,25	10,38	0,30	0,35	38,14	4,03	33,97	42,86	4,13
s ₁	17,15	8,02	52,19	414,37	169,46	156,45	2,47	4,72	245,06	25,59	184,54	372,68	34,23
y ₂	4,59	2,12	15,87	7,68	5,82	2,42	1,72	0,45	26,97	2,07	16,79	7,79	1,97
s ₂	40,39	17,67	60,90	29,54	23,78	45,10	21,22	6,13	175,45	7,70	111,63	16,56	12,61
y ₃	2,52	1,23	10,76	6,38	20,02	-	0,44	-	8,59	1,08	7,86	11,17	-
s ₃	12,50	6,77	36,95	27,65	143,12	-	3,29	-	18,11	4,02	19,48	31,57	-
y ₁₂	3,01	2,06	17,49	24,86	17,19	7,08	0,89	0,39	33,51	3,21	26,85	28,32	3,23
s ₁₂	29,14	12,92	55,95	317,85	130,87	123,20	13,80	5,35	218,88	20,22	158,60	285,79	27,43
y ₁₂₃	2,83	1,76	15,01	18,04	18,24	4,47	0,72	0,25	24,32	2,43	19,85	22,00	2,04
s ₁₂₃	24,35	11,05	49,85	253,17	135,27	97,92	11,14	4,25	174,61	16,27	126,85	227,95	21,85

LIITE 3. PYYNTIPONNISTUS, jatkoa, (2/6).

Pyödyksittäisten pyyntiponnistuskeskiarvojen keskiarvot ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monenko kontaktikerän aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde saaliskeskiarvon keskiarvoon Helsingin kyselyssä (kg).

Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Esti- maat- ti	Pyödykset												
	katiska	silakka- verkko	verkko 45 mm	verkko 46-60 mm	verkko 61 mm +	lohisiima	muu sii- ma	syötti- koukku	heitto- vapa	vetouris- tin	pilkki- vapa	onkivapa	muu pyödyk
$s_{(y_1)}$	0,66	0,31	2,01	16,00	6,54	6,04	0,10	0,18	9,46	0,99	7,12	14,39	1,32
$\bar{y}_{1,1}$	0,60	1,41	14,70	5,66	12,42	-1,45	0,12	-0,01	19,60	2,09	20,01	14,67	1,54
$\bar{y}_{1,u}$	3,19	2,63	22,59	68,37	38,07	22,22	0,49	0,71	56,68	5,96	47,94	71,06	6,72
$s_{(y_{12})}$	0,83	0,37	1,59	9,04	3,72	3,50	0,39	0,15	6,22	0,57	4,51	8,12	0,78
$\bar{y}_{12,1}$	1,39	1,34	14,38	7,14	9,90	0,22	0,12	0,09	21,31	2,09	18,01	12,40	1,70
$\bar{y}_{12,u}$	4,64	2,78	20,61	42,57	24,49	13,95	1,66	0,69	45,71	4,34	35,69	44,25	4,76
σ	0,52	0,24	1,06	5,38	2,88	2,08	0,24	0,09	3,70	0,35	2,69	4,84	0,46
$B_{1/123}$	-0,94	0,26	3,64	18,97	7,01	5,91	-0,42	0,10	13,82	1,60	14,13	20,87	2,09
B/σ	-1,81	1,12	3,43	3,53	2,44	2,84	-1,77	1,14	3,73	4,64	5,26	4,31	4,51
$B_{12/123}$	0,18	0,31	2,49	6,82	-1,04	2,61	0,17	0,14	9,19	0,79	7,00	6,33	1,19
B/σ	0,35	1,30	2,35	1,27	-0,36	1,26	0,71	1,59	2,48	2,28	2,61	1,31	2,57

LIITE 3. PYNTIPONNISTUS, jatkoa, (3/6).

Pydyksittäiset pyyntiponnistuskeskiarvot ja -hajonnat kontaktikerroittain Lohjanjärven kyseleessä (kg).

Alaindeksi ilmaisee kontaktikerroin tai niiden yhdistelmän.

Esti- maatti	Pydykset									
	verkko	mutiku- verkko	katiska	rysä	onki	piikki- vapa	heitto- vapa	syötti- koukku	pitkä- siima	muu pyydys
\bar{y}_1	55,22	8,16	24,55	4,52	8,57	4,88	8,12	10,65	0,69	0,18
s_1	126,20	24,69	60,97	22,86	30,13	16,67	22,23	75,15	3,67	1,32
\bar{y}_2	61,44	5,27	26,50	4,00	15,98	9,31	7,95	18,77	0,98	0,27
s_2	133,88	14,58	47,88	21,46	55,27	34,94	20,01	97,04	5,96	1,51
\bar{y}_3	72,36	3,03	18,65	2,80	4,39	3,12	2,99	3,20	1,32	0,05
s_3	187,49	10,23	41,91	15,94	8,19	10,18	7,50	21,44	8,88	0,46
\bar{y}_{12}	57,16	7,26	25,16	4,36	10,88	6,27	8,06	13,18	0,78	0,21
s_{12}	128,51	22,06	57,16	22,41	39,80	23,96	21,54	82,57	4,50	1,38
\bar{y}_{123}	61,21	6,13	23,42	3,94	9,15	5,43	6,71	10,52	0,92	0,17
s_{123}	146,54	19,70	53,56	20,88	34,45	21,22	18,97	71,68	5,99	1,21

LIITE 3. PYNTIPONNISTUS, jatkoa, (4/6).

Pyödyksittäisten pyyntiponnistuskeskisarvojen keskivirheet ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monenko kontaktikerran aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde keskiarvon keskivirheeseen Lohjanjärven kyselyssä (kg). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Esti- maatti	Pyödykset									
	verkko	muikku- verkko	katiska	rysä	onki	piikki- vapa	heitto- vapa	syötti- koukku	pitkä- sima	muu pyödyks
$s_{(y_1)}$	6,69	1,31	3,23	1,21	1,60	0,88	1,18	3,99	0,19	0,07
$\bar{y}_{1,1}$	42,11	5,60	18,21	2,15	5,44	3,15	5,80	2,84	0,31	0,05
$\bar{y}_{1,u}$	68,34	10,73	30,89	6,90	11,70	6,62	10,43	18,46	1,07	0,32
$s_{(y_{12})}$	5,24	0,90	2,33	0,91	1,62	0,98	0,88	3,37	0,18	0,06
$\bar{y}_{12,1}$	46,90	5,50	20,59	2,57	7,70	4,35	6,34	6,59	0,42	0,10
$\bar{y}_{12,u}$	67,43	9,02	29,72	6,15	14,06	8,18	9,78	19,78	1,14	0,32
σ	4,46	0,62	1,67	0,65	1,06	0,65	0,59	2,23	0,18	0,04
$B_{1/123}$	-5,99	2,03	1,13	0,58	-0,58	-0,54	1,41	0,13	-0,23	0,02
B/σ	-1,34	3,30	0,68	0,89	-0,55	-0,83	2,38	0,06	-1,29	0,41
$B_{12/123}$	-4,05	1,13	1,73	0,42	1,73	0,84	1,35	2,66	-0,14	0,04
B/σ	-0,91	1,83	1,04	0,64	1,63	1,29	2,29	1,19	-0,80	1,11

LIITE 3. PYNTIPONNISTUS, jatkoa, (5/6).

Pydyksittäiset pyyntiponnistuskeskiarvot ja -hajonnat kontaktikerroittain Kemijärven kyseleessä (kg). Alaindeksi ilmaisee kontaktikerroin tai niiden yhdistelmän.

Esti- maat- ti	Pydykset											
	rysä	mutku- verkko	verkko, 27-33 mm	verkko, 34-40 mm	verkko, 41 mm +	pitkä- siima	katiska	syötti- kouku	heftto- vapa	onkivapa	pilkki- vapa	muu pydyys
\bar{y}_1	0,71	28,09	10,91	34,92	17,65	3,63	17,39	11,69	7,15	6,74	12,59	0,01
s_1	6,66	80,83	48,03	61,08	56,81	64,89	44,22	58,82	16,93	26,54	49,97	0,13
\bar{y}_2	0,48	23,68	18,99	45,81	11,73	8,36	23,22	27,61	6,49	3,64	9,44	0,14
s_2	3,84	52,65	157,09	153,72	31,09	84,04	64,75	131,21	16,56	14,79	18,36	1,28
\bar{y}_3	-	3,93	3,39	12,75	12,82	10,71	4,14	23,21	10,50	9,57	3,68	-
s_3	-	12,55	12,70	23,50	28,89	55,77	9,34	90,27	16,04	19,29	6,50	-
\bar{y}_{12}	0,64	26,59	13,66	38,62	15,64	5,24	19,37	17,10	6,92	5,69	11,52	0,05
s_{12}	5,86	72,47	99,44	102,40	49,63	71,93	52,12	90,37	16,79	23,26	41,99	0,75
\bar{y}_{123}	0,40	18,23	9,87	29,07	14,60	7,26	13,75	19,36	8,24	7,12	8,63	0,03
s_{123}	4,66	59,07	79,49	83,49	43,16	66,44	42,41	90,33	16,60	21,95	33,79	0,60

LIITE 3. PYNTIPONNISTUS, jatkoa, (6/6).

Pydyksittäisten pyyntiponnistuskeskien keskiarvot ja keskiarvon 95 % luottamusrajat sen mukaan monenko kontaktikerran aineistoja olisi käytetty yleistettäessä otoksen tulokset perusjoukkoon, harha ja harhan suhde keskiarvon keskiarvoon Kemijärven kyselyssä (kg). Alaindeksit ilmaisevat kontaktikertojen tai niiden yhdistelmien mukaisen vertailun.

Esti- maat- ti	Pydykset											
	rysä	muriku- verko	verko, 27-33 mm	verko, 34-40 mm	verko, 41 mm +	pitkä- siina	katiska	syötti- koukku	heitto- vapa	onkivapa	piikki- vapa	muu pyydys
$s_{(y_1)}$	0,30	3,67	2,18	2,78	2,58	2,95	2,01	2,67	0,77	1,21	2,27	0,01
$\bar{y}_{1,1}$	0,12	20,88	6,63	29,48	12,59	-2,15	13,45	6,45	5,64	4,38	8,14	-0,00
$\bar{y}_{1,u}$	1,31	35,29	15,19	40,36	22,71	9,42	21,33	16,93	8,66	9,11	17,04	0,02
$s_{(y_{12})}$	0,19	2,33	3,20	3,29	1,60	2,31	1,68	2,91	0,54	0,75	1,35	0,02
$\bar{y}_{12,1}$	0,27	22,02	7,39	32,17	12,51	0,71	16,09	11,40	5,86	4,23	8,87	0,01
$\bar{y}_{12,u}$	1,01	31,16	19,93	45,08	18,77	9,77	22,66	22,80	7,98	7,16	14,17	0,10
σ	0,07	0,88	1,21	1,25	0,65	1,01	0,63	1,37	0,25	0,33	0,51	0,01
$B_{1/123}$	0,31	9,86	1,04	5,85	3,05	-3,63	3,64	-7,66	-1,10	-0,38	3,96	-0,02
B/σ	4,43	11,18	0,87	4,66	4,66	-3,60	5,74	-5,60	-4,37	-1,14	7,77	-2,48
$B_{12/123}$	0,23	8,36	3,79	9,55	1,04	-2,02	5,62	-2,26	-1,32	-1,43	2,89	0,02
B/σ	3,32	9,48	3,14	7,62	1,59	-2,00	8,86	-1,65	-5,27	-4,32	5,67	2,20

RIISTA- JA KALATALOUDEN TUTKIMUSLAITOS, KALANTUTKIMUSOSASTO

MONISTETTUJA JULKAISUJA

- No 76. KOLARI, I.: Etelä-Saimaalle istutettujen merkittyjen järvitaimenten istutustulokset. (Results of stocking with brown trout (*Salmo trutta m. lacustris* L.) in the southern part of Lake Saimaa according to tag returns). Helsinki 1988. 69 s.
- No 77. Suunnitelma Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston toiminnaksi vuodelle 1988. (Programme for the Fisheries Division of the Finnish Game and Fisheries Research Institute in 1988). Helsinki 1988. 135 s.
- No 78. HONKASALO, L. ja MANKKI, J.: Virkistys- ja kotitarvekalastus Kokemäenjoen vesistössä Nökian alapuolella vuonna 1984. (Recreational and subsistence fisheries in the River Kokemäenjoki and in Lakes Kulovesi and Rautavesi in 1984). Helsinki 1988. 123 s.
- No 79. BÖHLING, P.: Ahvenen (*Perca fluviatilis* L.) kasvu ja kasvuun vaikuttavat tekijät Suomen rannikkoalueella. (The growth of perch (*Perca fluviatilis* L.) and the factors affecting it in Finnish coastal waters). Helsinki 1988. 96 s.
- No 80. MUTENIA, A. ja VIHERVUORI, A.: Ammattikalastuksen kannattavuuden kehitys Inarijärvellä vuosina 1976—1985. (The profitability of the professional fishery in Lake Inari in 1976—1985). s. 1—30.
PALOMÄKI, R.: Selvitys kalojen ravintoeläinten siirtoistutuksista Inarijärveen. (Transplantation of fish prey animals to Lake Inari). s. 31—79. Helsinki 1988.
- No 81. TULONEN, J.: Ankeriaan ikä, sukupuoli- ja kasvu-eräissä eteläsuomalaisissa järvissä. (Age, sex ratio and growth of the eel (*Anguilla anguilla* L.) in some lakes in southern Finland). Helsinki 1988. 106 s.
- No 82. Järvikalastussymposiumi, 5.—6.11.1987 Kerimäki. (Symposium on Lake Fishery, 5.—6.11.1987, Kerimäki). Toim. (ed.) A. Lappalainen ja T. Paananen. Helsinki 1988. 89 s.
- No 83. HONKASALO, L. ja PENNANEN, J.T.: Kalatalouden ja vesistön käytön kehitys Kokemäenjoen vesistössä Nökian alapuolella. (The development of fisheries and other ways of making use of the Kokemäenjoki watercourse downstreams of the town of Nokia). Helsinki 1988. 104 s.
- No 84. TUUNAINEN, P., VUORINEN, P., RASK, M., JÄRVENPÄÄ, T. ja VUORINEN, M.: Happaman laskeuman vaikutukset kaloihin. Raportti vuodelta 1987. English summary: Effects of acidic deposition on fish, Report 1987. Helsinki 1988. 103 s.
- No 85. VIRTANEN, E., ESKELINEN, U., WESTMAN, K., HUHTINEN, M., SÖDERHOLM-TANA, L. ja MÄKINEN, T.: Jätelämmön hyväksikäyttö kalanviljelyssä. (Utilization of heated effluents in fish culture). s. 1—28.
POHJOISMAINEN MINISTERINEUVOSTO: Katsaus jätelämmön käytöstä vesiviljelyssä. (Survey of the utilization of heated effluents in aquaculture). s. 29—80. Helsinki 1989.
- No 86. NIEMELÄ, M., NIEMELÄ, E. ja HANSSEN, K.: Tenojoen virkistys- ja ammattikalastussuunnitelma Suomessa ja Norjassa. (Plan for the recreational and professional fishery in the River Tornionjoki in Finland and Norway). Helsinki 1989. 137 s.
- No 87. Suunnitelma Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston toiminnaksi vuodelle 1989. (Programme for the Fisheries Division of the Finnish Game and Fisheries Research Institute in 1989). s. 1—44.
Valtion kalanviljelylaitosten toiminta ja kalaston käyttösuunnitelma vuodelle 1988. (Programme for the activities and outlines for the use of fish stocks at the State fish culture stations in 1988). s. 45—84.
Suunnitelma Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalanviljelyosaston toiminnaksi vuodelle 1989. (Programme for the Fish Culture Division of the Finnish Game and Fisheries Research Institute in 1989). s. 85—121. Helsinki 1989.
- No 88. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston toimintakertomus vuodelta 1986. (Report on the activities of the Fisheries Division of the Finnish Game and Fisheries Research Institute in 1986). s. 1—44.
Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston toimintakertomus vuodelta 1987. (Report on the activities of the Fisheries Division of the Finnish Game and Fisheries Research Institute in 1987). s. 45—99. Helsinki 1989.
- No 89. NYLANDER, E. ja PRUUKI, V.: Kalastustilastoja Tornionjoen vesistöstä vuosilta 1983—1985. (Statistics on fishing in the Tornionjoki River basin in 1983—1985). s. 1—48.
NYLANDER, E. ja PRUUKI, V.: Kalastustilastoja Tornionjoen vesistöstä vuodelta 1986. (Statistics on fishing in the Tornionjoki River basin in 1986). s. 49—79. Helsinki 1989.
- No 90. VUORIMIES, O.: Petokalojen, erityisesti hauen, ravinnonkäyttö. Kirjallisuuskatsaus. (Food and feeding of predatory fish, especially northern pike (*Esox lucius* L.). A review of the literature.) 69 s. Helsinki 1989.
- No 91. KOLARI, I.: Eläinplanktonia ja pohjaeläimiä syövien kalojen, erityisesti siikojen, ravinnonkäyttö. Kirjallisuuskatsaus. (Feeding of planktivorous and benthivorous fish, with particular reference to whitefish species (*Coregonus* spp.). A review of the literature.) 86 s. Helsinki 1989.
- No 92. KAIJOMAA, V.-M., HYYTINEN, L., ERONEN, T., POIKOLA, K., JURVELIUS, J. ja TUISKU, T.: Vuoksen vesistön ammattikalastuksen kehittämissuunnitelma. (A development plan for the professional fisheries of the Vuoksi area.) 43 s. Helsinki 1989.
- No 93. TUUNAINEN, P., VUORINEN, P.J., RASK, M., JÄRVENPÄÄ, T., VUORINEN, M. ja NIEMELÄ, E.: Happaman laskeuman vaikutukset kaloihin ja rapuihin. Raportti vuodelta 1988. English summary: Effects of acidic deposition on fish and crayfish, Report 1988. Helsinki 1989. 86 s.
- No 94. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen kalantutkimusosaston ja kalanviljelyosaston toimintakertomus vuodelta 1988. (Report on the activities of the Fisheries Division and Aquaculture Division of the Finnish Game and Fisheries Research Institute in 1988). Helsinki 1989. 70 s.

SISÄLTÖ — CONTENTS

Vastaamattomuuden vaikutus kalastuskyselyjen luotettavuuteen. (The effects of nonresponse on the credibility of fishing questionnaires). 78 s.

**ISBN 951-8914-28-1
ISSN 0358-4623
Helsinki 1989
Yliopistopaino**