

KALA- JA RIISTARAPORTTEJA nro 374

*Jukka Laitinen
Jari Setälä
Kaija Saarni*

Suomen kalamarkkinoiden analyysi
yhteisintegraatiomenetelmällä

Helsinki 2006

Jukka Laitinen, Jari Setälä ja Kaija Saarni

Suomen kalamarkkinoiden analyysi yhteisintegraatiomenetelmällä

Tutkimusraportti

Villin kalan markkinat

(312 025)

Tutkimuksessa esitellään yhteisintegraatioanalyysimenetelmä ja sovelletaan sitä suomalaisten kalamarkkinoiden tutkimukseen. Yhteisintegraatiomenetelmän käyttö markkinoiden analysointiin perustuu Stiglerin ja Sherwinin määritelmään markkinoista. Sen mukaan kahden tuotteen voidaan katsoa olevan samoilla markkinoilla ja näin ollen läheisiä substituutteja, jos niiden hintojen suhde pysyy ajan kuluessa vakaana.

Tutkimuksen empiirisessä osassa testataan kalastetun lohen, taimenen, siian, ahvenen, kuhan, hauen, lahnan ja muikun hintojen välistä yhteisintegraatiota. Testit on suoritettu koko havaintojaksolle 1990 - 2001, sekä mahdollisen rakennemuutoksen vuoksi myös kahdelle lyhyemmälle jaksolle ennen ja jälkeen EU-jäsenyyttä. Yksikköjuurta testataan laajennetulla Dickeyn ja Fullerin testillä ja yhteisintegraatiota Johansenin menetelmällä. Rajoitetuilla yhteisintegraatiotesteillä testataan lisäksi yhden hinnan lakia ja heikkoa eksogeenisuutta.

Testien selkeimpänä tuloksena voidaan pitää lohen ja taimenen yhteisintegraatiota. Niillä on myös yhden hinnan laki voimassa, joten niitä voidaan pitää erittäin läheisinä substituutteina. Myös valkoliaiset lajit siika, kuha ja ahven näyttäisivät kilpailevan jossain määrin keskenään.

yhteisintegraatio, kala, markkinat, Johansenin menetelmä

Kala- ja riistaraportteja 374

951-776-520-7

1238-3325

50 s.

Suomi

Julkinen

Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos

Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos

Viikinkaari 4

Viikinkaari 4

PL 2

PL 2

00791 Helsinki

00791 Helsinki

Puh. 0205 7511 Faksi 0205 751 201

Puh. 0205 7511

Faksi 0205 751 201

<http://www.rktl.fi/tutkimuslaitos/julkaisut> (pdf)

Sisällys

YHTEENVETO	1
1. JOHDANTO.....	3
2. TEOREETTINEN TAUSTA	5
2.1 Markkinat ja niiden rajaaminen.....	5
2.2 Markkinoiden integroituneisuus ja yhden hinnan laki	6
2.3 Yhden hinnan laki ja yhdistelmähyödyke-teoreema.....	7
3. METODIT	9
3.1 Aikasarjoista ja niiden luonteesta	9
3.2 Yksikköjuuritestit	10
3.2.1 Yksikköjuuri prosessi	10
3.2.2 Dickeyn ja Fullerin testi	12
3.2.3 Laajennettu Dickeyn ja Fullerin testi.....	13
3.2.4 Kausittaisuus yksikköjuuren testaamisessa	14
3.2.5 Rakennemuutos ja yksikköjuuren testaus.....	15
3.3 Yhteisintegraatio ja sen testaaminen	16
3.3.1 Yhteisintegraatio.....	16
3.3.2 Englen ja Grangerin menetelmä	17
3.3.3 Johansenin menetelmä	18
3.3.4 Rajoitusten testaaminen.....	20
3.3.5 Lyhyen aikavälin mallinnus.....	21
3.3.6 Yhteisintegraatioanalyysin soveltaminen	22
4. SUOMEN KALAMARKKINAT	23
4.1 Johdatus Suomen kalamarkkinoihin	23
4.2 Tarkastelu kalalajeittain.....	24
4.2.1 Lohi.....	24
4.2.2 Taimen.....	26
4.2.3 Siika.....	27
4.2.4 Ahven	28
4.2.5 Kuha	29
4.2.6 Hauki	30
4.2.7 Lahna	31
4.2.8 Muikku	32
4.3 Yhteenveto lajikohtaisesta tarkastelusta	32
5. TILASTOLLISET TESTIT	36
5.1 Menetelmät ja aineisto	36
5.2 Yksikköjuuritestit	36
5.3 Yhteisintegraatiotestit.....	38
5.4 Heikko eksogeenisuus ja yhden hinnan laki.....	41
5.5 Pitkän ja lyhyen aikavälin mallien estimoidut yhtälöt.....	43
6. TULOSTEN TARKASTELU	46
LÄHTEET.....	49

Yhteenveto

Epästationaaristen muuttujien analysointi perinteisellä regressioanalyysillä antaa usein virheellisiä tuloksia. Eräs epästationaarisuuden aiheuttama haitta on näennäisregressio (spurious regression). Tällöin regressioanalyysistä saatavat tulokset saattavat ilmaista kahden muuttujan välille tilastollisesti merkitsevää suhdetta, jota ei oikeasti ole. Epästationaarisia muuttujia voidaan kuitenkin analysoida yhteisintegraatioanalyysillä. Tämän tutkimuksen tarkoituksena on esitellä yhteisintegraatioanalyysia menetelmänä ja soveltaa sitä suomalaisten kalamarkkinoiden kartoitukseen. Tutkimuksessa analysoidaan kalalajien välisten hinta-aikasarjojen riippuvuussuhteita. Tulosten perusteella pyritään selvittämään löytyykö Suomen kalamarkkinoilta eri lajien välisiä substituutiosuhteita ja mitkä lajit näin ollen kilpailevat keskenään markkinoilla.

Yhteisintegraatioanalyysin käyttö markkinoiden analysointiin perustuu Stiglerin ja Sherwinin (1985) määritelmään markkinoista. Sen mukaan kahden tuotteen voidaan katsoa olevan samoilla markkinoilla ja näin ollen läheisiä substituutteja, jos niiden hintojen suhde pysyy ajan kuluessa vakana. Tämä määritelmä on myös läheisessä yhteydessä yhden hinnan lakiin. Yhden hinnan lain vahva versio on voimassa jos tuotteiden hinnat ovat täsmällisesti samat. Yhden hinnan lain heikossa versiossa tuotteiden suhteelliset hinnat pysyvät vakiona. Deterministisessä muodossaan yhden hinnan laki on myös läheisessä yhteydessä yhdistelmähyödyketeoreemaan, jonka mukaan kahta tai useampaa hyödykettä voidaan pitää yhtenä tuotteena, jos niiden hintojen suhde pysyy vakiona ajan kuluessa.

Tutkimuksessa käytettävät menetelmät pohjautuvat aikasarjaekonometriaan. Tärkeä aikasarjoihin liittyvä ominaisuus on stationaarisuus. Aikasarja on stationaarinen jos sen odotusarvo, varianssi ja kaikki autokovarianssit pysyvät vakioina ajankohdasta riippumatta. Epästationaariset muuttujat on mahdollista saada stationaariseksi differoimalla ne kerran tai useammin. Jos aikasarja täytyy differoida d kertaa, se on integroitunut asteella d . Aikasarjojen stationaarisuutta voidaan testata yksikköjuuritesteillä. Jos aikasarjalla on yksikköjuuri, on kyseessä epästationaarinen aikasarja. Yleisimmin yksikköjuuren olemassaoloa testataan Dickeyn ja Fullerin testillä (DF-testi) tai laajennetulla Dickeyn ja Fullerin testillä (ADF-testi), jossa virhetermin autokorrelaatio eliminoidaan lisäämällä malliin viivästettyjä differenssitermejä. Jos aikasarjat ovat epästationaarisia ja integroituneet samaa astetta d , voidaan niitä testata yhteisintegraatioanalyysillä. Stationaarisia muuttujia voidaan analysoida perinteisellä regressioanalyysillä.

Kahden tai useamman epästationaarisen muuttujan lineaarikombinaatiot ovat usein epästationaarisia. Jos kuitenkin epästationaaristen muuttujien välillä on löydettävissä stationaarinen lineaarikombinaatio, sanotaan muuttujien olevan yhteisintegroituneita. Käytännössä tämä tarkoittaa, että yhteisintegroituneet muuttujat eivät ajan kuluessa ajaudu kovin kauaksi toisistaan ja niiden välillä vallitsee pitkän aikavälin tasapainosuhte. Yhteisintegraation testaamiseen on kaksi keskeistä menetelmää. Englen ja Grangerin menetelmässä selvitetään ovatko residuaalit stationaarisia. Johansenin menetelmä soveltaa suurimman uskottavuuden (maximum likelihood) menetelmää vektoriautoregressiiviseen (VAR) malliin. Sen avulla voidaan eliminoida Englen ja Grangerin menetelmässä sovellettava kaksivaiheinen menettely sekä useampia yhteisintegraatiovektoreita voidaan estimoida ja testata yhtä aikaa. Lisäksi voidaan testata myös yhteisintegraatiovektoreille asetettuja rajoituksia sekä sopeutumisparametreja. Lyhyen aikavälin dynamiikasta saadaan tietoa estimoimalla mallit virheenkorjausmuodossa.

Tutkimuksessa sovelletaan yhteisintegraatioanalyysia suomalaiseen kalamarkkina-aineistoon. 1990-luvulla tapahtunut kalakaupan vapautuminen ja kansainvälistyminen vaikuttivat merkittävästi Suomen kalamarkkinoihin. Kaupan vapautuminen ei koskenut pelkästään muita EU-maita vaan myös tuonti Norjasta vapautui. Norjasta tuodun

lohikalan osuus kasvoi nopeasti ja tämä laski voimakkaasti myös kotimaisten lohikalajien hintoja. Mahdollisen rakennemuutoksen vuoksi testit on suoritettu paitsi koko havaintojaksolle 1990 – 2001, myös kahdelle lyhyemmälle jaksolle ennen ja jälkeen EU-jäsenyyden alkamisen. Testattavina lajeina ovat lohi, taimen, siika, ahven, kuha, hauki, lahna ja muikku.

Testien perusteella loogisimmalta tulokselta vaikuttaa lohen ja taimenen hinnalla valitseva selkeä pitkän aikavälin tasapainotila. Myös kuha ja siika mahdollisesti kilpailevat jossain määrin toistensa kanssa. Lisäksi näyttäisi olevan jonkinlaisia viitteitä kuhan ja ahvenen välisestä yhteydestä. Tämän testin perusteella ja aiempiin tutkimuksiin viitaten voidaan todeta, että punalihaiset kalat muodostavat oman segmenttinsä ja niiden hinta määräytyy pitkälti maailmanmarkkinoilla. Valkolihaisten lajien osalta on vaikeampi vetää yhtä selkeitä johtopäätöksiä. Tämän tutkimuksen perusteella saadaan tietoa suomalaisten kalamarkkinoiden kilpailuasetelmista. Vaikka täsmällistä tietoa substituutisuhteiden voimakkuuksista ei tämän tutkimuksen avulla saadakaan, voidaan tuloksia hyödyntää ennakkohypoteeseja asetettaessa mahdollisissa jatkotutkimuksissa.

1. Johdanto

Viime vuosien aikana yhteisintegraatioanalyysistä on tullut suosittu menetelmä aikasarjoja analysoitaessa, sillä sen avulla pystytään analysoimaan epästationaarisia aikasarjoja ilman perinteisillä regressiomenetelmillä ilmeneviä ongelmia. Yhteisintegraatioanalyysi on suhteellisen tuore menetelmä. Sitä on kuitenkin jo ehditty soveltaa moniin erilaisiin tutkimusalueisiin, ja lisää soveltamisaloja syntyy jatkuvasti. Yhteisintegraatioanalyysin avulla on testattu esimerkiksi markkinoiden tehokkuushypoteesia, ostovoimapariteettia ja lukuisia muita pitkän aikavälin taloudellisia riippuvuussuhteita. Kalamarkkinoiden tapauksessa sitä on käytetty esimerkiksi markkinoiden integroituneisuuden tutkimiseen joko maantieteellisestä tai lajien välisestä näkökulmasta.

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on esitellä yhteisintegraatioanalyysia menetelmänä ja soveltaa sitä suomalaisten kalamarkkinoiden kartoitukseen. Tutkimuksessa analysoidaan kalalajien välisten hinta-aikasarjojen riippuvuussuhteita. Empiiristen tulosten perusteella pyritään selvittämään löytyykö Suomen kalamarkkinoilta eri lajien välisiä substituutiosuhteita ja mitkä lajit näin ollen kilpailevat keskenään markkinoilla. Tulosten tulkinta perustuu Stiglerin ja Sherwinin (1985) määritelmään markkinoista. Sen mukaan kahden tuotteen voidaan katsoa olevan samoilla markkinoilla ja näin ollen läheisiä substituutteja, jos niiden hintojen suhde pysyy ajan kuluessa vakaana.

Tutkimuksen pääpaino tulee olemaan menetelmäosiossa, sillä tutkimus pohjautuu pääosin yhteisintegraatioanalyysiin. Ennen yhteisintegraatioanalyysia on kuitenkin tutkittava aikasarjojen stationaarisuutta, koska yhteisintegraatioanalyysin edellytyksenä on, että analysoidut aikasarjat ovat epästationaarisia ja integroituneet samanasteisesti. Aikasarja on stationaarinen jos sen odotusarvo, varianssi ja kaikki autokovarianssit pysyvät vakioina ajankohdasta riippumatta. Aikasarjojen stationaarisuutta voidaan testata yksikköjuuritesteillä. Jos aikasarjalla on yksikköjuuri, on kyseessä epästationaarinen aikasarja. Yleisimmin yksikköjuuren olemassaoloa testataan Dickeyn ja Fullerin testillä (DF-testi) tai laajennetulla Dickeyn ja Fullerin testillä (ADF-testi), jossa virhetermin autokorrelaatio eliminoidaan lisäämällä malliin viivästettyjä differenssitermejä. Jos aikasarjojen todetaan olevan epästationaarisia ja integroituneen samanasteisesti, voidaan niitä testata yhteisintegraatioanalyysillä.

Kahden tai useamman epästationaarisen muuttujan sanotaan olevan yhteisintegroituneita jos niiden välillä on löydettävissä stationaarinen lineaarikombinaatio. Käytännössä tämä tarkoittaa, että yhteisintegroituneet muuttujat eivät ajan kuluessa ajaudu kovin kauaksi toisistaan ja niiden välillä vallitsee pitkän aikavälin tasapainosuhte. Yhteisintegraation testaamiseen on kaksi keskeistä menetelmää. Englen ja Grangerin menetelmässä selvitetään ovatko residuaalit stationaarisia. Johansenin menetelmä soveltaa suurimman uskottavuuden (maximum likelihood) menetelmää vektoriautoregressiiviseen (VAR) malliin. Sen avulla voidaan eliminoida Englen ja Grangerin menetelmässä sovellettava kaksivaiheinen menettely sekä useampia yhteisintegraatiovektoreita voidaan estimoida ja testata yhtä aikaa. Lisäksi voidaan testata yhteisintegraatiovektoreille asetettuja erilaisia rajoituksia. Sekä Englen ja Grangerin että Johansenin menetelmässä on mahdollista saada tietoa myös lyhyen aikavälin dynamiikasta estimoimalla malli virheenkorjausmuodossa.

Tutkimuksessa sovelletaan yhteisintegraatioanalyysia suomalaisen kalamarkkina-aineistoon. Yksikköjuuren olemassaoloa tutkitaan ADF-testillä ja yhteisintegraatiotestit tehdään Johansenin menetelmällä. Rajoitetuilla yhteisintegraatiotesteillä tutkitaan yhden hinnan lain ja heikon eksogeenisuuden voimassaoloa. Lyhyen aikavälin dynamiikasta saadaan tietoa estimoimalla mallit virheenkorjausmuodossa. 1990-luvulla tapahtunut kalakaupan vapautuminen ja kansainvälistyminen vaikuttivat merkittävästi Suomen kalamarkkinoihin. Mahdollisen rakennemuutoksen vuoksi testit on suoritettu paitsi koko havaintojaksolle 1990 – 2001, myös kahdelle lyhyemmälle jaksolle ennen

ja jälkeen EU-jäsenyyden alkamisen. Testattavina lajeina ovat lohi, taimen, siika, ahven, kuha, hauki, lahna ja muikku. Testeihin on valittu lajit, joista on saatavilla kattavat hinta-aikasarjat.

Tutkimuksen rakenne on seuraava. Johdannossa esitellään tutkimuksen aihe ja sen tavoitteet. Seuraavana käsitellään tutkimuksen teoreettinen perusta, jossa perustellaan yhteisintegraatioanalyysin käyttö markkinoiden analysoinnissa. Tämän jälkeen esitellään käytettävät menetelmät. Seuraavaksi käsitellään Suomen kalamarkkinoita yleisellä tasolla ja kuvataan lajikohtaiset hinta- ja saalisaineistot. Tämän jälkeen suoritetaan empiiriset testit. Testituloksien perusteella tehdään tulkinnat ja johtopäätökset. Lopussa on vielä yhteenveto.

2. Teoreettinen tausta

2.1 Markkinat ja niiden rajaaminen

Markkinat ovat paikka, jossa ostajat ja myyjät kohtaavat. Hyödykkeiden hinnat määräytyvät ostajien ja myyjien käymän kaupan perusteella. Täysin kilpailuilla markkinoilla ostajia ja myyjiä on niin monta, että yksittäinen toimija ei pääse merkittävästi vaikuttamaan hintaan. Markkinat voivat olla myös ei-kilpailulliset, jolloin joku yksittäinen yritys tai yritykset voivat vaikuttaa hintaan (Pindyck & Rubinfeld 1998b, 9-11).

Markkinoiden määrittelyssä tunnustetaan, ketkä ostajat ja myyjät tulisi sisällyttää kuuluviksi tietyille markkinoille. Markkinoiden määrittelyyn liittyy markkinoiden rajaaminen jollakin kriteerillä. Rajaamisen kriteerinä voidaan käyttää maantieteellisiä perusteita tai rajaus voidaan suorittaa tuotevalikoiman perusteella. Markkinoiden määrittelylle on lukuisia syitä. Yritysten tulisi esimerkiksi tiedostaa, ketkä ovat sen todellisia tai potentiaalisia kilpailijoita ja mitkä tuotteet kilpailevat keskenään tällä hetkellä ja tulevaisuudessa. Yritysten tulisi lisäksi osata rajata markkinansa, jotta se kykenisi tekemään päätöksiä tuotteidensa hinnoittelusta, markkinointiin käytettävistä resursseista ja investointipäätöksistä. Markkinoiden määrittely on tärkeää myös julkisen talouden näkökulmasta. Kilpailuviranomaiset joutuvat tekemään päätöksiä yritysostojen ja fuusioiden hyväksymisestä. Päätökseen vaikuttavat yritysoston tai fuusion aikaansaamat vaikutukset tulevaisuuden hintoihin ja kilpailutilanteeseen (Pindyck & Rubinfeld 1998b, 11 - 12). Lisäksi markkinoiden laajuuden määrittely on oleellista tutkittaessa kaupan kansainvälistymistä sekä kauppapoliittisten päätösten vaikutuksia (Setälä ym. 2002, 1 - 2).

Tuotteiden hintasuhteisiin perustuvia markkinoiden määritelmiä on useita. Stiglerin määritelmän mukaan markkinat ovat alue, jolla saman hyödykkeen hinnalla on taipumus yhteneväisyyteen kuljetuskustannusten ja laatuerojen vaikutukset huomioiden. Stigler perustaa määritelmänsä Marshallin¹ määritelmään. Marshallin mukaan markkinat ovat sitä täydellisemmät mitä enemmän ilmenee taipumusta maksaa samasta hyödykkeestä yhdenmukainen hinta markkinoiden kaikissa osissa jakelukustannusten vaikutus pois lukien (Stigler 1969, 55 - 56).

Edellisissä määritelmissä markkinoita on ajateltu maantieteellisen ulottuvuuden näkökulmasta. Stigler on kuitenkin yhdessä Sherwinin kanssa laajentanut määritelmänsä koskemaan myös tuotevalikoiman näkökulmaa. Tämän määritelmän mukaan kahden tuotteen voidaan katsoa olevan samoilla markkinoilla ja näin ollen läheisiä substituuotteja eli korvikkeita, jos niiden hintojen suhde pysyy ajan kuluessa vakaana. Stiglerin ja Sherwinin mukaan määritelmä on selvässä yhteydessä yleisemmin käytettyyn substituuotteiden määrittelykeinoon – kysynnän ristijousto, koska korkeat ristijoustot kertovat suhteellisissa hinnoissa tapahtuvien muutosten aiheuttavan suuria muutoksia suhteellisissa ostomäärissä (Stigler & Sherwin 1985, 566).

Myös Moshcandreasin mukaan markkinat voidaan rajata tuotteiden korvattavuuden perusteella. Jos kuluttajat pitävät tuotteita hyvin samanlaisina, tuotteiden korvattavuus on hyvin suuri ja yrityksen mahdollisuus vaikuttaa tuotteen hintaan on hyvin rajoitettu. Hinnan nousu saa tässä tapauksessa kuluttajat vaihtamaan ostokohteekseen korvattavan tuotteen. Näin ollen läheiset substituuotteet tulisi luokitella kuuluviksi samoille markkinoille (Moscandreas 1994, 12-13). Substituutisuhteen voimakkuutta on perinteisesti mitattu kysynnän ristijoustolla. Kysynnän ristijousto ilmoittaa kuinka voimak-

¹ Alfred Marshall on esittänyt määritelmänsä kirjassa *Principles of Economics* (1920).

kaasti hyödykkeen Y kysyntä reagoi hyödykkeen X hinnan muutokseen. Matemaattisesti tämä kysynnän ristijousto (η_{Y,P_X}) voidaan ilmoittaa seuraavasti

$$(1) \quad \eta_{Y,P_X} = \frac{\Delta Q_Y / Q_Y}{\Delta P_X / P_X} = \frac{\Delta Q_Y}{\Delta P_X} \cdot \frac{P_X}{Q_Y}$$

Määritelmän mukaan ristijousto on siis tuotteen Y kysytyyn määrän prosenttimuutos jaettuna tuotteen X hinnan prosenttimuutoksella olettaen, että kuluttajan tulot ja preferenssit pysyvät ennallaan. Jos tuotteiden X ja Y ristijousto on positiivinen, ovat kyseiset tuotteet substituutteja. Tällöin tuotteen X hinnan nousu nostaa tuotteen Y kysyntää. Mitä suurempia positiivisia arvoja kysynnän ristijoustopot saavat, sitä läheisimmistä substituuteista on kyse. Negatiivinen ristijoustopot arvo on taas merkki siitä, että tuotteet ovat komplementteja eli toisiaan täydentäviä tuotteita. Tällöin tuotteen X hinnan nousu alentaa tuotteen Y kysyntää. Jos kysynnän ristijousto on nolla, tuotteiden kysynnat ovat toistensa hinnoista riippumattomia (Dobson ym. 1989, 47).

2.2 Markkinoiden integroituneisuus ja yhden hinnan laki

Hintojen väliset suhteet ovat olleet mielenkiinnon kohteena lukuisissa tutkimuksissa. Useat näistä tutkimuksista pohjautuvat Stiglerin arbitraasipohjaiseen määritelmään markkinoista, jonka mukaan läheisten substituuttien hinnat käyttäytyvät yhdenmukaisesti: toisin sanoen arbitraasi varmistaa, että yhden hinnan laki toimii (Asche ym. 1997, 140). Arbitraasilla tarkoitetaan tilannetta, jossa hyödykettä voidaan ostaa halvemmalla ja myydä riskittömästi ostohintaa kalliimmalla hinnalla. Hyvin toimivilla markkinoilla tällaiset riskittömän voiton mahdollisuudet eliminoiduvat nopeasti (Varian 1999, 202).

Jos yhden hinnan laki on voimassa, sanotaan markkinoiden olevan integroituneita ja markkinoita voidaan pitää täysin kilpailullisina. Jos yhden hinnan laki ei ole voimassa, markkinat ovat segmentoituneet eivätkä näin ollen täysin kilpailulliset. Tällaisessa tilanteessa eri markkinoilla toimivat ostajat joutuvat järjestelmällisesti maksamaan eri hintaa samasta tuotteesta (Vataja 2001, 120–121).

Yhtälömuodossa yhden hinnan laki voidaan esittää seuraavasti

$$(2) \quad \ln p_t^1 = B + \ln p_t^2$$

jossa p_t^1 ja p_t^2 ovat hyödykkeiden 1 ja 2 hinnat. Jos $B = 0$, kyseiset hinnat ovat yhtä suuria, jolloin kyseessä vahva versio yhden hinnan laista. Jos $B \neq 0$, hinnat ovat suhteellisessa yhteydessä, mutta niiden tasot poikkeavat toisistaan johtuen esimerkiksi kuljetuskustannuksista tai tuotteiden laatueroista. Tätä tapausta sanotaan yhden hinnan lain heikoksi versioksi (Asche ym. 1999, 570).

Aiemmin, kun ei oltu tietoisia epästationaarisuuden aiheuttamista ongelmista, yhden hinnan lakia oli tapana testata regressioyhtälöllä

$$(3) \quad \ln p_t^1 = B + A \ln p_t^2 + \varepsilon_t$$

Jos nollahypoteesi $A = 1$ on voimassa, voidaan yhtälö (3) esittää samassa muodossa kuin yhtälö (2). Myöhemmin on havaittu, että epästationaaristen hinta-aikasarjojen tapauksessa yhden hinnan lain testaaminen perinteisellä regressiomenetelmällä tuottaa parametreille vääristyneitä arvoja (Asche ym. 1999, 570).

Sittemmin ongelma on ratkaistu yhteisintegraatioanalyysillä, jolla voidaan analysoida luotettavasti epästationaarisia aikasarjoja. Jos kahden tai useamman epästationaarisen muuttujan välillä on stationaarinen lineaarikombinaatio, ovat ne yhteisintegroituneet. Tällöin muuttujien välillä on pitkän aikavälin tasapainosuhte, vaikka lyhyemmällä aikavälillä ne voivat väliaikaisesti poiketa tasapainosta (Maddala & Kim 1998, 26).

Markkinoiden analysointi yhteisintegraatiomenetelmällä sisältää muitakin etuja kuin epästationaarisuusongelman ratkaisemisen. Perinteisessä kysyntäanalyysissä tuotteiden välisiä riippuvuussuhteita tutkitaan laskemalla kysynnän ristijoustoja, jolloin tarvitaan sekä hinta- että määräaineisto. Yhteisintegraatiomenetelmässä aineistovaatimukset ovat pienemmät: hinta-aikasarjat riittävät eikä tietoja määristä tai tuloista tarvita. Näin ollen aineiston hankkiminen helpottuu ja analyysi voidaan suorittaa pienemmällä havaintomäärällä, koska mallit ovat yksinkertaisempia. Kyseisen menetelmän huonona puolena taas on, että sen avulla ei saada täsmällistä tietoa substituutisuhteiden voimakkuuksista (Asche ym. 2001, 309). Asche ym. (1997, 140–149) ovat yhdenmukaisella aineistolla vertailleet yhteisintegraatioon pohjautuvaa analyysimenetelmää sekä perinteisempää kysyntämalliin pohjautuvaa menetelmää. Heidän tulostensa mukaan menetelmät antavat samansuuntaisia tuloksia ja menetelmiä voidaan pitää toisiaan täydentävinä.

2.3 Yhden hinnan laki ja yhdistelmähyödyke-teoreema

Asche ym. (1999, 570) ovat osoittaneet, että deterministisessä muodossaan yhden hinnan laki on hyvin läheisessä yhteydessä yhdistelmähyödyketeoreemaan (Composite Commodity Theorem, CCT), jonka luoja pidetään Hicksiä ja Leontiefiä. CCT:n mukaan kahta tai useampaa tuotetta voidaan pitää yhtenä tuotteena, jos niiden hintojen suhteet pysyvät vakiona ajan kuluessa (Deaton & Muellbauer 1980, 120–121). Perinteisen CCT:n mukaan samaan ryhmään kuuluvien tuotteiden hintasuhteet pysyvät täysin vakiona koko ajan. Lewbelin luoma yleistetty CCT (generalized composite commodity theory, GCCT) ei ole yhtä ehdoton hintasuhteen vakioisuudelle vaan sallii siinä vaihtelua (Lewbel 1996, 538).

CCT voidaan havainnollistaa kahden hyödykkeen tapauksena. CCT on voimassa jos näiden kahden hyödykkeen hinta-aikasarjat voidaan kuvata yhteisellä tekijällä θ_t :

$$(4) \quad p_t^1 = \theta_t p_0^1 \quad \text{ja} \quad p_t^2 = \theta_t p_0^2$$

Alaindeksi nolla viittaa satunnaisesti valittuun alkuajankohtaan. Muuttuja θ_t voi vaihdella ajan kuluessa mutta se on yhteinen molemmille hinnoille, jolloin hintojen suhte p_t^1 / p_t^2 pysyy vakiona eli samana kuin p_0^1 / p_0^2 . Näin ollen muuttujaa θ_t voidaan ajatella hintana näiden kahden tuotteen uudelle yhdistelmätuotteelle. Tämän yhdistelmähyödykkeen määrä ilmoitetaan indeksilukuna, joka on yksittäisten tuotteiden määrien summa painotettuna niiden hinnoilla. Näin ollen määrän indeksiluku voidaan esittää muodossa $Q_t = p_0^1 q_t^1 + p_0^2 q_t^2$. Kahden hyödykkeen tapaus voidaan laajentaa suoraviivaisesti koskemaan useampaakin hyödykettä (Asche ym. 1999, 570).

CCT:n mukaan hintojen suhde pysyy siis vakiona. Näin ollen hintojen välinen yhteys voidaan ilmaista myös muodossa

$$(5) \quad p_t^1 = bp_t^2$$

jossa $b = p_0^1 / p_0^2$. Olennaista on huomata, että yhtälö (5) logaritmuodossa on sama kuin yhtälö (2). Näin ollen yhden hinnan laki ja CCT ovat hyvin vahvasti sidoksissa toisiinsa, koska toisen näistä ollessa voimassa, toisenkin täytyy olla voimassa. Täten yhteisintegraatioanalyysin avulla voidaan saada tietoa sekä markkinoiden integraatiosta että tuotteiden aggregoinnista. Tuotteiden aggregointia voi hyödyntää esimerkiksi kysyntämalleissa tuotteiden kysyntää analysoitaessa (Asche ym. 1999, 570). Tuotteiden aggregointi voi tulla kyseeseen esimerkiksi silloin, kun tuotteen kansalliset markkinat ovat integroituneet osaksi kansainvälisiä markkinoita. Tällöin pelkästään kansallisella aineistolla suoritettava analyysi voi osoittautua riittämättömäksi (Nielsen 2003).

3. Metodit

3.1 Aikasarjoista ja niiden luonteesta

Teoreettisesta näkökulmasta aikasarjalla tarkoitetaan ajassa järjestäytyneiden satunnaismuuttujien sarjaa $\{y_t\}$. Tällaista satunnaismuuttujien joukkoa kutsutaan myös stokastiseksi prosessiksi. Jos kyseessä on jatkuva muuttuja, merkitään sitä tavallisesti $y(t)$. Diskreettiä muuttujaa on taas tapana merkitä y_t (Maddala & Kim 1998, 8).

Tärkeä aikasarjoihin liittyvä ominaisuus on stationaarisuus. Stationaarisuuden kaksi eri tyyppiä ovat heikko ja vahva stationaarisuus. Heikkoa stationaarisuutta kutsutaan myös kovarianssistationaarisuudeksi tai toisen asteen stationaarisuudeksi. Aikasarja on kovarianssistationaarinen, jos sen odotusarvo, varianssi ja kaikki autokovarianssit ovat ajasta riippumattomia. Autokovarianssi riippuu ainoastaan aikaerosta s , ei ajankohdasta. Muodollisesti stokastisen prosessin on sanottu olevan kovarianssistationaarinen, jos kaikille ajankohdille t ja $t-s$,

- i. $E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$
- ii. $E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$
- iii. $E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$

jossa odotusarvo (μ), varianssi (σ_y^2) ja kaikki autokovarianssit (γ_s) ovat vakioita. Lisäksi odotusarvo ja varianssi oletetaan äärellisiksi. Vahvan stationaarisuuden tapauksessa odotusarvon ja/tai varianssin ei tarvitse olla äärellisiä. Aikasarjojen mallinnuksessa heikko stationaarisuus on yleisin käytetty stationaarisuuden muoto. Tämä johtuu osaksi siitä että normaalijakauman tapauksessa heikosti stationaarinen prosessi täyttää myös vahvan stationaarisuuden ehdot (Enders 1995, 69).

Jos tarkasteltava aikasarja ei täytä stationaarisuuden ehtoja, on kyseessä epästationaarinen aikasarja. Epästationaarisen muuttujan käyttäminen perinteisessä regressioanalyysissä antaa usein virheellisiä tuloksia. Eräs epästationaarisuuden aiheuttama haitta on näennäisregressio (spurious regression). Tällöin regressioanalyysistä saatavat tulokset saattavat ilmaista kahden muuttujan välille tilastollisesti merkitsevää suhdetta, jota ei oikeasti ole (Harris 1995, 14).

Epästationaariset muuttujat on mahdollista saada stationaariseksi differoimalla ne kerran tai useammin. Differoinnissa muuttujasta y_t vähennetään edellisen ajankohdan havainto y_{t-1} . Differointimenettelyn ongelmana on kuitenkin, että samalla saatetaan menettää tarkasteltavaan aikasarjaan liittyvää informaatiota. Kun epästationaarinen aikasarja saadaan stationaariseksi differoimalla se kerran, sanotaan sen olevan integroitunut asteella 1. Tällaista aikasarjaa merkitään $I(1)$. Jos alkuperäinen aikasarja täytyy differoida kaksi kertaa, jotta siitä tulee stationaarinen, sanotaan sen olevan integroitunut asteella 2, jota merkitään $I(2)$. Yleisesti ilmaisten, jos aikasarja täytyy differoida d kertaa, se on integroitunut asteella d eli $I(d)$. Näin ollen aikasarja, joka on integroitunut yhdellä tai useammalla asteella, on epästationaarinen. Jos $d = 0$, kyseessä on

stationaarinen prosessi $I(0)$ (Gujarati 1995, 718 - 719). Tutkimuksen loppuosassa termejä stationaarinen prosessi ja $I(0)$ -prosessi käytetään toistensa synonyymeina.

3.2 Yksikköjuuritestit

Ekonometrisessa mallinnuksessa saattaa ilmetä ongelmia, jos regressioanalyysi tehdään epästationaarisille muuttujille. Tämän ongelman ratkaisemiseksi täytyy ensin tunnistaa kyseisten aikasarjojen integroituvuusaste. Boxin ja Jenkinsin menetelyssä stationaarisuuden astetta tutkitaan visuaalisesti korrelogrammia tarkastelemalla. Uudempi menetely stationaarisuuden testaamiseksi on yksikköjuuritesti. Se on muodollinen tilastotieteellinen testi ja vastine korrelogrammin visuaaliselle tarkastelulle (Maddala & Kim 1998, 47).

3.2.1 Yksikköjuuriprosessi

Ennen yksikköjuuritestien esittelemistä käydään läpi yksikköjuuriprosessin käsite. Yksikköjuuriprosessia voidaan helpoiten havainnollistaa ensimmäisen asteen autoregressiivisellä mallilla eli AR(1)-mallilla:

$$(6) \quad y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

jossa virhetermi u_t oletetaan olevan valkoisen kohinan prosessi. Valkoisen kohinan oletuksiin kuuluu, että sen odotusarvo ja varianssi ovat vakiota, eikä autokorrelaatiota esiinny. Jos edellisen yhtälön kerroin $\rho = 1$, kohtaamme niin sanotun yksikköjuuriongelman. Tällöin stokastisella muuttujalla y_t sanotaan olevan yksikköjuuri. Yksikköjuuren omaavaa aikasarjaa kutsutaan myös satunnaiskulun (random walk) malliksi, joka on esimerkki epästationaarisesta aikasarjasta (Gujarati 1995, 718).

Satunnaiskulkumallin epästationaarisuus voidaan todistaa esimerkiksi siten, että kirjoitetaan yhtälö (6) muodossa $y_t = y_{t-1} + u_t$ (koska $\rho = 1$). Muuttujan y arvo hetkellä t koostuu siis muuttujan arvosta hetkellä $t-1$ sekä satunnaisesta shokista u_t . Oletetaan että halutaan ennustaa satunnaiskulun mallilla periodin $t+1$ arvoa. Tällöin

$$(7) \quad \hat{y}_{t+1} = y_t + E(u_{t+1}) = y_t$$

Vastaavasti periodin $t+2$ ennuste on

$$(8) \quad \begin{aligned} \hat{y}_{t+2} &= E(y_{t+1} + u_{t+2}) \\ &= E(y_t + u_{t+1} + u_{t+2}) = y_t \end{aligned}$$

Yhtäläisesti, ennusteen arvo l :n periodin päähän on myös y_t . Vaikka ennusteen \hat{y}_{t+l} arvo pysyy vakiona aikajakson l pituudesta riippumatta, ennustevirheen varianssi kasvaa l :n kasvaessa. Ensimmäisen periodin ennustevirhe voidaan esittää seuraavasti

$$(9) \quad \begin{aligned} e_1 &= y_{t+1} - \hat{y}_{t+1} \\ &= y_t + u_{t+1} - y_t = u_{t+1} \end{aligned}$$

jonka varianssi on $E(u_{t+1}^2) = \sigma_u^2$. Toisen periodin ennustevirhe on

$$(10) \quad \begin{aligned} e_2 &= y_{t+2} - \hat{y}_{t+2} \\ &= y_t + u_{t+1} + u_{t+2} - y_t = u_{t+1} + u_{t+2} \end{aligned}$$

jonka varianssi on

$$(11) \quad E[(u_{t+1} + u_{t+2})^2] = E(u_{t+1}^2) + E(u_{t+2}^2) + 2E(u_{t+1}u_{t+2})$$

Koska virhetermit u_{t+1} ja u_{t+2} ovat riippumattomia toisistaan, kolmas termi yhtälössä (11) on nolla ja ennustevirheen varianssi on näin ollen $2\sigma_u^2$. Vastaavasti periodin l ennustevirheen varianssi on $l\sigma_u^2$. Virhetermin varianssi on siis riippuvainen ajasta eli satunnaiskulun malli on epästationaarinen prosessi (Pindyck ja Rubinfeld 1998a, 490–491).

Satunnaiskulkumalli on siis esimerkki epästationaarisesta prosessista. Voidaan kuitenkin osoittaa, että satunnaiskulkumallin ensimmäiset differenssit eli erotukset muodostavat stationaarisen prosessin. Sen todistamiseksi esitetään yhtälö (6) seuraavassa muodossa:

$$(12) \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \\ &= \gamma Y_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

jossa $\gamma = (\rho - 1)$ ja Δ on niin sanottu differenssioperattori eli $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$.

Jos kyseessä on satunnaiskulun malli, niin $\rho = 1$ eli $\gamma = 0$, jolloin yhtälö (12) voidaan kirjoittaa

$$(13) \quad \Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = u_t$$

Yhtälöstä (13) huomataan, että satunnaiskulun prosessin ensimmäiset differenssit u_t muodostavat stationaarisen aikasarjan, koska u_t oletetaan täysin satunnaiseksi (Gujarati 1995, 732–733).

3.2.2 Dickeyn ja Fullerin testi

Yksikköjuuren testaamiseen on olemassa monia eri testejä. Yksi yleisimmistä testeistä on Dickeyn ja Fullerin testi (DF-testi). DF-testin nollahypoteesina on, että aikasarja sisältää yksikköjuuren eli on epästationaarinen. Vastahypoteesina on siis, että aikasarja on stationaarinen. Yksinkertaisimmassa muodossaan DF-testissä estimoidaan yhtälöä:

$$(14) \quad y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

joka voidaan esittää myös muodossa

$$(15) \quad \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t$$

Jos merkitään $(\rho - 1) = \gamma$, niin yhtälö (15) voidaan esittää myös seuraavasti

$$(16) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t$$

Kussakin yhtälössä virhetermin u_t oletetaan olevan riippumattomasti ja identtisesti jakautunut (independently and identically distributed, *IID*), jonka odotusarvo ja varianssi ovat vakioita. Kumpi tahansa yhtälöistä (14) tai (15) on sovellettavissa testaamiseen nollahypoteesilla $H_0 : \rho = 1$ ja vastahypoteesilla $H_1 : \rho < 1$. Jälkimmäisen yhtälön (16) etuna on, että sillä voidaan testata nollahypoteesia $H_0 : (\rho - 1) = \gamma = 0$, jonka vastahypoteesi on $H_1 : \gamma < 0$. Sen käyttäminen myös yksinkertaistaa testaamista jos kyseessä on monimutkaisempi AR(p)-prosessi (Harris 1995, 28 – 29).

Tavallisesti hypoteeseja testataan normaalilla t-testillä. Epästationaarisuuden tapauksessa testiarvot eivät kuitenkaan noudata perinteistä t-testijakaumaa. Tämän vuoksi Dickey ja Fuller ovat luoneet Monte Carlo -simulaatiotekniikalla kriittiset DF-testiarvot, jotka ottavat huomioon yksikköjuuren olemassa olon (Harris 1995, 29). Dickeyn ja Fullerin taulukoimia kriittisiä testiarvoja on myöhemmin tarkentanut myöhemmin muun muassa MacKinnon (MacKinnon 1991, 267 - 276). Useimmissa ekonomisissa ohjelmissa nämä kriittiset testiarvot tarjotaan valmiina eikä niitä tarvitse erikseen tarkistaa taulukoista (Harris 1995, 32).

Testattaessa yksikköjuurta yhtälöllä (16) on oletuksena, että testattavan aikasarjan odotusarvo on nolla eikä siihen kuulu deterministisiä komponentteja. Malliin voidaan kuitenkin lisätä esimerkiksi vakio (17) tai vakio ja lineaarinen aikatrendi (18).

$$(17) \quad \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t$$

$$(18) \quad \Delta y_t = \alpha + \delta t + \gamma y_{t-1} + u_t$$

Edellä esitetyillä kolmella regressioyhtälöllä on erona ainoastaan deterministiset elementit α ja δt . Ensimmäinen yhtälö (16) on puhdas satunnaiskulun malli, toisessa (17) on lisänä vakiotermin ja kolmannessa (18) on mukana sekä vakiotermin että lineaarinen aikatrendi. Kaikissa kolmessa yllämainitussa regressioyhtälössä on mielenkiin-

non kohteena parametri γ . Jos $\gamma = 0$, aikasarjalla on yksikköjuuri eli se on epästationaarinen. Metodologia on täsmälleen sama riippumatta mitä yllä olevista kolmesta yhtälöstä estimoidaan. Täytyy kuitenkin ottaa huomioon, että DF-testien kriittiset arvot ovat riippuvaisia onko mukana vakio-termi ja/tai aikatrendi. Kuten useimmissa testeissä, kriittiset DF-testiarvot pienevät ostoskoon kasvaessa. Yksikköjuuren, vakion ja trendin kerrointen yhteismerkitysevyyttä voidaan testata F-testillä. Myös F-testin kriittiset arvot noudattavat DF-jakaumaa (Enders 1995, 221 – 223).

Testattavan mallin tulisi sisältää samat deterministiset komponentit, jotka oletetaan datan generoineen prosessinkin sisältävän. Jos mallista puuttuu siihen kuuluvia komponentteja, testien teho kärsii. Toisaalta myös malliin kuulumattomien komponenttien sisällyttäminen saattaa vääristää tuloksia. Determinististen komponenttien valinnassa voi käyttää hyväksi aikasarjan visuaalista tarkastelua tai teoreettisen taustaan pohjautuvaa harkintakykyä (Enders 1995, 258). Sopivan mallin valintaan on kehitetty myös erilaisia testitapoja. Esimerkiksi Perron (1998)² on kehittänyt jaksottaisen testitavan, joka perustuu turhien parametrien eliminoinnille. Estimointi aloitetaan yleisimmästä mallista (18). Jos nollahypoteesia ei voida hylätä yleisimmällä mallilla, jatketaan testausta rajoitetummalla mallilla. Testaus lopetetaan, kun nollahypoteesi epästationaarisuudesta voidaan hylätä (Harris 1995, 32).

3.2.3 Laajennettu Dickeyn ja Fullerin testi

Tavallisessa DF-testissä oletetaan, että testattava muuttuja y_t on peräisin yksinkertaisesta AR(1)-prosessista. Jos testattavan muuttujan y_t taustalla onkin todellisuudessa monimutkaisempi AR(p)-prosessi, on malli väärin spesifioitu. Tällöin mallin virhetermit ovat autokorreloituneita eivätkä normaalin DF-jakauman kriittiset arvot ole enää käypiä. Tavallisen DF-testin pohjalta on kehitetty laajennettu Dickeyn ja Fullerin testi (Augmented Dickey-Fuller-test, ADF-testi), jossa virhetermin autokorrelaatio eliminoidaan lisäämällä malliin viivästettyjä differenssitermejä.

ADF-testi voidaan johtaa tarkastelemalla p :n asteen autoregressiivistä prosessia, jota voidaan merkitä seuraavasti

$$(19) \quad y_t = \psi_1 y_{t-1} + \psi_2 y_{t-2} + \dots + \psi_p y_{t-p} + u_t$$

Sama yhtälö voidaan esittää myös muodossa

$$(20) \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= \psi^* y_{t-1} + \psi_1^* \Delta y_{t-1} + \psi_2^* \Delta y_{t-2} + \dots + \psi_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + u_t \\ &= \psi^* y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i^* \Delta y_{t-i} + u_t \end{aligned}$$

jossa $\psi^* = (\psi_1 + \psi_2 + \dots + \psi_p) - 1$. Jos nollahypoteesi $\psi^* = 0$ on voimassa, sisältää aikasarja y_t yksikköjuuren. Nollahypoteesia testataan tavallisen DF-testin tapaan eli ADF-testistä laskettua t -arvoa verrataan DF-testijakauman kriittisiin arvoihin (Harris

² Perron, P. (1998) Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297 – 332.

1995, 33). Myös ADF-testissä malliin voidaan sisällyttää deterministisiä komponentteja. Tällöin malli voidaan esittää seuraavasti

$$(21) \quad \Delta y_t = \psi^* y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i^* \Delta y_{t-1} + \mu + \gamma + u_t$$

Viivästettyjen differenssitermien lukumäärä määräytyy usein empiirisesti. Käytettävä viivepituus tulisi olla riittävän suuri, jotta virhetermin autokorrelaatio saadaan poistetuksi. Toisaalta viivepituus tulisi valita säästeliäästi, koska liian suuri viivepituus vähentää testin tehoa. Viivepituuden valinnassa voidaan käyttää esimerkiksi Akaiken informaatiokriteeriä (AIC) tai Schwartzin bayesilaista informaatiokriteeriä (BIC). Hall³ (1994) on ehdottanut viivepituuden valintaan kahta eri menetelmää: joko aloittaa suuresta viivepituudesta ja vähentää viivepituutta järjestelmällisesti, kunnes viivepituus on tilastollisesti merkittävä tai aloittaa pienestä viivepituudesta ja siirtyy järjestelmällisesti suurempiin viivepituuksiin, kunnes viivepituus ei enää ole tilastollisesti merkittävä (Maddala & Kim 1998, 77 - 78).

Ng ja Perron⁴ (1995) ovat Monte Carlo-simulaatioihin perustuvissa testeissään vertailleet eri viivepituuden valintamenetelmiä. Tutkimuksensa perusteella he suosittelivat käyttämään Hallin menetelmää, jossa aloitetaan suuresta viivepituudesta siirtyen pienempään (Maddala & Kim 1998, 77). Aloitettava viivepituus on aina tapauskohtainen mutta apuna viivepituuden valinnassa voi käyttää esimerkiksi Schwertin kehittämää kaavaa:

$$(22) \quad k = \text{Int}\{c(T/100)^{1/d}\}$$

jossa k on valittava viivepituus, T havaintojen kokonaismäärä Schwert suosittelee käytettäväksi vakioita $c = 12$ ja $d = 4$ (Schwert 1998, 151).

3.2.4 Kausittaisuus yksikköjuuren testaamisessa

Monissa talouteen liittyvissä aikasarjoissa ilmenee kausittaista vaihtelua. Empiriassa käytettävät aikasarja-aineistot voivat olla kausipuhdistettuja tai kausipuhdistamattomia. Useimmiten suositellaan käytettäväksi kausivaikutuksesta puhdistamattomia aikasarjoja, sillä kausipuhdistukseen käytettävät menetelmät saattavat aiheuttaa vääristymiä aineiston ominaisuuksiin. Kausipuhdistetun aineiston käyttö saattaa erityisesti aiheuttaa nollahypoteesina olevan epästationaarisuuden hylkäämisen harvemmin kuin todellisuudessa pitäisi (Harris 1995, 42).

Joidenkin muuttujien kohdalla voimakas kausittainen vaihtelu aiheuttaa suurimman osan datan kokonaisvaihtelusta, joten on tärkeää ottaa tämä kausittainen vaihtelu huomioon mallintamisessa. Kausittainen vaihtelu voi olla peräisin stationaarisista kausittaisista prosesseista. Tällöin mallintamisessa käytetään yleensä kausittaisia dummy-muuttujia, jotka sallivat jonkinasteista vaihtelua kausikäyttäytymisessä. Kausittainen

³Hall, A. (1994) Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461-470.

⁴Ng, S. – Perron, P. (1995) Unit Root Tests in ARMA Models With Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of American Statistical Association*, 90, 268-281.

vaihtelu saattaa olla myös epästationaarista. Tällöin kausittainen käyttäytyminen muuttuu ja vaihtelee jatkuvasti ajan kuluessa. Tässä tapauksessa mallintamisessa ei voida käyttää kausittaisia dummy-muuttujia, vaan kyseiselle aikasarjalle täytyy suorittaa kausittainen differointi stationaarisuuden saavuttamiseksi. Kausittaiseen differointiin turvautuminen hankaloittaa analysointia huomattavasti, sillä esimerkiksi neljännesvuosittaisella aineistolla kausittaisella prosessilla on mahdollista olla neljä eri yksikköjuurta. Tämän havainnollistamiseksi tarkastellaan kausittaisesti differoitavaa neljännesvuosittaista dataa:

$$\Delta_4 y_t = (1 - L^4) y_t = y_t - y_{t-4}.$$

Edellisessä yhtälössä oleva tekijä $(1 - L^4)$ voidaan jakaa vielä tekijöihin seuraavasti:

$$\begin{aligned} (1 - L^4) &= (1 - L)(1 + L + L^2 + L^3) \\ &= (1 - L)(1 + L)(1 + L^2) = (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL) \end{aligned}$$

jossa kukin yksikköjuuri kohdistuu tietylle kausittaisuuden jaksolle (Harris 1995, 42). Edellisissä yhtälöissä merkintä L viittaa viiveoperaattoriin, joka määritellään seuraavasti: $L^i y_t \equiv y_{t-i}$ (Enders 1995, 45).

Osbornen britannialaisella aineistolla tekemän tutkimuksen mukaan ainoastaan viisi kappaletta kolmestakymmenestä makrotalouteen liittyvästä aikasarja-aineistosta vaati kausittaisen differoinnin stationaarisuuden saavuttamiseksi. Toisin sanoen ainakaan makrotaloudellisten aikasarjojen kohdalla ei kausittaista yksikköjuurta ilmene kovin usein (Osborn 1993, 300).

3.2.5 Rakennemuutos ja yksikköjuuren testaus

Yksikköjuuritestauksessa on myös otettava huomioon mahdolliset rakennemuutokset. Rakennemuutoksella tarkoitetaan muuttujan pysyvälouenteista tasomuutosta tai muutosta deterministisen trendin suhteen. Rakennemuutoksen huomioimatta jättäminen heikentää yksikköjuuritestien luotettavuutta, jolloin testien perusteella saatetaan päätyä virheellisesti yksikköjuuren hyväksymiseen, vaikka todellisuudessa kyseessä olisi-kin stationaarinen prosessi (Harris 1995, 40).

Rakennemuutoksen aiheuttaman ongelman ratkaisemiseksi on ehdotettu monenlaisia ratkaisuja riippuen osin siitä, onko rakennemuutoksen ajankohta etukäteen tarkkaan selvillä vai ei. Jos ajankohta on etukäteen selvillä, voidaan ongelma ratkaista esimerkiksi sisällyttämällä dummy-muuttujia ADF-testiin (Harris 1995, 40). Toinen yksinkertainen menetelmä yksikköjuuritestaukseen on jakaa aineisto kahteen eri osaan ja suorittaa yksikköjuuren testaus normaalisti kummallekin osiolle. Tämän menetelmän ongelmana on käytettävien vapausasteiden väheneminen (Enders 1995, 245). Yleisemmälläkin tasolla empiirisen aineiston pienuus luonnollisesti heikentää yksikköjuuritestien luotettavuutta (Harris 1995, 39).

Aina rakennemuutoksen ajankohta ei kuitenkaan ole tiedossa etukäteen. Tällaisten tapausten varalle on olemassa laaja joukko erilaisia testejä, joista monet pohjautuvat rekursiiviseen tai jaksoittaiseen lähestymistapaan. Rekursiivisissa testeissä testiarvot lasketaan alaotoksille (subsample) $t = 1, \dots, m$, jossa $m = m_0, \dots, T$. Jälkimmäisessä yhtälössä m_0 on aloitusarvo ja T koko ajanjakson otoskoko. Alaotoksen kokoa siis kasvatetaan yksi havainto kerrallaan, kunnes koko otos on käytössä. Jaksoittaisessa lähestymistavassa käytetään koko otosta, mutta mahdollista rakennemuutoksen ajan-

kohtaa yritetään etsiä siirtämällä dummy-muuttujien alkamisajankohtaa (Maddala & Kim 1998, 401).

Rakennemuutoksen ajankohdan etsiminen rekursiivisella tai jaksottaisella tavalla on usein melko työlästä. Useimmiten rakennemuutoksen aiheuttajasta on olemassa jonkinlaista ennakkotietoa. Rakennemuutoksen taustalla voi olla esimerkiksi merkittävä poliittinen päätös tai muu huomattava tapahtuma. Tällainen ennakkotieto rakennemuutoksen ajankohdasta kannattaa hyödyntää, sillä tällöin rakennemuutoksen etsimiseen ei tarvitse käyttää koko ajanjaksoa (Maddala & Kim 1998, 398).

3.3 Yhteisintegraatio ja sen testaaminen

3.3.1 Yhteisintegraatio

Kahden tai useamman epästationaarisen muuttujan lineaarikombinaatiot ovat usein epästationaarisia. Jos kuitenkin epästationaaristen muuttujien välillä on löydettävissä stationaarinen lineaarikombinaatio, sanotaan muuttujien olevan yhteisintegroituneita. Ajatellaan kahta muuttujaa y_t ja x_t , jotka molemmat ovat $I(d)$. Yleensä mitkä tahansa näiden kahden muuttujan lineaariset yhdistelmät ovat myös $I(d)$. Jos on kuitenkin olemassa sellainen vektori β , että regression virhetermi ($u_t = y_t - \beta x_t$) on integroitunut alemmaa astetta, $I(d-b)$, jossa $b > 0$, sanotaan y_t :n ja x_t :n olevan yhteisintegroituneita. Tätä merkitään $CI(d,b)$. Jos esimerkiksi y_t ja x_t ovat molemmat $I(1)$ ja $u_t \sim I(0)$, ovat nämä kaksi muuttujaa yhteisintegroituneet asteella $CI(1,1)$ (Engle & Granger 1987, 253 - 254). Käytännössä tämä tarkoittaa, että x_t ja y_t eivät ajan kuluessa ajaudu kovin kauaksi toisistaan. Näin ollen niiden välillä vallitsee pitkän aikavälin tasapainosuhte. Jos x_t ja y_t eivät ole yhteisintegroituneita eli $y_t - \beta x_t = u_t$ on $I(1)$, niin ne käyttäytyvät ajan kuluessa toisistaan riippumattomasti. Tällöin muuttujien x_t ja y_t regressio tuottaa virheellisiä tuloksia. Edellä on käsitelty ainoastaan kahden muuttujan tapausta. Yhteisintegraatiota voi kuitenkin ilmetä myös useamman kuin kahden muuttujan kesken (Maddala & Kim 1998, 26).

Yhteisintegraation voidaan tulkita siis olevan muuttujien välinen pitkän aikavälin tasapainosuhte. Lyhyellä aikavälillä muuttujat voivat väliaikaisesti poiketa tästä tasapainosta. Virhetermi u_t voidaan tulkita poikkeamaksi tasapainotilasta hetkellä t . Yhteisintegraatiota lähellä oleva käsite on virheenkorjausmekanismi (error correction mechanism, ECM). Sen avulla voidaan tarkastella yhteisintegroituneiden muuttujien lyhyen aikavälin dynamiikkaa (Harris 1995, 22 - 24).

On olemassa erilaisia näkemyksiä siitä, pitäisikö yhteisintegraatiotestit suorittaa pareittain vai monimuuttujamallina useamman muuttujan kesken. Joidenkin näkemysten mukaan (esim. Asche ym. 1999, 572) testit voidaan tehdä pareittain. Tämän näkökulman mukaan muuttujien täytyy yhteisintegroitua myös pareittain jos ne yhteisintegroituivat ollessaan osana monimuuttujamallia. Toisen näkökulman mukaan (esim. Maddala & Kim 1998, 234) pareittaisia testejä ei pitäisi tehdä jos muuttujia on useampia, sillä pois jätetyt muuttujat saattavat vääristää yhteisintegraatiotestin tuloksia.

Yhteisintegraation testaamiseen on kaksi keskeistä menetelmää. Englen ja Grangerin metodologiassa selvitetään ovatko residuaalit stationaarisia. Johansenin menetelmä soveltaa suurimman uskottavuuden (maximum likelihood) menetelmää vektoriautoregressiiviseen (VAR) malliin.

3.3.2 Englen ja Grangerin menetelmä

Engle ja Granger ovat esittäneet suoraviivaisen menettelytavan, jolla voidaan tutkia ovatko kaksi $I(1)$ muuttujaa yhteisintegroituneet. Määritelmän mukaan yhteisintegroituvuus edellyttää, että muuttujien integroituneisuuden asteiden pitää olla samat. Näin ollen ensimmäisessä vaiheessa täytyy tutkia muuttujien integroituneisuuden astetta. Tämä voidaan suorittaa esimerkiksi edellä kuvatulla ADF-testillä. Mikäli muuttujat ovat stationaarisia, on tarpeetonta edeltä pidemmälle, koska näihin sarjoihin voidaan soveltaa perinteisiä aikasarjamenetelmiä. Jos taas aikasarjojen integraatioasteet ovat erisuuret, voidaan päätellä, että aikasarjat eivät ole yhteisintegroituneet (Enders 1995, 373 - 374).

Jos edellisen perusteella päädytään siihen, että sekä $y_t \sim I(1)$ ja $z_t \sim I(1)$, niin seuraavaksi estimoidaan pitkän aikavälin tasapainorelaatio

$$(23) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$$

Jos sarjat ovat yhteisintegroituneet, niin pienimmän neliösumman estimointi (PNS) tuottaa supertarkentuvan estimaatin yhteisintegroituvuusparametreille β_0 ja β_1 . Supertarkentuvuus tarkoittaa, että β_0 :n ja β_1 :n estimaatit konvergoituvat nopeammin kuin stationaaristen muuttujien PNS-estimoinnissa. Merkitään edellisen regression residuaalisarjaa $\{\hat{e}\}$:llä. Jos nämä poikkeamat pitkän aikavälin tasapainosta ovat stationaarisia, niin y_t ja z_t ovat yhteisintegroituneita astetta (1,1). Stationaarisuuden testaamiseen voi jälleen käyttää DF- tai ADF-testiä. Residuaalisarjan stationaarisuuden testaamiseen ei voida kuitenkaan käyttää normaalia DF-testijakaumaa, koska todellista virhettä e_t ei tunneta vaan ainoastaan sen estimaatti \hat{e} (Enders 1995, 374–375). Testaamiseen voidaan käyttää esimerkiksi MacKinnonin (1991) luomia kriittisiä arvoja (Harris 1995, 54).

Jos muuttujat ovat yhteisintegroituneet, niin regression residuaaleja voidaan käyttää virheenkorjausmallin estimoinnissa. Jos y_t ja z_t ovat $CI(1,1)$, niin muuttujilla on virheenkorjausesitys:

$$(24) \quad \Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y (y_{t-1} - \hat{\beta}_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{y_t}$$

$$(25) \quad \Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z (y_{t-1} - \hat{\beta}_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{z_t}$$

joissa $\hat{\beta}_1$ on normalisoidun yhteisintegroituvuusvektorin parametri, ε_{y_t} ja ε_{z_t} ovat valkoisen kohinan virhetermejä (jotka voivat olla keskenään korreloituneita) ja α_1 , α_2 , α_y , α_z , $\alpha_{11}(i)$, $\alpha_{12}(i)$, $\alpha_{21}(i)$ ja $\alpha_{22}(i)$ ovat parametreja (Enders 1995, 375–376).

Lopuksi Englen ja Grangerin menetelmässä tulee arvioida mallin riittävyys. Mallin riittävyden arviointiin on useita vaihtoehtoisia menettelytapoja. Ensinnäkin on tutkittava tarkasti, ovatko virheenkorjausmallin residuaalit valkoista kohinaa. Mikäli residuaalit ovat autokorreloituneita, viivepituudet voivat olla liian lyhyet. Toisekseen sopeutusparametreilla α_y ja α_z on erityistä mielenkiintoa, koska niillä on mallin dynamiikkaan liittyviä tärkeitä implikaatioita. Jos esimerkiksi α_z on nolla, z_t :n dynamiikka ei sopeudu lainkaan poikkeamaan pitkän aikavälin tasapainosta hetkellä

$(t - 1)$. Jotta muuttujat olisivat yhteisintegroituneita, α_y :n ja/tai α_z :n tulisi olla nol-
lasta poikkeava (Enders 1995, 376–377).

Englen ja Grangerin menetelmä on helposti sovellettavissa mutta se sisältää kuitenkin
muutamia huomattavia rajoituksia. Pitkän aikavälin tasapainorelaation estimoinnissa
edellytetään, että yksi muuttujista valitaan yhtälön vasemmalle puolelle selitettäväksi
ja muut muuttujat ovat yhtälön oikealla puolella selittäjinä. Käytännössä tämä johtaa
usein tilanteeseen, jossa yhden muuttujan ollessa vasemmalla puolella yhteisintegro-
ituneisuus todetaan, mutta muuttujien järjestystä muutettaessa yhteisintegroituvuus hy-
lätään. Tällainen ominaisuus ei luonnollisesti ole toivottavaa. Toinen menetelmän ra-
joitus perustuu siihen, että estimoinnissa turvaudutaan kaksivaiheiseen menetelmään.
Ensimmäisessä vaiheessa generoidaan virhesarja $\{e_t\}$ ja toisessa vaiheessa tätä sarjaa
käytetään estimoidessa virhesarjan differenssien mallia $\Delta \hat{e} = a_1 \hat{e}_{t-1} + \dots$. Täten kaik-
ki ensimmäisessä vaiheessa tehdyt virheet periytyvät myös toiseen vaiheeseen (Enders
1995, 385).

3.3.3 Johansenin menetelmä

Johansen (1988)⁵ on kehittänyt menetelmän, joka pystyy välttämään edellä mainitut
Englen ja Grangerin menetelmän heikkoudet. Johansenin menetelmä soveltaa suu-
rimman uskottavuuden (maximum likelihood) menetelmää vektoriautoregressiiviseen
(VAR) malliin. Sen avulla voidaan eliminoida kaksivaiheinen menettely sekä useam-
pia yhteisintegraatiovektoreita voidaan estimoida ja testata yhtä aikaa. Lisäksi voidaan
testata myös yhteisintegraatiovektoreille asetettuja rajoituksia sekä sopeutumispara-
metreja (Enders 1995, 385).

Johansenin menetelmään tutustumiseksi määritellään aluksi vektori z_t , joka koostuu n
kappaleesta endogeenisia muuttujia. Tällöin z_t voidaan mallintaa rajoittamattomaksi
VAR-malliksi, joka koostuu z_t :n viivästetyistä arvoista viivepituuteen k saakka (Har-
ris 1995, 77). Yhteisintegraatiotestien yhteydessä viivepituuden valinnasta ei ole käyty
yhtä vilkasta keskustelua kuin ADF-testien osalta. Viivepituuden valinnassa voidaan
kuitenkin noudattaa samoja käytäntöjä kuin ADF-testien yhteydessä (Maddala & Kim
1998, 164).

Johansenin menetelmän taustalla vallitseva VAR-malli voidaan esittää yhtälömuodos-
sa seuraavasti:

$$(26) \quad z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t$$

jossa z_t on endogeenisista muuttujista koostuva $(n \times 1)$ -matriisi, kukin A_i on para-
metreista koostuva $(n \times n)$ -matriisi, ja k on viivepituus. Tämän tyyppistä VAR-mallia
on tyypillisesti käytetty estimoidaan yhteisesti endogeenisten (jointly endogenous)
muuttujien dynaamisia riippuvuuksia ilman ennalta asetettuja rajoituksia. Näillä rajoi-
tuksia tarkoitetaan esimerkiksi tiettyjä rakenteellisia riippuvuussuhteita ja/tai tiettyjen
joidenkin muuttujien eksogeenisuutta (Harris 1995, 77).

Malliin voidaan sisällyttää myös deterministisiä komponentteja, kuten vakio-
muuttujia ja kausimuuttujia (Johansen 1995, 11). Kun malliin (26) lisätään vakio-
termi (A_0) ja dummy-muuttuja (D_t), voidaan yhtälöä ilmaista seuraavasti

⁵ Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dy-
namics and Control*, 12, 231-254.

$$(27) \quad z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \Psi D_t + u_t$$

Muuntamalla yhtälöä (27) saadaan se vektorivirheenkorjausmuotoon (vector error-correction model, VECM):

$$(28) \quad \Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + u_t$$

jossa $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$), ja $\Pi = -(\mathbf{I} - A_1 - \dots - A_k)$. Määrittelemällä malli edellä esitettyssä VECM-muodossa saadaan Γ_i :n ja Π :n estimaattien avulla tietoa sekä lyhyen että pitkän aikavälin sopeutumisesta suhteessa z_t :ssa tapahtuviin muutoksiin. Yhtälössä (28) esiintyvä parametri Π voidaan esittää myös muodossa $\Pi = \alpha\beta'$ (Harris 1995, 77). Sekä α että β ovat $(n \times r)$ -ulotteisia matriiseja, joissa r on matriisin Π aste. Matriisi α koostuu niistä painotuksista, joilla kukin yhteisintegroituusvektori vaikuttaa VAR-mallin yhtälöihin. Näin ollen α :n voidaan katsoa olevan sopeutumisenopeuden parametreista koostuva matriisi (Enders 1995, 394). Matriisi β koostuu pitkän aikavälin kertoimista siten, että yhtälössä (28) esiintyvä termi $\beta' z_{t-k}$ edustaa enintään $(n-1)$ yhteisintegraatiosuhdetta monimuuttujamallissa, joka varmistaa että z_t konvergoituu kohti pitkän aikavälin tasapainotilaa (Harris 1995, 79).

Oletetaan vektorin z_t koostuu epästationaarisista $I(1)$ -muuttujista. Tällöin yhtälön (28) termit, jotka sisältävät tekijän Δz_{t-k} , ovat stationaarisia $I(0)$ -muuttujia. Lisäksi termin Πz_{t-k} täytyy olla stationaarinen, jotta virhetermi $u_t \sim I(0)$ olisi valkoisen kohinan prosessi. On olemassa kolme eri tapausta, jolloin vaatimus termin Πz_{t-k} stationaarisuudesta toteutuu. Ensimmäinen mahdollisuus on, että vektorin z_t kaikki muuttujat ovatkin stationaarisia. Tässä yhteydessä tätä tapausta ei voi pitää erityisen kiinnostavana, sillä tällöin näennäisregression ongelmaa ei esiinny ja mallintamiseen voidaan käyttää perinteistä VAR-mallia tasomuuttujilla. Toinen mahdollinen tapaus on, että yhteisintegraatiota ei ilmene ollenkaan. Tällöin ei ole olemassa z_t :n lineaarikombinaatioita, jotka ovat $I(0)$. Tästä johtuen Π on tällöin $(n \times n)$ -ulotteinen nollamatriisi. Tässä tapauksessa mallintaminen voidaan suorittaa käyttämällä muuttujien ensimmäisiä differenssejä VAR-malliin, jolloin malli ei sisällä pitkän aikavälin elementtejä. Kolmas mahdollinen tapaus, jolloin $\Pi z_{t-k} \sim I(0)$, esiintyy kun $\beta' z_{t-k} \sim 0$. Tässä tapauksessa β :ssa on $r \leq (n-1)$ yhteisintegroituusvektoria (eli r lineaarisesti riippumatonta saraketta) ja $(n-r)$ epästationaarista vektoria. Ainoastaan β :n yhteisintegroituusvektorit ovat merkitseviä, sillä muutoin Πz_{t-k} ei olisi $I(0)$. Käytännössä tämä merkitsee, että loput $(n-r)$ α :n sarakkeista on merkityksettömän pieniä eli käytännössä nollia. Matriisin β sisältämien yhteisintegroituusvektorien lukumäärän selvittäminen on siis ekvivalentti matriisin α nollasarakkeiden testaamiselle. Tästä johtuen yhteisintegraation testaaminen perustuu matriisin Π :n asteen tarkastelulle (Harris 1995, 79).

Tiivistäen, jos matriisilla Π on täysi asteluku (full rank) eli $r = n$ lineaarisesti riippumatonta saraketta, niin vektorin z_t kaikki muuttujat ovat $I(0)$. Jos taas Π :n asteluku on nolla, yhteisintegraatiosuhteita ei ole. Useasti Π :lla voi olla alennettu asteluku (reduced rank), jolloin on olemassa $r \leq (n-1)$ yhteisintegraatiovektoria (Harris 1995, 79).

Johansenin menetelmässä yhteisintegraatiovektoreiden lukumäärän testaamiseksi on kehitetty kaksi erilaista tilastollista testiä, jotka perustuvat suurimman uskottavuuden (maximum likelihood) lähestymistapaan. Trace-testissä hypoteesina on, että yhteisintegroituusvektoreita on enintään r kappaletta. Trace-testisuure saadaan yhtälöstä:

$$(29) \quad \lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Toinen testi on nimeltään suurimman ominaisarvon (maximum eigenvalue) testi. Sen nollahypoteesina on, että on olemassa r yhteisintegroituvuusvektoria. Vastahypoteesina on, että yhteisintegroituvuusvektoreita löytyy $r + 1$ kappaletta. Suurimman ominaisarvon testisuure saadaan laskettua yhtälöstä:

$$(30) \quad \lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Kummassakin yhtälössä T viittaa havaintojen lukumäärään ja $\hat{\lambda}_i$ (eigenvalue) on estimoitu ominaisarvo, joka on saatu estimoidusta Π -matriisista (Enders 1995, 391) Johansen ja Juselius (1990)⁶ ovat simulointikokeillaan luoneet kriittiset arvot molemmille testeille. He ovat tulleet tulokseen, että λ_{max} -testi on parempi (Maddala & Kim, 211–212).

Johansenin menetelmä on nykyisin käytetyimpiä menetelmiä yhteisintegraatioanalyysissä. Tässäkin menetelmässä on kuitenkin puutteita. Suurimpina ongelmina ovat testien herkkyyden viivepituuden suhteen sekä testitulosten vääristymät pienillä aineistoilla (Maddala & Kim 1998, 220). Tämän lisäksi Gonzalon ja Leen mukaan Johansenin menetelmällä on taipumus löytää virheellisiä yhteisintegraatiosuhteita (spurious cointegration) jos testattavat muuttujat ovat fraktionaalisesti integroituneet eli ne ovat $I(d)$, jossa d ei ole kokonaisluku. Tällöin muuttujat eivät ole täysin puhtaita $I(1)$ -muuttujia, ja niitä on vaikea erottaa oikeista $I(1)$ -muuttujista perinteisillä yksikköjuuritesteillä (Gonzalo & Lee 2000, 821 - 827).

3.3.4 Rajoitusten testaaminen

Johansenin menetelmän eräänä etuna on, että sillä voidaan testata parametreille α ja β asetettuja rajoituksia. Parametrien rajoituksilla on testattu monenlaisia hypoteeseja, mutta nyttemmin on keskitetty testaamaan pitkän aikavälin heikkoa eksogeenisuutta (Doornik & Hendry 2000, 227). Muuttujan sanotaan olevan heikosti eksogeeninen jos se vaikuttaa muiden systeemissä olevien muuttujien kehitykseen mutta muut muuttujat eivät vaikuta siihen (Hendry & Juselius 2001, 112).

Matriisi α sisältää tietoa sopeutumiskertoimista, joten heikon eksogeenisuuden testaus perustuukin matriisin α testaamiseen. Jos tutkittavat muuttujat koostuvat hinta-aikasarjoista, ja halutaan tutkia onko hinta i heikosti eksogeeninen, täytyy testata rajoitusta, jolla kaikki matriisin α vastaavaan sarakkeen parametrit ovat nollia. Esimerkiksi neljän yhteisintegraatiovektorin tapauksessa heikon eksogeenisuuden nollahypoteesi on $H_0 : \alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = 0$, kaikille i . Testiarvoja verrataan χ^2 -jakauman kriittisiin arvoihin. Jos nollahypoteesia ei voida hylätä jollekin muuttujalle i , niin kyseinen muuttuja on heikosti eksogeeninen. Tällöin pitkällä aikavälillä kyseinen muut-

⁶ Johansen, S. – Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

tuja määrää systeemin sisäisen hinnankehityksen ja muut muuttujat sopeutuvat sen mukaan (Asche ym. 1999, 576 - 577).

Yhtäläillä voidaan testata erilaisia hypoteeseja asettamalla rajoituksia pitkän aikavälin parametrille β . Myös tässä tapauksessa testi-arvoja verrataan χ^2 -jakauman kriittisiin arvoihin (Johansen 1995, 104). Asettamalla rajoituksia β -parametrille voidaan testata esimerkiksi yhden hinnan lain voimassa oloa. Kahden hinta-aikasarjan tapauksessa edellytyksenä on, että aikasarjojen on todettu yhteisintegroituvan ja tuotteiden näin ollen olevan samoilla markkinoilla. Tämän jälkeen yhden hinnan lakia voidaan testata tutkimalla onko $\beta' = (1, -1)'$. Jos usean tuotteen ryhmä on samoilla markkinoilla, täytyy kaikkien hintojen olla pareittaisesti yhteisintegroitunut. Näin ollen yhden hinnan lakia voidaan testata myös monimuuttujamallissa (Asche ym. 1999, 572). Jos yhteisintegraatiosuhde löytyy ja myös LOP on voimassa, suhteelliset hinnat pysyvät jatkuvasti vakioina ja markkinat ovat täysin integroituneet. Jos yhteisintegraatiosuhde löytyy mutta LOP ei ole voimassa, markkinat ovat osittain integroituneet ja tarkasteltavat tuotteet ovat osittaisia substituutteja (Nielsen 2003, 2).

3.3.5 Lyhyen aikavälin mallinnus

Johansenin menetelmällä saadaan estimoitua muuttujille (z_t) pitkän ajan tasapainotilaa kuvaavat yhteisintegraatiorelaatiot $\hat{\beta}' z_t$. Tämän lisäksi on mahdollista saada tietoa mallin lyhyen aikavälin dynamiikasta estimoimalla malli VECM-muodossa. Lyhyen mallin estimoinnissa mielenkiinto kohdistuu erityisesti virheenkorjaustermin kerrotimeen, joka ilmoittaa sopeutumisenopeuden, kun pitkän aikavälin tasapainotilasta ollaan poikettu (Harris 1995, 125).

Kun pitkän aikavälin yhteisintegraatiorelaatiot on saatu, voidaan ne sisällyttää VECM-malliin, jolloin tämä voidaan esittää muodossa

$$(31) \quad \Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \alpha(\hat{\beta}' z_{t-1}) + \psi D_t + u_t$$

jossa α on virheenkorjaustermin kerroin. Virheenkorjaustermi $\hat{\beta}' z_{t-1}$ on viivästetty termi pitkän aikavälin yhteisintegraatiorelaatiosta. Mahdollisimman vähäparametrisen mallin saamiseksi voidaan mallista tiputtaa pois tilastollisesti merkitsemättömät muuttujat pois jos mallin diagnostiikka ei tästä kärsi. Mallintamisessa voidaan käyttää normaaleja t - ja F -testijakaumia, sillä kaikki muuttujat mallissa (31) ovat stationaarisia (Harris 1995, 133 -134).

Heikosti eksogeenisillä muuttujilla termi α on tilastollisesti merkitsemätön. Eksogeenisuus voidaan myös todeta jo estimoimalla pitkän aikavälin relaatioita. Jos mallissa todetaan olevan eksogeenisiä muuttujia, voidaan ne jättää ainoastaan yhtälön selittävälle (oikealle) puolelle. Tällöin yhtälö (31) voidaan esittää seuraavasti

$$(32) \quad \Delta y_t = \Gamma_0 \Delta x_t + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \alpha(\hat{\beta}' z_{t-1}) + \psi D_t + u_t$$

jossa y_t viittaa endogeenisiin muuttujiin ja x_t eksogeenisiin muuttujiin. Jos esimerkiksi kahden muuttujan tapauksessa toinen muuttuja on eksogeeninen, estimoitavia VECM-yhtälöitä on vain yksi kappale. Tässäkin tapauksissa tilastollisesti merkitsemättömiä termejä voidaan pudottaa mallista pois (Harris 1995, 134 - 136).

3.3.6 Yhteisintegraatioanalyysin soveltaminen

Yhteisintegraatioanalyysi on suhteellisen tuore menetelmä. Sitä on kuitenkin jo ehditty soveltaa moniin erilaisiin tutkimusalueisiin, ja lisää soveltamisaloja syntyy jatkuvasti. Maddala ja Kim (1998, 233) ovat empiiristen tutkimusten katsauksessaan jaotelleet yhteisintegraatioanalyysia soveltavat yleisimmät tutkimusalueet kolmeen eri pääryhmään: markkinoiden tehokkuushypoteesin (market efficiency hypothesis, MEH) testaaminen, rahan pitkän aikavälin kysynnän testaaminen ja ostovoimapariteetin (purchasing power parity, PPP) testaaminen.

MEH:ta on testattu esimerkiksi valuuttamarkkinoiden tapauksessa. Jotta MEH on valuuttamarkkinoilla voimassa, eri valuuttojen spot-kurssit eivät saa yhteisintegroitua keskenään. Muutoin valuuttakurssia voidaan ennustaa jonkin toisen valuutan kurssilla ja markkinat eivät ole tällöin tehokkaat. MEH:n mukaan myöskään eri valuuttojen forward-kurssit eivät saa integroida keskenään mutta saman valuutan spot- ja forward-kurssien täytyy olla yhteisintegroituneita. Valuuttamarkkinoiden tehokkuushypoteesia ovat yhteisintegraatioanalyysillä tutkineet esimerkiksi MacDonald ja Taylor (1989)⁷ (Maddala ja Kim 1998, 234).

Toinen yleinen yhteisintegraatioanalyysin soveltamisalue on pitkän aikavälin taloudellisten riippuvuussuhteiden testaaminen. Näistä yleisiä ovat esimerkiksi rahan kysynnän mallintaminen. Rahan kysyntäfunktiota ovat estimoineet esimerkiksi Johansen ja Juselius (1990)⁶ käyttäen tanskalaista ja suomalaista aineistoa. Lisäksi yhteisintegraatioanalyysia on hyödynnetty paljon ostovoimapariteettiteorian testaamisessa. PPP:n mukaan kahden eri valtion valuuttakurssien suhde on sidoksissa näiden maiden hintatasojen suhteeseen. PPP:tä ovat empiirisesti tutkineet esimerkiksi Johansen ja Juselius (1992, 211 – 244). PPP on myös läheisesti yhteydessä yhden hinnan lakiin, jonka mukaan saman tuotteen hinta on sama kaikkialla maailmassa (Maddala ja Kim 1998, 236 – 240).

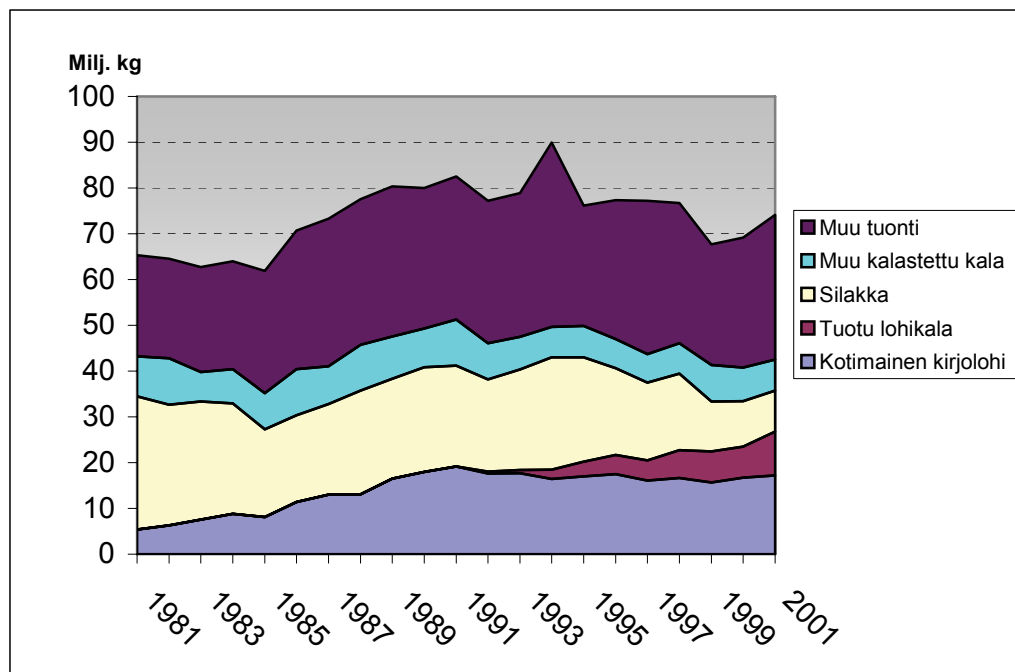
Tämän tutkimuksen empiirisessä osassa yhteisintegraatioanalyysia sovelletaan suomalaisten kalamarkkinoiden aineistoon. Kalamarkkinoidenkin osalta on olemassa runsaasti yhteisintegraatioanalyysia soveltavia tutkimuksia, joista monet perustuvat yhden hinnan lain tutkimiseen. Eri alueiden välistä integraatiota ovat tutkineet esimerkiksi Gordon ja Hanneson (1996). Markkinoiden integroituneisuutta on myös tutkittu maantieteellisesti rajatun alueen sisällä eri tuotteiden kesken. Tällaisia kalamarkkinoiden näkökulmasta tehtyjä tutkimuksia eri lajien välisistä yhteyksistä ovat tehneet esimerkiksi Gordon ym. (1993) sekä Jaffry ym. (1998). Myös suomalaisella kalamarkkina-aineistolla on tehty tutkimuksia. Esimerkiksi Setälä ym. (2002) ovat tutkineet suomalaisen kalastetun lohen, kasvatetun kirjolohen ja norjalaisen tuontilohen välistä kilpailua.

⁷ MacDonald, R. – Taylor, M.P. (1989) Foreign Exchange Market Efficiency and Cointegration. *Economic Letters*, 29, 63 – 68.

4. Suomen kalamarkkinat

4.1 Johdatus Suomen kalamarkkinoihin

Kaupallinen kalan kokonaistarjonta oli Suomessa vuonna 2000 yli 200 miljoonaa kiloa, jonka arvo tuottaja- ja tuontihinnoin oli noin 200 miljoonaa euroa. Ihmisravinnoksi tarkoitettua kalaa tästä määrästä on vajaa puolet (kuvio 1). Vuonna 2000 tuodun kalan osuus oli yli puolet ihmisravinnoksi tarkoitettun kalan kokonaismarkkinoista. Kotimaisen kasvatetun kalan osuus oli runsas 20 %, silakan ja muiden saaliskalojen osuus noin 10 %. Tämän lisäksi vapaa-ajankalastajien saalis oli noin 48 miljoonaa kiloa. Jäljempänä keskitytään kuitenkin tarkastelemaan ainoastaan kaupallista tarjontaa.



Kuva 1. Ihmisravinnoksi tarkoitettun kalan markkinakehitys vuosina 1981–2001.

Suurin osa Suomen ammattikalastuksesta on keskittynyt merialueille. Vuonna 2000 merialueen ammattikalastajarekisterin mukaan Suomessa oli noin 2700 ammattikalastajaa. Heidän saaliinsa oli noin 110 miljoonaa kiloa, arvoltaan lähes 24 miljoonaa euroa. Kaksi kolmasosaa saaliista on silakkaa. Silakka on halvan hintaluokan laji ja suurin osa siitä meneekin rehuksi. Muita merkittäviä lajeja ovat muun muassa kilohaili, turska, siika, lohi, kuha ja ahven. Hinnaltaan arvokkaita lajeja ovat mm. siika, turska, kilohaili, lohi ja kuha (RKTL 2001, 12 - 23). Sisävesialueilla vuosittainen ammattikalastuksen saalis oli 1990-luvun lopulla noin 4,5 miljoonaa kiloa ja sen arvo noin kuusi miljoonaa euroa. Saaliista noin puolet ja sen arvosta kaksi kolmasosaa on muikkua. Muita arvoltaan tärkeitä saalislajeja ovat siika, kuha ja ahven (RKTL 2001, 45 - 49).

Viljellyn ruokakalan määrä on kasvanut huomattavasti 1980-luvun alusta. Kasvatettu kala on lähes yksinomaan kirjolohta. 2000-luvun vaihteessa kasvatetun kalan määrä

oli noin 15 miljoonaa kiloa vuodessa, arvoltaan lähes 50 miljoonaa euroa. Suurimmi- laan tuotanto oli vuonna 1991, jolloin kasvatetun kalan määrä oli yli 19 miljoonaa ki- loa (RKTL 2001, 53 - 55).

Vuonna 2000 Suomeen tuotiin kalaa ja kalatuotteita 82 miljoonaa kiloa, jonka arvo oli 124 miljoonaa euroa. Ihmisravinnoksi tuotujen tuotteiden osuus oli 36 miljoonaa ki- loa, arvoltaan 110 miljoonaa euroa. Tärkein tuontimaa oli Norja, jonka osuus koko- naistuonnista oli 43 %. Norjasta tuodaan eniten tuoretta merilohta, pakastefileitä ja ka- lavalvisteita. Viime vuosina etenkin tuoreen norjalaisen lohien tuonti on lisääntynyt huomattavasti (RKTL 2001, 96). Viennin osuus on pieni. Vuonna 2000 Suomesta vie- tiin kalaa ja kalatuotteita reilut 16 miljoonaa kiloa, arvoltaan noin 17 miljoonaa euroa. Suurin osa viennistä on ihmisravinnoksi tarkoitettuja tuotteita. Tärkeimmät vientimaat ovat Japani ja Venäjä (RKTL 2001, 96 - 103).

1990-luvulla tapahtunut kalakaupan vapautuminen ja kansainvälistyminen vaikuttivat merkittävästi Suomen kalamarkkinoihin. Suomen liittyttyä Euroopan Unionin jäseneksi vuonna 1995 kalaelinkeinon täytyi nopeasti sopeutua sekä EU:n yhteiseen kalastuspo- litiikkaan että yhteismarkkinoihin. Efta-maiden tuorekalaa koskevat tullit poistettiin lohta ja silakkaa lukuun ottamatta jo vuonna 1990. Tuoreen silakan ja lohien tuontia vapautettiin vähitellen, kunnes vuonna 1995 EU-jäsenyyden alkaessa tuoreen lohien ja silakan kauppa vapautui kokonaan. Kaupan vapautuminen ei koskenut pelkästään mui- ta EU-maita vaan myös tuonti Norjasta vapautui. Norjasta tuodun lohikalan osuus kasvoi nopeasti (ks. kuvio 1). Samaan aikaan perinteisen silakan osuus pienentyi huomattavasti (Setälä 2002, 9). EU:ssa arvonlisävero kohdistui myös alkutuotantoon, minkä vuoksi kalastajat joutuivat maksamaan 17 %:n arvonlisäveroa myymästään ka- lasta. Arvonlisäveron lopullista vaikutusta hintoihin on vaikea arvioida, sillä kalastajat voivat vähentää maksamansa arvonlisäveron omassa verotuksessaan. Vuoden 1995 alusta lähtien kalastajille maksetut tuottajahinnat on tilastoitu arvonlisäverottomana, mikä ei täysin vastaa aikaisempia hintoja.

4.2 Tarkastelu kalalajeittain

Seuraavaksi tarkastellaan kalalajeittain lohta, taimenta, siikaa, ahventa, kuhaa, haukea, lahnaa ja muikkua, jotka ovat mukana myöhemmin tehtävissä empiirisissä testeissä. Mukaan on valittu ne lajit, joista on saatavilla kattavat hinta-aikasarjat tutkittavalta ajanjaksolta. Saalismäärältään suurin laji silakka on jätetty tarkastelusta pois, koska se poikkeaa hinnanmuodostuksensa ja käyttönsä puolesta selkeästi muista testattavista la- jeista.

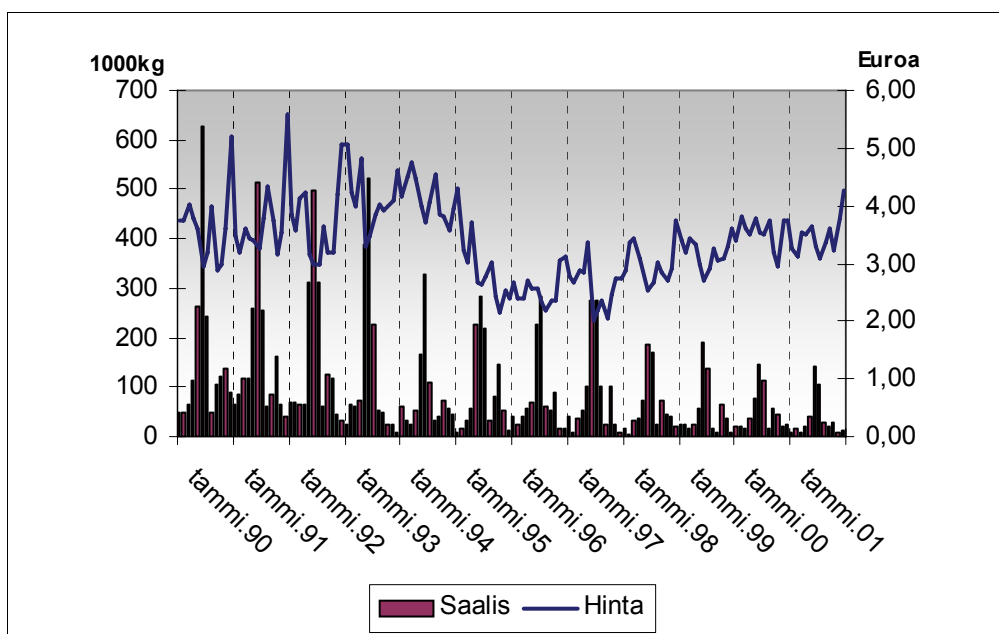
Tarkastelu perustuu pääosin vuosien 1990 - 2001 tilastotietoihin. Vuositason tiedot ovat peräisin Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen (RKTL) julkaisusta Kalatalous aikasarjoina (2001). Kuukausitason saalistiedot on kerätty RKTL:n vuosittain ilmesty- vistä Ammattikalastus merialueilla -julkaisuista. Muikun osalta saalistiedot ovat peräi- sin vastaavista Ammattikalastus sisävesialueilla -julkaisuista. Kuukausittaiset hintatie- dot on koottu vuosittain ilmestyvistä Kalan tuottajahinnat -julkaisuista, joissa kalasta- jille maksetut tuottajahinnat on ilmoitettu nimellismääräisinä.

4.2.1 Lohi

Lohien vuosittaiset saaliit ovat laskeneet koko 1990-luvun. Vuonna 1990 lohien saalis ylitti 2000 tonnia, mutta viime vuosina saaliit ovat olleet enää neljännes siitä. Lohien tuottajahinnat ovat vaihdelleet 1990-luvun aikana kahden ja neljän euron välimaastos- sa. Huomattava hinnan alentuminen ajoittuu vuoteen 1995, jolloin lohien tuonti vapau- tettiin ja norjalainen lohi alkoi vallata markkinoita Suomessa. Myöhemmin lohien hin-

nassa on ollut lievää nousua takaisin korkeammalle tasolle, koska tuodulle lohelle määrättiin minimihinta ja lohien maailmanmarkkinahinnat kehittyivät suotuisasti.

Kuukausitasolla (kuvio 2) sekä saaliin ja hinnan osalta ilmenee selvää kausittaista vaihtelua. Suurimmat lohisaaliit saadaan yleensä touko-, kesä- ja heinäkuussa. Lohien hinta näyttäisi olevan selvässä yhteydessä saalismäärän vaihteluun, koska hinta on halvimmillaan kesäkuussa. Joulukuussa lohesta maksetaan selvästi enemmän kuin muuhun vuoden aikaan. Selvin tämä hintapiikki on ollut 1990-luvun alussa, jonka jälkeen hinnan kausivaihtelu on tasoittunut ja joulukuun hintahuippu on jäänyt entistä vähäisemmäksi. Yli puolet lohista käytetään erilaisina tuoretuotteina ja loput pääosin savustetaan.

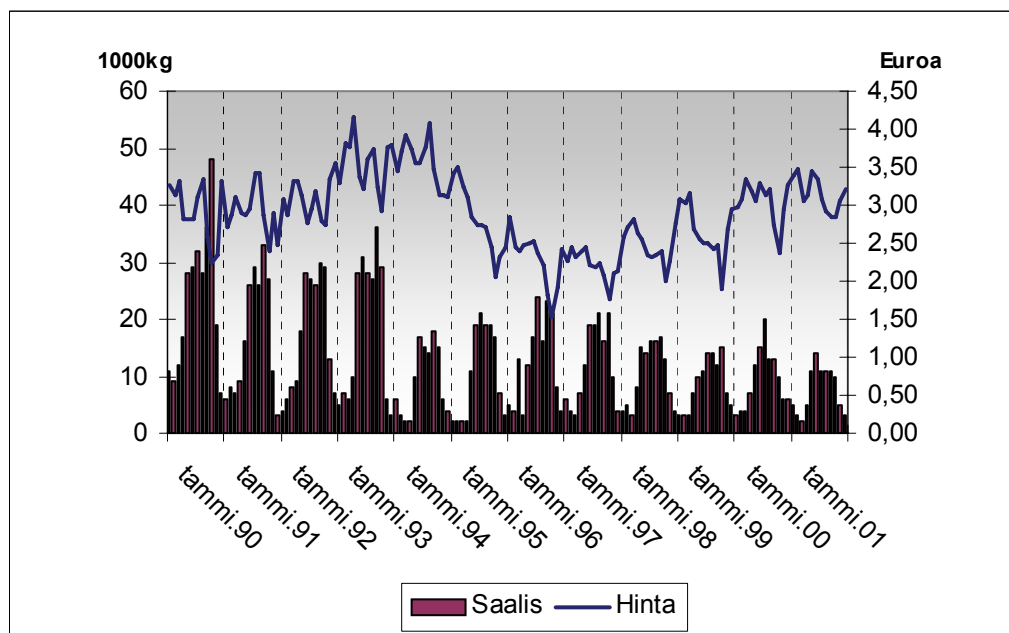


Kuva 2. Lohien tuottajahinnat ja saalismäärät kuukausittain vuosina 1990–2001.

4.2.2 Taimen

Taimenen saalis ja hinta ovat käyttäytyneet melko samansuuntaisesti kuin lohella. Saalis on laskenut koko 1990-luvun vähentyen vuoden 1990 runsaasta 300 tonnista viime vuosien reiluun 100 tonniin. Saalis on vähäinen muihin lajeihin verrattuna. Aivan kuten lohellakin, taimenen hinta laski reilusti vuonna 1995. Myös taimenen hinta on kuitenkin tarkasteluajanjakson loppupuolella noussut.

Kuukausitasolla (kuvio 3) sekä saaliin että hinnan osalta on havaittavissa kausittaista käyttäytymistä. Suurin saalis jakautuu melko tasaisesti touko - lokakuun väliselle ajalle. Muina ajankohtina saaliit ovat huomattavasti pienempiä. Taimenen hinta on korkeimmillaan talvikuukausina, jolloin saalis on pienimmillään. Halvimmillaan hinta on yleensä lokakuussa, jolloin saalis on korkealla tasolla. Myös jalostuksen puolesta taimen muistuttaa paljon lohta. Suurin osa taimenesta käytetään erilaisina tuoretuotteina ja sitä myös savustetaan paljon.

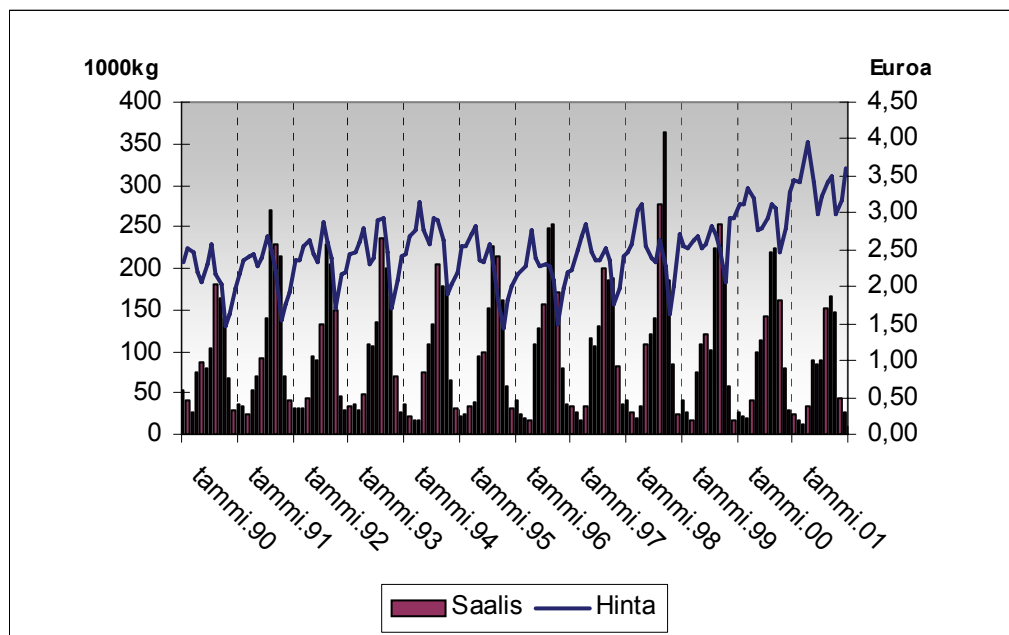


Kuva 3. Taimenen tuottajahinnat ja saalismäärät kuukausittain vuosina 1990–2001.

4.2.3 Siika

Siian saalis on vaihdellut 1990-luvulla 1,1 miljoonan kilon ja 1,5 miljoonan kilon välillä, selvää trendiä ei ole havaittavissa. Siian hinta on ollut alimmillaan 1990-luvun puolivälissä. Vuosituhannen vaihteessa hinta on ollut kuitenkin selvässä nousussa.

Siian saaliissa ja hinnassa on selvää kausittaista vaihtelua (kuvio 4). Suurimmat siikasaaliit ajoittuvat elokuusta lokakuuhun. Suurista saaliista johtuen siian hinta alkaa laskea elokuussa ja saavuttaa alimman tason lokakuussa. Ylimmillään siian hinta on talvikuukausina, jolloin saaliit ovat pienimmillään. Myös siian koko vaikuttaa hintaan: suuret siikat ovat kalliimpia kuin pienet. Suurin osa siikasta myydään tuoreina fileinä. Siikaa myös savustetaan paljon. Siikaa myös tuodaan etupäässä Kanadasta savustuksen raaka-aineeksi.

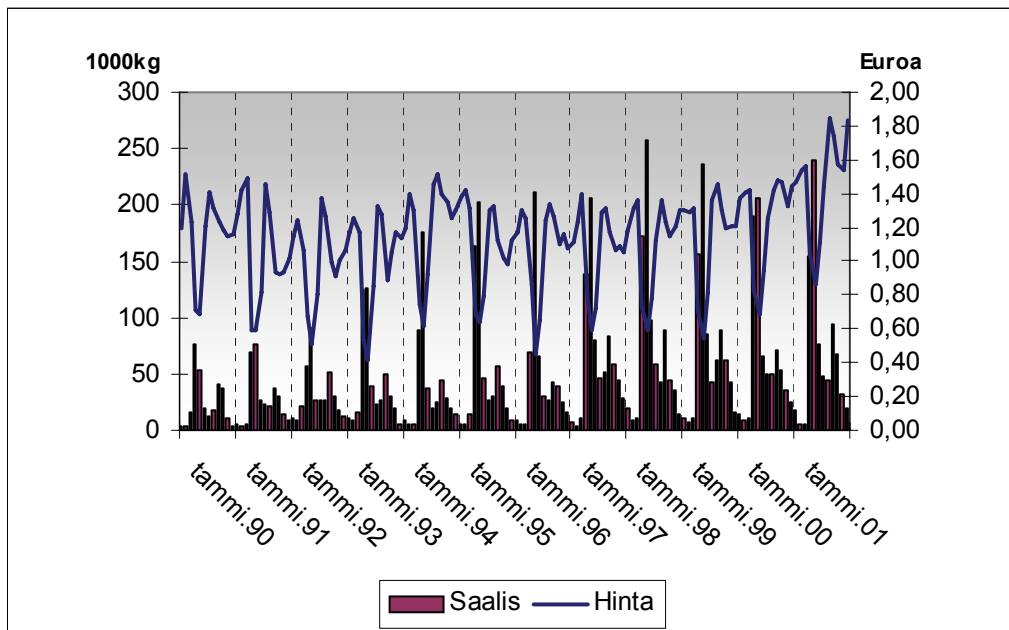


Kuva 4. Siian tuottajahinnat ja saalismäärät kuukausittain vuosina 1990–2001.

4.2.4 Ahven

1990-luvun lopulla ahvenen vuosisaalis on ollut noin 800 tonnia. Saalismäärät ovat olleet selvässä nousussa koko 1990-luvun. Hinnan suhteen ei ole havaittavissa selvää trendiä. Sekä saaliissa että hinnassa on selkeää kausittaista käyttäytymistä (kuvio 5). Suurimmat saaliit saadaan huhti- ja toukokuussa. Tarjonnan lisäys näkyy selvästi hinnassa – hinta saattaa kevätkuukausien aikana laskea jopa alle puoleen muiden vuodenaikojen hinnoista.

Myös kokoluokka vaikuttaa ahvenen hintaan. Suuresta (yli 250g) ahvenesta maksetaan korkeampaa hintaa kuin pienemmästä (alle 250g) ahvenesta. Pientä ahventa pyydetään vain huhti- toukokuussa. Pieni ahven myydään Keski-Euroopan vientiin ja iso käytetään kotimaassa fileenä.

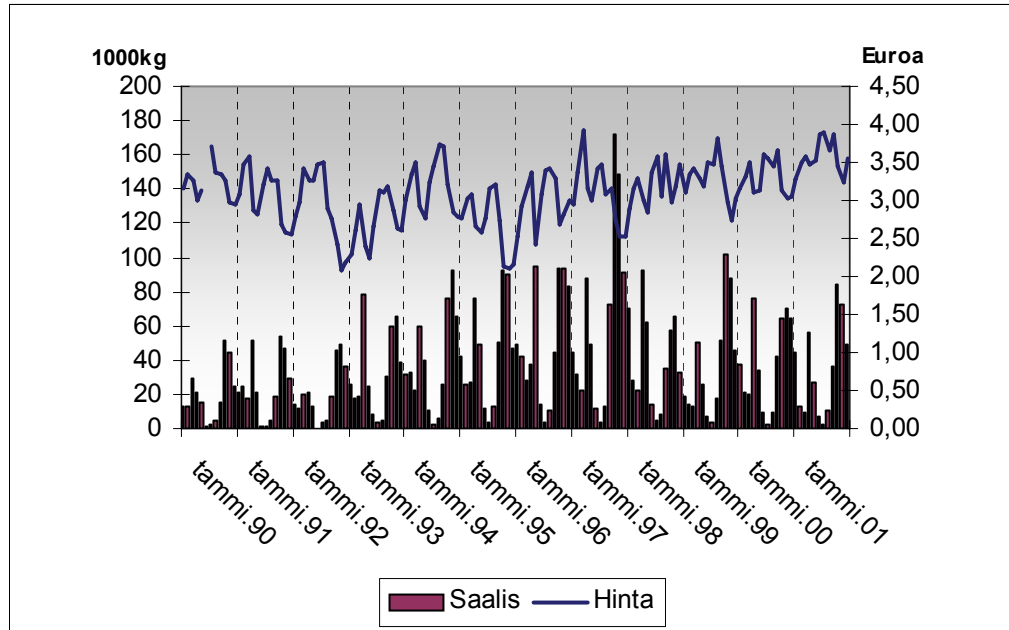


Kuva 5. Ahvenen tuottajahinnat ja saalismäärät kuukausittain vuosina 1990–2001.

4.2.5 Kuha

Kuhan vuosisaaliit ovat vaihdelleet 1990-luvulla 450 ja 750 tonnin välillä. Saaliit ovat olleet kasvussa 1990-luvun alusta vuoteen 1997, jonka jälkeen saaliit ovat olleet alhaisempia. Kuhan vuosittaisessa keskihinnassa ei ole selvää trendiä.

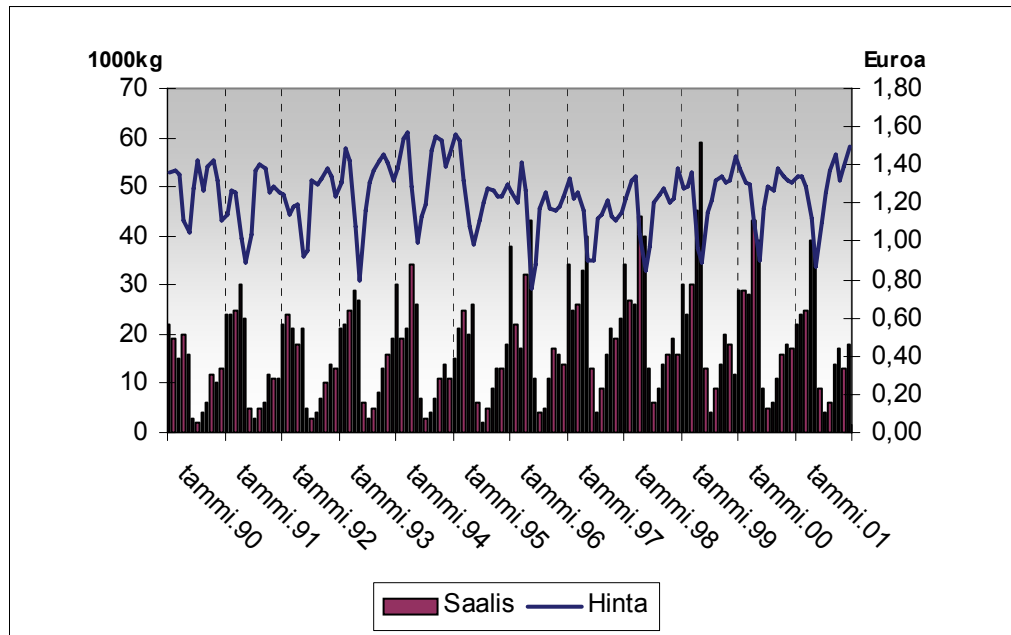
Suurimmat kuhasaaliit ajoittuvat loka- ja marraskuun tienoille (kuvio 6). Myös keväällä huhtikuussa saadaan suuria saaliita. Kuhan hinta laskee yleensä selvästi lokakuussa saaliiden kasvaessa ja pysyy alhaisemmalla tasolla muutaman kuukauden ajan. Myös kevään saalishuippu aiheuttaa hinnan alenemisen muutamaksi kuukaudeksi. Kuhan hinta on korkeimmillaan heinäkuussa, jolloin saalis on pienimmillään. Suurin osa pyydetyistä kuhasta käytetään fileenä.



Kuva 6. Kuhan tuottajahinnat ja saalismäärät kuukausittain vuosina 1990–2001.

4.2.6 Hauki

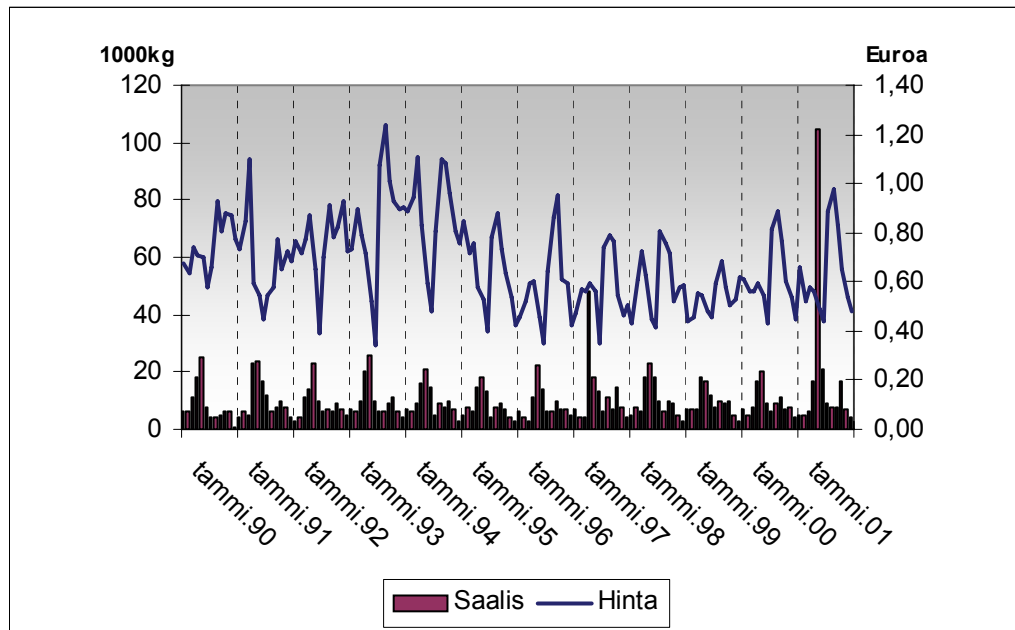
Haukisaaliit ovat viime vuosina olleet noin 250 tonnia vuodessa. Hauen vuositason keskihinta on pysynyt koko 1990-luvun melko vakaana, reilun euron tasolla. Hauella-kin on kausittaista säännönmukaisuutta hinnan ja saalismäärien suhteen (kuvio 7). Selvää trendiä hintakehityksessä ei ole havaittavissa. Suurimmat haukisaaliit keskittyvät vuoden viidelle ensimmäiselle kuukaudelle – erityisesti huhti- ja toukokuulle. Heinäkuussa haukisaalis on kaikkein pienimmillään. Hauen hinta alkaa laskea huhtikuussa ja on alhaisimmillaan yleensä toukokuussa, jonka jälkeen se palautuu taas ylemmälle tasolle. Pääosa hauesta myydään fileinä.



Kuva 7. Hauen tuottajahinnat ja saalismäärät kuukausittain vuosina 1990–2001.

4.2.7 Lahna

Lahnan vuosittainen saalismäärä on tarkastelukauden lopulla ollut reilut 100 tuhatta kiloa. Keskihinta on ollut hieman runsaat 0,50 euroa. Myös lahnan hinta ja saalis vaihtelevat kuukausittain (kuvio 8). Lahnaa saadaan ympäri vuoden, eniten huhti- kesäkuussa. Lahnan hinta alkaa laskea huhtikuussa ja jatkaa laskuaan kesäkuuhun, jolloin hinta on halvimmillaan. Kuukausittaiset hinnanvaihtelut saattavat olla varsin rajujakin. Poikkeavan suuri saalis vuoden 2001 toukokuussa johtuu lahnan pyynnistä Venäjän vientiin, sillä suuresta saaliista huolimatta hinta ei kuitenkaan laske romahda. Suuren (yli 1,2kg) lahnan hinta on selvästi korkeampi kuin pienemmän (alle 1,2kg). Lahnaa myydään pääosin kokonaisena ja jonkin verran sitä savustetaan. Pikkulahna menee pääosin rehuksi.

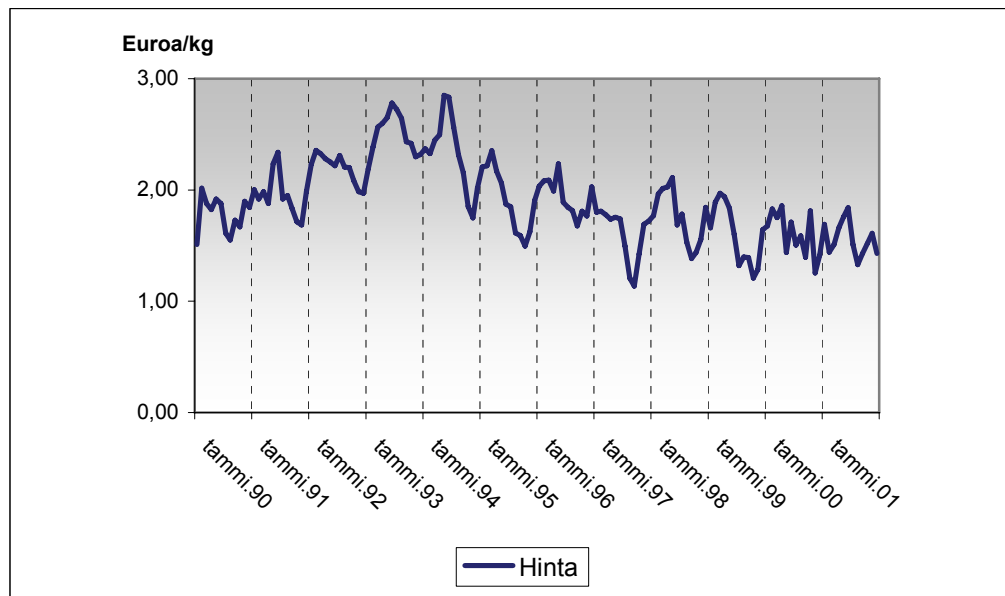


Kuva 8. Lahnan tuottajahinnat ja saalismäärät kuukausittain vuosina 1990–2001.

4.2.8 Muikku

Suurin osa muikkusaaliista keskittyy sisävesialueille. Vuonna 1998 ammattikalastuksen muikkusaalis sisävesialueilta oli lähes 2,4 miljoonaa kiloa, arvoltaan yli neljä miljoonaa euroa. Samaan aikaan merialueen vastaava saalis oli vain vajaa 100 tuhatta kiloa. Muikkusaalis oli korkeimmillaan 1980-luvulla, jolloin se oli vuosittain lähes 4 miljoonaa kiloa. 1990-luvun alussa saaliit romahtivat ollen alhaisimmillaan noin miljoona kiloa. Tästä on kuitenkin noustu jälleen yli kahden miljoonan kilon vuosisaaliisiin. Muikun hinta oli heikkojen saaliiden aikaan korkealla mutta se on laskenut saaliiden kasvaessa.

Muikun tuottajahinnassa ilmenee jonkin verran kausittaista käyttäytymistä (kuvio 9). Hinta on alhaisimmillaan vuoden jälkimmäisellä puoliskolla ja korkeimmillaan yleensä kevään ja kesän aikana. Kuukausittaisia saalismääriä ei voida tarkistella, sillä niitä ei ole tilastoitu sisävesialueiden osalta. Pääosa muikusta myydään tuoreena ja osa savustetaan.



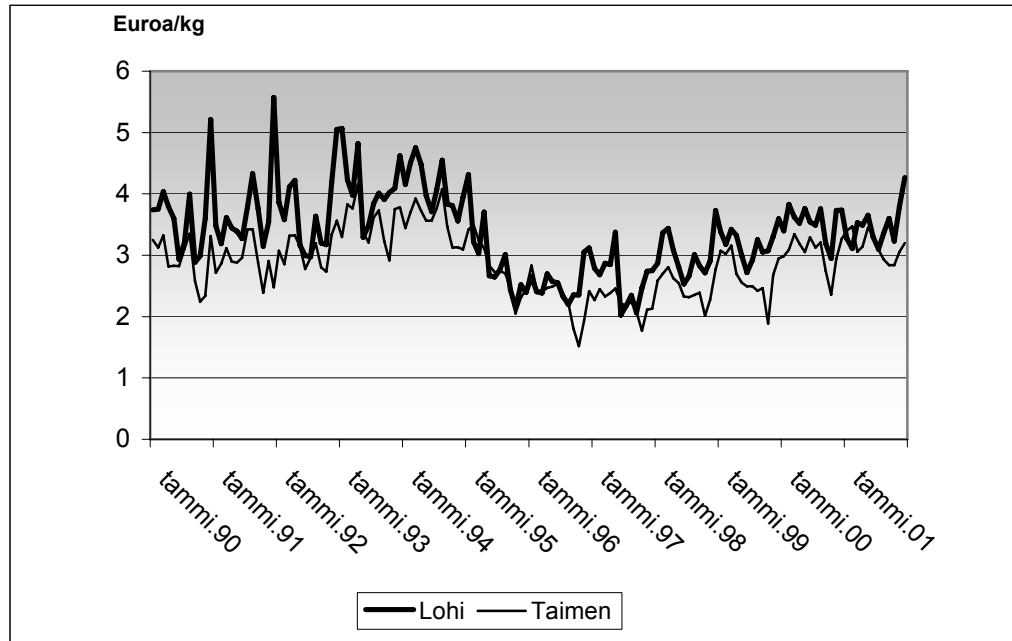
Kuva 9. Muikun kuukausittaiset tuottajahinnat sisävesialueilla vuosina 1990–2001.

4.3 Yhteenveto lajikohtaisesta tarkastelusta

Edellisen lajikohtaisen tarkastelun perusteella on löydettävissä muutamia piirteitä, jotka ovat yhteisiä kaikille tarkastelussa mukana oleville lajeille. Ensinnäkin kaikkien lajien hinnoissa on kausittaista käyttäytymistä. Joillakin lajeilla kausittainen vaihtelu on hyvinkin voimakasta ja selväpiirteistä, toisilla hieman heikompaa. Hintojen kausittaisuus on selvässä yhteydessä saaliin kausittaisuuteen. Useimmilla lajeilla saaliit keskittyvät johonkin tiettyyn vuodenaikaan, jolloin lisääntynyt tarjontaa laskee hintoja. Vastaavasti vähäisen tarjonnan aikaan hinnatkin ovat korkeammat. Useimmilla lajeilla ei hinnan suhteen ole havaittavissa selkeää koko havaintojakson pituista trendiä. Hinnat ovat pysyneet joko melko vakaina tai sitten hinnoilla on ollut sekä nousuja että laskuja. Muutamilla lajeilla on huomattavissa selvä hintatason lasku vuonna 1995. Selvin tämä hintatason lasku on lohella ja taimenella. Myös käyttönsä puolesta monet lajeista

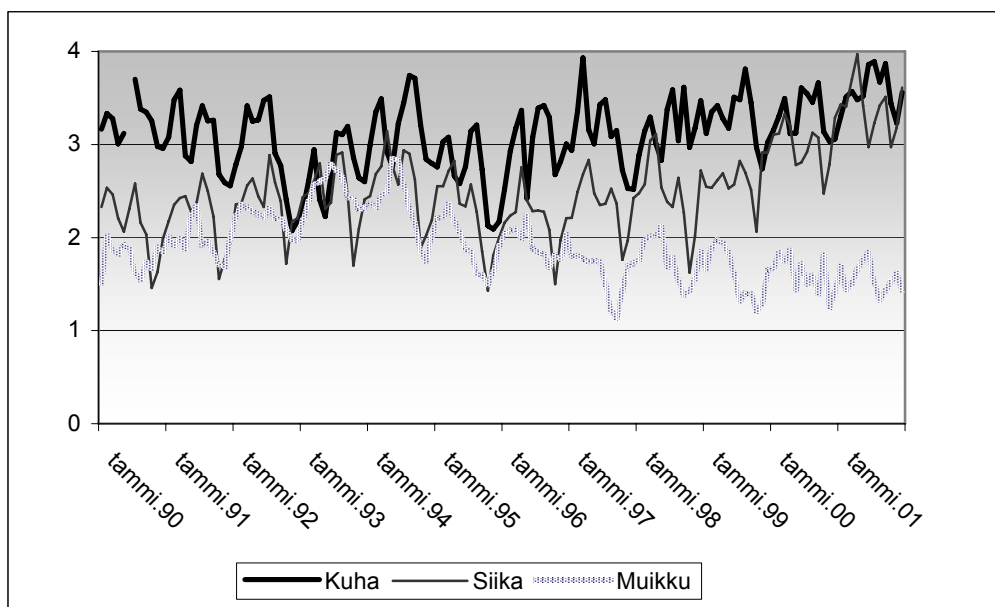
muistuttavat toisiaan. Monista lajeista suurin osa kaupataan fileinä tuorekalamarkkinoille. Tällaisia lajeja ovat mm. lohi, taimen, siika, kuha, hauki ja ahven.

Seuraavissa kuvioissa tarkasteltavien lajien hinta-aikasarjat on jaoteltu karkeasti kolmeen eri ryhmään hintatason perusteella. Kuviossa 10 esitetään korkeimman hintaluokan lajit, kuviossa 11 keskihintaiset lajit ja kuviossa 12 halvimman hintaluokan lajit.



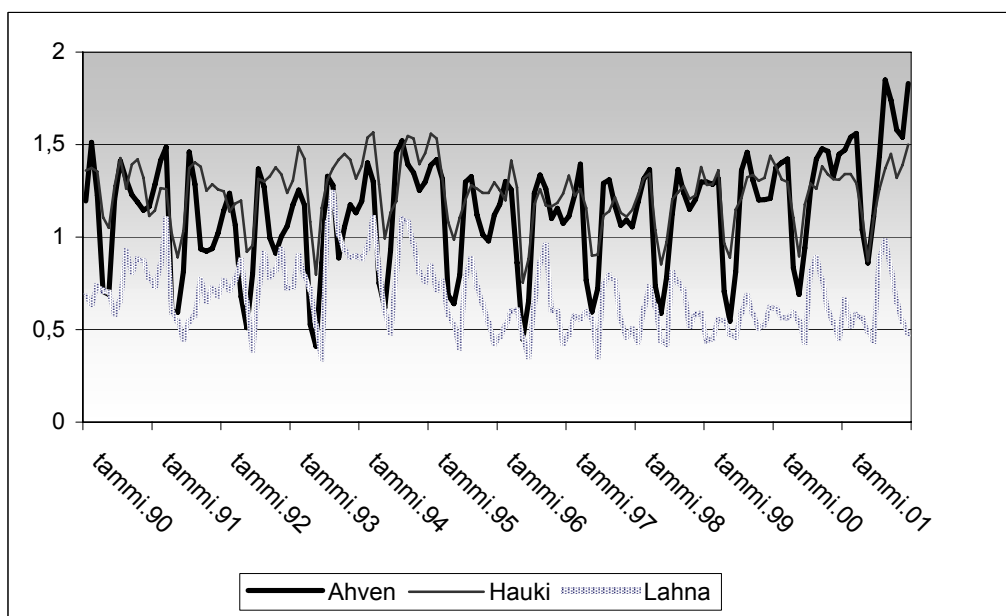
Kuva 10. Lohen ja taimenen hinnankehitys vuosina 1990 – 2001.

Tarkasteltavista lajeista arvokkaimpia ovat lohi ja taimen, jotka kuuluvat molemmat punalihaisiin lajeihin (kuvio 10). Kummankin lajin hintakehitys on ollut melko yhtenäistä. Molempien hinnoissa on tapahtunut selvä putoaminen vuonna 1995, joka johtui kaupan vapautumisesta ja norjalaisen lohen vyörymisestä Suomen markkinoille. Setälä ym. (2002) ovatkin tutkimuksessaan todenneet, että suomalaiset lohikalat kilpailevat samoilla markkinoilla norjalaisen tuontilohen kanssa.



Kuvio 11. Kuhan, siian ja muikun hinnankehitys vuosina 1990 – 2001.

Tarkasteltavista lajeista keskimmäisen hintaluokan lajeihin kuuluvat kuha, siika ja muikku (kuvio 11). Kuhan ja siian hinnat ovat kehittyneet samansuuntaisesti, molempien hinnat ovat olleet nousussa tarkasteluajanjakson loppupuolella. Sen sijaan muikun hinta on ollut selvässä laskussa, joka johtuu kasvaneesta tarjonnasta. Muikku poikkeaa sikäli muista lajeista, että se on pienikokoinen laji ja se myydään kokonaisuena. Sekin menee kuitenkin tuorekalamarkkinoille.



Kuva 12. Ahvenen, hauen ja lahnan hinnankehitys vuosina 1990 – 2001.

Ahven, hauki ja lahna kuuluvat tarkasteltavista lajeista alhaisimpaan hintaluokkaan (kuvio 12). Ahvenella ja hauella on molemmilla voimakas kausittainen hinnan vaihtelu. Muutoinkin ahvenen ja hauen hinnat käyttäytyvät melko yhtäläisesti. Lahna on kaikkien halvimman hintaluokan laji ja sen hinta on pysynyt melko vakaana koko tarkastelujakson ajan.

Aikaisemman tutkimuksen perusteella on siis selvää, että kotimaisen lohikalan hinta määräytyy maailmanmarkkinoilla. Valkolihaisten kalalajien (kuha, siika, ahven, hauki) osalta ei kuitenkaan täyttä selvyyttä määräytyvätkö niiden hinnat maailmanmarkkinoilla vai pelkästään kotimaassa. Kasvatetun kirjolohen ja kalastettujen lohikalojen hinnat romahtivat vuonna 1995. Tuonti ei näytä suoraan vaikuttaneen muiden kalastettujen lajien hintoihin, koska niiden hinnat ovat pysyneet vakaampina. Tämän vuoksi niiden hinnanmuodostuksesta ja keskinäisestä kilpailusta on mielenkiintoista saada tietoa.

5. Tilastolliset testit

5.1 Menetelmät ja aineisto

Empiirisessä osiossa käytettävä aineisto koostuu lohen, taimenen, siian, kuhan, ahvenen, hauen, lahnan ja muikun merialueen ammattikalastajille maksetuista kuukausittaisista nimellishinnoista vuosilta 1990 - 2001. Mukaan on valittu ne lajit, joista on saatavilla kattavat hinta-aikasarjat tutkittavalta ajanjaksolta⁸. Muikun hinnat ovat sisävesialueiden ammattikalastajille maksettuja hintoja, koska suurin osa muikusta saadaan sisävesialueilta. Hintatiedot ovat peräisin Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitoksen vuosittain julkaisemista Kalan tuottajahinnat -julkaisuista. Testejä varten hinnat on muunnettu luonnollisiksi logaritmeiksi.

Hinta-aikasarjojen stationaarisuutta on testattu ADF-testillä. Yhteisintegraatiotestit on suoritettu Johansenin menetelmällä. Yhteisintegraatiotestit on suoritettu pareittain, jotta lajien väliset keskinäiset suhteet käyvät paremmin selville. Yhteisintegraatiotestihin on kelpuutettu ne muuttujat, jotka ovat epästationaarisia ja integroituneet asteella yksi. Heikkoa eksogeenisuutta ja yhden hinnan lakia on testattu niille lajipareille, jotka on havaittu yhteisintegroituneiksi. Yhden hinnan laista (LOP) on tässä tapauksessa testattu heikkoa (suhteellista) versiota, sillä vakiotermiä ei ole rajoitettu. Lisäksi mallit on estimoitu VECM-muodossa, jolloin saadaan analysoitua mallien lyhyen aikavälin dynamiikkaa. Empiiriset testit on suoritettu PcGive-ohjelmalla. Yksikköjuuritestien suorittamiseen on käytetty PcGive-moduulia ja yhteisintegraatiotestit on tehty PcFiml-moduulilla.

Testit on suoritettu paitsi koko havaintojaksolle 1990 - 2001, myös lyhyemmille ajanjaksoille, 1990–1994 ja 1995–2001, koska aikasarjoissa saattaa olla rakennemuutos EU:hun liittymisen johdosta. Useimpien lajien hinnat putosivat silloin kaupan vapautumisen ja arvonlisäverotuksen vuoksi. Lyhyillä havaintoaineistoilla suoritettujen testien tuloksiin tulee kuitenkin suhtautua suurella varauksella pienen havaintomäärän vuoksi. Vuosien 1990 - 1994 aineisto koostuu ainoastaan 60 havainnosta ja vuosien 1995 - 2001 aineisto 84 havainnosta. Kokonaisaineistossa on 144 havaintoa.

Tilastollisten testien tuloksia arvioitiin haastattelemalla kuuden kalatukkuyrityksen edustajaa vuosina 2002 ja 2003.

5.2 Yksikköjuuritestit

ADF-testit on suoritettu mallilla, jossa on vakio ja kausimuuttuja. Viivepituuden valinta on suoritettu periaatteella, jossa aloitetaan kohtuullisen pitkistä viivepituudesta ja siirrytään asteittain lyhyempiin, kunnes viive tulee p-testiarvon perusteella tilastolliseksi merkitseväksi 5 %:n merkitsevyystasolla. Vähentäminen on aloitettu viivepituudesta kaksitoista.

Taulukossa 1 on esitetty koko havaintojaksoa koskevat testitulokset. Vastaavasti taulukossa 2 on tulokset jaksolta 1990–1994 ja taulukossa 3 ajalta 1995–2001. Sarakkeessa Y_t on esitetty testitulokset differoimattomille aikasarjoille ja sarakkeessa ΔY_t kerran differoiduille aikasarjoille.

⁸ Kuhan puuttuva havainto (kesäkuu 1990) on laskettu PcGiven ARIMA-X12-moduulilla. Koska puuttuva havainto on aineiston alussa, on aikasarja käännetty toisin päin ja ennustettu taaksepäin. Mallin valinnassa on käytetty kriteerinä alhaisinta keskimääräistä ennustusvirhettä.

Taulukko 1. ADF-testien tulokset vuosilta 1990–2001.

	Y_t	Viivepituus	ΔY_t	Viivepituus
Lohi	-1,91	2	-12,96**	1
Taimen	-1,40	11	-3,09*	10
Siika	-0,49	3	-9,62**	2
Muikku	-2,26	1	-7,21**	4
Kuha	-2,22	8	-13,53**	0
Ahven	-0,26	8	-8,41**	5
Hauki	-3,32*	2	-6,11**	8
Lahna	-4,71**	0	-6,33**	7

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

Lohen, taimenen, siian, muikun, kuhan ja ahvenen hinta-aikasarjat ovat aikavälillä 1990–2001 $I(1)$ -prosesseja, joten ne kelpaavat mukaan yhteisintegraatiotesteihin. Sen sijaan hauki ja lahna jätetään pois testeissä, sillä niiden hinta-aikasarjat ovat stationaarisia.

Taulukko 2. ADF-testien tulokset vuosilta 1990–1994.

	Y_t	Viivepituus	ΔY_t	Viivepituus
Lohi	-3,56**	0	-6,87**	1
Taimen	-1,17	11	-1,09	10
Siika	-1,03	3	-8,02**	2
Muikku	-1,57	0	-2,21	9
Kuha	-1,68	0	-8,27**	0
Ahven	-0,99	11	-7,41**	2
Hauki	-3,65**	0	-4,19**	12
Lahna	-4,41**	0	-8,18**	1

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

Aikajaksolta 1990–1994 voidaan yhteisintegraatiotesteihin ottaa mukaan ainoastaan siika, kuha ja ahven. Lohi, hauki ja lahna jätetään pois, koska niiden hinta-aikasarjat ovat stationaarisia. Taimenelle ja muikulle ei tehdä yhteisintegraatiotestejä, koska ne ovat epästationaarisia vielä differoinnin jälkeenkin.

Taulukko 3. ADF-testien tulokset vuosilta 1995–2001.

	Y_t	Viivepituus	ΔY_t	Viivepituus
Lohi	-1,90	1	-8,99**	1
Taimen	-0,71	11	1,77	10
Siika	0,60	8	-4,34**	7
Muikku	-4,23**	0	-3,80**	11
Kuha	-1,72	10	-3,61**	9
Ahven	2,04	6	-6,71**	5
Hauki	2,31	2	-11,91**	1
Lahna	-6,46**	0	-7,66**	3

** viittaa 1 %:n merkitsevyytasoon ja * 5 %:n merkitsevyytasoon

Jälkimmäisellä jaksolla yhteisintegraatiotesteihin kelpaavat lohi, siika, kuha, ahven ja hauki. Muikku ja lahna jätetään testeistä pois, koska niiden aikasarjat ovat stationaarisina. Taimen jää pois, koska se on epästationaarinen vielä differoinnin jälkeenkin.

5.3 Yhteisintegraatiotestit

Yhteisintegraatiota on testattu mallilla, johon sisältyy vakio ja kausimuuttujaa. Yhteisintegraatiotesteissäkin viivepituuden valinnassa on noudatettu periaatetta, jossa suuresta viivepituudesta siirrytään asteittain pienempiin viivepituuksiin. Sopivin malli on valittu lopuksi F-testillä. Mallin valinnassa on käytetty vertailun vuoksi myös Akaiken informaatiokriteeriä (AIC). Tulokset ovat viivepituuden valintaan käytettävästä menetelmästä riippumatta melko samanlaisia. Taulukoissa 4, 5 ja 6 on raportoitu tulokset, jotka on saatu F-testillä. AIC:llä saadut poikkeamat on ilmoitettu alaviitteessä. Pareittaisten testien tulokset on ilmoitettu sekä suurimman ominaisarvon testin (λ_{\max}) että trace-testin (λ_{trace}) arvoina.

Taulukko 4. Yhteisintegraatiotestien tulokset vuosilta 1990–2001.

	$H_0 : rank = p$	λ_{\max}	λ_{trace}	Viive- pituus
Lohi – Taimen	$p = 0$	22,72**	26,12**	11
	$p \leq 1$	3,40	3,40	
Lohi – Siika	$p = 0$	3,45	4,69	11
	$p \leq 1$	1,23	1,23	
Lohi – Muikku	$p = 0$	5,60	9,31	3
	$p \leq 1$	3,70	3,70	
Lohi – Kuha	$p = 0$	6,18	10,00	3
	$p \leq 1$	3,82*	3,82*	
Lohi – Ahven	$p = 0$	4,21	4,85	4
	$p \leq 1$	0,63	0,63	
Taimen – Siika	$p = 0$	3,38	3,40	11
	$p \leq 1$	0,02	0,02	
Taimen – Muikku	$p = 0$	2,93	3,40	12
	$p \leq 1$	0,47	0,47	
Taimen – Kuha	$p = 0$	7,32	9,86	12
	$p \leq 1$	2,54	2,54	
Taimen – Ahven	$p = 0$	4,23	4,91	12
	$p \leq 1$	0,67	0,67	
Siika – Muikku	$p = 0$	10,68	11,71	2
	$p \leq 1$	1,03	1,03	
Siika – Kuha⁹	$p = 0$	17,04*	17,3*	9
	$p \leq 1$	0,26	0,26	
Siika – Ahven	$p = 0$	15,44*	15,48*	4
	$p \leq 1$	0,04	0,04	
Muikku – Kuha	$p = 0$	19,83**	22,61**	2
	$p \leq 1$	2,79	2,79	
Muikku – Ahven	$p = 0$	8,45	8,60	4
	$p \leq 1$	0,15	0,15	
Kuha – Ahven¹⁰	$p = 0$	12,29	12,29	9
	$p \leq 1$	0,00	0,00	

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

⁹ Akaiken informaatiokriteerillä yhteisintegraatio havaitaan 1 %:n merkitsevyystasolla.

¹⁰ Akaiken informaatiokriteeriä käyttäen yhteisintegraatio ilmenee 5 %:n merkitsevyystasolla.

Koko havaintojaksoa koskevissa testeissä (taulukko 4) yhteisintegraatiosuhde havaitaan 1 %:n merkitsevyystasolla lohen ja taimen sekä muikun ja kuhan kesken. Lisäksi siialla on yhteisintegraatiosuhde 5 %:n merkitsevyystasolla sekä kuhan että ahvenen kanssa. Jos viivepituus valitaan Akaiken informaatiokriteerillä, havaitaan yhteisintegraatio myös kuhan ja ahvenen välillä. Lohen ja kuhan tapauksessa hylätään hypoteesi $p \leq 1$ vaikka edellistä hypoteesia $p = 0$ ei hylätä. Tämä tulos ei ole relevantti. Epäjohdonmukaisuus johtuu siitä, että otoskoko on äärellinen ja kriittiset arvot perustuvat asymptoottiseen jakaumaan (Harris 1995, 122).

Taulukko 5. Yhteisintegraatiotestien tulokset vuosilta 1990–1994.

	$H_0 : rank = p$	λ_{\max}	λ_{trace}	Viivepituus
Siika – Kuha ¹¹	$p = 0$	7,61	10,91	1
	$p \leq 1$	3,31	3,31	
Siika - Ahven	$p = 0$	12,37	13,65	4
	$p \leq 1$	1,27	1,27	
Kuha - Ahven	$p = 0$	15,69*	19,05*	1
	$p \leq 1$	3,36	3,36	

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

Jaksolla ennen EU:ta (taulukko 5) yhteisintegraatio havaitaan vain kuhan ja ahvenen välillä. Jos viive valitaan Akaiken informaatiokriteerillä, myös siika ja kuha ovat yhteisintegroituneet.

¹¹ Akaiken informaatiokriteeriä käyttäen yhteisintegraatio ilmenee 1 %:n merkitsevyystasolla.

Taulukko 6. Yhteisintegraatiotestien tulokset vuosilta 1995–2001.

	$H_0 : rank = p$	λ_{\max}	λ_{trace}	Viive- pituus
Lohi – Siika	$p = 0$	9,21	9,47	10
	$p \leq 1$	0,26	0,26	
Lohi – Kuha	$p = 0$	22,72**	23,84**	9
	$p \leq 1$	1,12	1,12	
Lohi – Ahven	$p = 0$	8,17	11,54	7
	$p \leq 1$	3,37	3,37	
Lohi – Hauki	$p = 0$	44,00**	47,91**	2
	$p \leq 1$	3,90*	3,90*	
Siika – Kuha	$p = 0$	32,92**	33,67**	10
	$p \leq 1$	0,75	0,75	
Siika – Ahven	$p = 0$	13,74	16,80*	7
	$p \leq 1$	3,06	3,06	
Siika – Hauki	$p = 0$	40,75**	42,98**	1
	$p \leq 1$	2,23	2,23	
Kuha – Ahven	$p = 0$	23,66**	28,53**	7
	$p \leq 1$	4,88*	4,88*	
Kuha – Hauki	$p = 0$	27,61**	28,21**	8
	$p \leq 1$	0,60	0,60	
Ahven – Hauki	$p = 0$	9,75	14,69	7
	$p \leq 1$	4,94*	4,94*	

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

Jälkimmäisen jakson testeissä (taulukko 6) havaitaan useita yhteisintegraatiosuhteita. Ensinnäkin lohi ja siika ovat yhteisintegroituneita kuhan ja hauen kanssa. Lisäksi kuha on yhteisintegroitunut sekä ahvenen että hauen kanssa. Trace-testin perusteella myös siika ja ahven ovat yhteisintegroituneita. Lohen ja hauen sekä kuhan ja ahvenen tapauksessa hylätään myös hypoteesi $p \leq 1$. Näin ollen kyseessä olisi täyden asteluvun tapaus (full rank), jonka mukaan molemmat muuttujat olisivat stationaarisia. Tulos on kuitenkin ristiriidassa ADF-testien kanssa sekä muiden yhteisintegraatiotestien kanssa. Näin ollen kyseisillä pareilla voidaan olettaa vallitsevan yhteisintegraatiosuhde mutta tuloksiin pitää suhtautua varauksella.

5.4 Heikko eksogeenisuus ja yhden hinnan laki

Taulukossa 7 on esitetty yhden hinnan lain ja heikon eksogeenisuuden testitulokset koko ajanjaksolta. LOP-sarakkeessa on yhden hinnan lain testitulokset, jonka nollahypoteesina on, että LOP on voimassa. Heikkoa eksogeenisuutta koskevat testitulokset on raportoitu ensinnä mainitusta lajista sarakkeessa Hinta 1 ja jälkimmäisestä lajista sarakkeessa Hinta 2. Nollahypoteesina on, että aikasarja on heikosti eksogeeninen eli

hinta määräytyy systeemin ulkopuolelta. Raportoidut luvut ovat χ^2 -testiarvoja ja hakasuluissa on ilmoitettu p-testiarvot. Lyhyempien jaksojen tulokset on raportoitu vastaavalla tavalla taulukoissa 8 ja 9.

Taulukko 7. LOP:n ja heikon eksogeenisuuden testitulokset vuosilta 1990 – 2001.

	LOP	Heikko eksogeenisuus	
		Hinta 1	Hinta 2
Lohi – Taimen	0,24 [0,622]	1,09 [0,579]	15,00 [0,001]**
Siika – Kuha	7,52 [0,006]**	1,72 [0,190]	12,85 [0,000]**
Siika – Ahven	0,16 [0,687]	1,79 [0,408]	9,63 [0,008]**
Muikku – Kuha	17,04 [0,000]**	12,10 [0,001]**	5,54 [0,019]*
Kuha – Ahven	9,64 [0,002]**	4,95 [0,026]*	2,74 [0,098]

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

Yhden hinnan laki on voimassa ainoastaan lohella ja taimenella sekä siialla ja ahvenella (taulukko 7). Lohen ja taimenen tapauksessa nollahypoteesi heikosta eksogeenisuudesta hylätään taimenen osalta 1 %:n merkitsevyystasolla eli lohen hinta määrää taimenen hinnan. Siian hinta näyttäisi määrävän sekä kuhan että ahvenen hinnan. Muikulla ja kuhalla heikko eksogeenisuus hylätään molemmilta lajeilta, joten kummankaan hinnalla ei ole määrävää asemaa suhteessa toisen lajin hintaan.

Taulukko 8. LOP:n ja heikon eksogeenisuuden testitulokset vuosilta 1990 – 1994.

	LOP	Heikko eksogeenisuus	
		Hinta 1	Hinta 2
Kuha – Ahven	1,01 [0,314]	1,69 [0,430]	12,30 [0,002]**
Siika – Kuha	28,54 [0,000]**	23,70 [0,000]**	0,81 [0,368]

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

Lyhyemmällä aineistolla (taulukko 8) rajoituksia on testattu kuhan ja ahvenen sekä siian ja kuhan osalta. Yhden hinnan laki on voimassa kuhalla ja ahvenella, vaikka pitkällä aineistolla se hylättiin. Eksogeenisuustestien perusteella kuhan hinta näyttäisi oleva määrävää asema sekä ahvenen että siian hintaan. Siian ja kuhan tapauksessa kausaalisuhte on päinvastainen pidemmän aikasarjan tuloksiin.

Taulukko 9. LOP:n ja heikon eksogeenisuuden testitulokset vuosilta 1995 – 2001.

	LOP	Heikko eksogeenisuus	
		Hinta 1	Hinta 2
Lohi – Kuha	15,67 [0,000]**	0,90 [0,344]	19,18 [0,000]**
Lohi – Hauki	30,16 [0,000]**	3,60 [0,058]	29,80 [0,000]**
Siika – Kuha	27,02 [0,000]**	2,74 [0,098]	24,65 [0,000]**
Siika – Ahven	0,56 [0,453]	2,04 [0,360]	9,43 [0,001]**
Siika – Hauki	29,70 [0,000]**	8,33 [0,004]**	26,11 [0,000]**
Kuha – Ahven	14,27 [0,000]**	11,12 [0,001]**	0,84 [0,360]
Kuha – Hauki	0,78 [0,378]	8,95 [0,011]*	7,54 [0,023]*

** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon

Jälkimmäisen jakson testeissä (taulukko 6) yhden hinnan laki on voimassa siialla ja ahvenella sekä kuhalla ja hauella. Eksogeenisuustestien mukaan lohi näyttäisi määräävän sekä kuhan että hauen hinnan. Lisäksi siian hinta määrää kuhan ja ahvenen hinnan. Kuhan hinta näyttäisi seurailevan ahventa. Muilla lajipareilla eksogeenisuus hylätään molempien lajien osalta.

5.5 Pitkän ja lyhyen aikavälin mallien estimoidut yhtälöt

Taulukoissa 10, 11 ja 12 on esitetty estimointitulokset sekä pitkän aikavälin (kohta a) että lyhyen aikavälin (kohta b) malleista. Koska analysoitavat aikasarjat ovat logaritimuodossa, voidaan vektorin β kertoimet tulkita pitkän aikavälin joustoina. Lyhyen aikavälin dynamiikkaa kuvaavista VECM-malleista on raportoitu ainoastaan virheenkorjausmallin sopeutumiskerroin. Eksogeeniset muuttujat eivät vaikuta sopeutumisprosessiin vaan sopeutuminen tapahtuu endogeenisten muuttujien kautta. Selvyiden vuoksi endogeeniset lajit on ilmoitettu sopeutumisparametrin alaindeksissä. Kokonaisuudessaan kaikki VECM-mallien kertoimet ovat liitteessä 3.

Taulukko 10. Pitkän ja lyhyen aikavälin estimointiyhtälöt vuosilta 1990 – 2001.

Lohi – Taimen	a) $\beta' z_t = \log(\text{lohi}) - \log(\text{taimen})$ b) $ECM_{\text{taimen}} = 0,35 [0,000]**$
Siika – Kuha	a) $\beta' z_t = \log(\text{siika}) - 2,3450 \log(\text{kuha})$ b) $ECM_{\text{kuha}} = 0,12 [0,000]**$
Siika – Ahven	a) $\beta' z_t = \log(\text{siika}) - \log(\text{ahven})$ b) $ECM_{\text{ahven}} = 0,21 [0,000]**$
Muikku – Kuha	a) $\beta' z_t = \log(\text{muikku}) + 2,0242 \log(\text{kuha})$ b) $ECM_{\text{muikku}} = -0,18 [0,000]**$ $ECM_{\text{kuha}} = -0,11 [0,000]**$
Kuha – Ahven	a) $\beta' z_t = \log(\text{kuha}) - 0,36496 \log(\text{ahven})$ b) $ECM_{\text{kuha}} = -0,23 [0,000]**$

** viittaa 1 %:n merkitsevyytasoon ja * 5 %:n merkitsevyytasoon

Lohen ja taimenen (taulukko 10) tapauksessa β -vektorin kertoimet (1, -1) voidaan tulkita seuraavasti: kun lohen hinta muuttuu 1 %:n, muuttuu myös taimenen hinta pitkällä aikavälillä 1 %:n samaan suuntaan. Muidenkin lajiparien β -vektorien kerrointen perusteella hinnat reagoivat pitkällä aikavälillä samansuuntaisesti muikkua ja kuhaa lukuun ottamatta. Sopeutumisnopeus kohti tasapainoa on nopeinta lohen ja taimenen tapauksessa, joilla sopeutumisesta 35 % tapahtuu ensimmäisen kuukauden aikana. Sopeutuminen tapahtuu ainoastaan taimenen hinnan kautta, sillä lohen hinta on eksogeeninen. Muilla lajipareilla sopeutuminen on hitaampaa.

Taulukko 11. Pitkän ja lyhyen aikavälin estimointiyhtälöt vuosilta 1990 – 1994.

Kuha – Ahven	a) $\beta' z_t = \log(\text{kuha}) - \log(\text{ahven})$ b) $ECM_{\text{ahven}} = 0,53 [0,000]**$
Siika – Kuha	a) $\beta' z_t = \log(\text{siika}) + 0,66916 \log(\text{kuha})$ b) $ECM_{\text{siika}} = -0,21 [0,001]**$

** viittaa 1 %:n merkitsevyytasoon ja * 5 %:n merkitsevyytasoon

Lyhyimmällä periodilla (taulukko 11) sopeutuminen on erittäin nopeaa kuhan ja ahvenen tapauksessa, jossa ahvenen hinta sopeutuu kohti tasapainoa nopeudella 0,53. Siialla ja kuhalla sopeutuminen on maltillisempaa.

Taulukko 12. Pitkän ja lyhyen aikavälin estimointitulokset vuosilta 1995 – 2001.

Lohi – Kuha	a) $\beta' z_t = \log(\text{lohi}) - 2,2585 \log(\text{kuha})$ b) $ECM_{kuha} = 0,26 [0,000]**$
Lohi – Hauki	a) $\beta' z_t = \log(\text{lohi}) - 3,0440 \log(\text{hauki})$ b) $ECM_{hauki} = 0,21 [0,000]**$
Siika – Kuha	a) $\beta' z_t = \log(\text{siika}) - 2,5825 \log(\text{kuha})$ b) $ECM_{kuha} = 0,25 [0,000]**$
Siika – Ahven	a) $\beta' z_t = \log(\text{siika}) - \log(\text{ahven})$ b) $ECM_{ahven} = 0,21 [0,000]**$
Siika – Hauki	a) $\beta' z_t = \log(\text{siika}) - 3,6485 \log(\text{hauki})$ b) $ECM_{siika} = -0,05 [0,002]**$ $ECM_{hauki} = 0,12 [0,000]**$
Kuha – Ahven	a) $\beta' z_t = \log(\text{kuha}) - 0,37689 \log(\text{ahven})$ b) $ECM_{kuha} = -0,40 [0,000]**$
Kuha – Hauki	a) $\beta' z_t = \log(\text{kuha}) - \log(\text{hauki})$ b) $ECM_{kuha} = -0,27 [0,002]**$ $ECM_{hauki} = 0,31 [0,000]**$

** viittaa 1 %:n merkitsevyytasoon ja * 5 %:n merkitsevyytasoon

Jälkimmäisellä periodilla (taulukko 12) sopeutuminen on nopeinta kuhalla ja hauella, joilla sopeutumista tapahtuu kummankin lajin osalta. Myös kuha sopeutuu nopeasti ahvenen hintaan. Siialla ja hauellakin sopeutumista tapahtuu molempien lajien osalta mutta sopeutumisnopeus on hidasta.

6. Tulosten tarkastelu

Yhteisintegraatiotestit mittaavat pitkän aikavälin riippuvuussuhteita - tässä tutkimuksessa eri kalalajien hintojen välisiä riippuvuussuhteita. Hinta-aikasarjojen yhteisintegraatiosuhteet viittaavat lajien väliseen substituutioon. Jos myös yhden hinnan laki on voimassa, kyseessä on erittäin läheiset substituuutit. Vaikka yhteisintegraatiosuhteista ei tarkemmin ilmene substituutisuhteen voimakkuus, testeillä voidaan alustavasti tutkia, mitkä lajit mahdollisesti kilpailevat keskenään. Lisäksi eksogeenisuustesteillä saadaan tietoa hinnan määräytymisen kausaalisuhteista ja estimoimalla malli VECM-muodossa saadaan tietoa virheenkorjaustermin sopeutumisnopeudesta.

Kalalajien välisiin substituutisuhteisiin voi olla useita syitä. Ensinnäkin jotkut lajit saattavat olla läheisiä sukulaislajeja, jolloin ne esimerkiksi maultaan ovat samankaltaisia. Kalojen kokokin voi olla substituutisuhteen selittäjä. Myös samanaikaiset saalishuiput voivat tehdä lajeista ajoittain toistensa kilpailijoita kalamarkkinoilla. Kuluttajien arvostukset heijastuvat hintoihin, ja saman hintatason kalat saattavat usein olla toistensa substituuutteja. Tulosten tulkinnan helpottamiseksi kuvioissa 10, 11 ja 12 samaan hintaryhmään kuuluvien lajien hinta-aikasarjat on esitetty samassa kuviossa.

Yhteisintegraatiotestien tulkinnan painopiste on koko ajanjaksoa koskevista tuloksissa (taulukko 4), sillä havaintojen määrän suhteen tulokset ovat luotettavammassa asemassa. Tuloksista selkein on punalihaisten lohen ja taimenen yhteisintegraatiosuhde. Myös yhden hinnan laki on niiden välillä voimassa, joten niitä voidaan pitää erittäin läheisinä substituuutteina. Substituutiosuhteelle on helppo löytää selitys. Ensinnäkin lohi ja taimen ovat sukulaislajeja, joita käytetään samoihin käyttötarkoituksiin. Molemmat ovat arvostettuja lajeja. Kummankin hinta laski selvästi 1990-luvun puolivälissä, josta ne ovat vähitellen palautuneet tarkastelujakson loppua kohden. Eksogeenisuustestien mukaan lohen hinta määräytyy systeemin ulkopuolelta ja taimenen hinta määräytyy lohen hinnan perusteella. Taimenen hinta sopeutuu suhteellisen nopeasti tasapainotilasta poikettaessa. Taimensaaliit ovat lohta huomattavasti pienemmät, joten on luonnollista että sen hinta seuraa lohen hintakehitystä. Setälän ym. (2002) tutkimuksen mukaan kotimainen lohi ja kirjolohi kilpailevat norjalaisen tuontilohen kanssa, ja tuontilohi määrää niiden hinnat. Tuontilohen hinta puolestaan määräytyy maailmanmarkkinoilla. Aikaisempien tutkimusten ja tässä tutkimuksessa havaitun lohen ja taimenen yhteisintegraation perusteella voidaan päätellä, että punalihaiset lajit muodostavat oman ryhmänsä ja niiden hintakehitys määräytyy hyvin pitkälti maailmanmarkkinoilla.

Siialla on havaittavissa yhteisintegraatiosuhde sekä kuhan että ahvenen kanssa. Poikkeuksena on tosin ensimmäinen lyhyt aikasarja, jolloin siika ja ahven eivät yhteisintegroi. Eksogeenisuustestien mukaan sekä kuhan että ahvenen hinnat seuraisivat yleensä siian hintaa. Siialla on kyseisistä lajeista suurimmat saaliit. Siian ja kuhan välillä yhden hinnan laki ei ole voimassa. Näin ollen ne ovat vain osittaisia substituuutteja. Siian ja kuhan mahdollista substituutiosuhdetta voi selittää se, että ne ovat molemmat suurin piirtein samanhintaisia ja kokoisia valkolihaisia lajeja ja ne myydään pääosin fileemarkkinoilla. Molempien hinnat ovat olleet nousussa 1990-luvun puolivälistä lähtien. Kummankin saalishuiput ovat syksyllä, joskin kuhasaaliit ovat selvästi pienempiä kuin siian.

Useimmat tukut arvelivat, että kalastettujen valkolihaiset lajit ovat eriytyneet punalihaisen kalan markkinoista. Haastattelujen mukaan kalastetun siian, kuhan ja ahvenen hinnat määräytyvät ainakin osittain samoilla markkinoilla, mutta niillä on myös omat asiakasryhmästä tai markkina-ajankohdasta riippuvat markkinansa. Kalastetulla siialla on aiemmin ollut selkeästi vahvempi asema fileemarkkinoilla kuin ahvenkaloilla. Viime vuosina kuhan merkitys on vahvistunut. Kasvatetun siian tarjonnan lisääntyminen tulee muuttamaan markkinoita. Yhden tukun mukaan siian ja kuhan hinnat sekä kuhan

ja ahvenen hinnat vaikuttavat toisiinsa, mutta ahven vaikuttaa siikaan ja siika ahvenen kuhan hinnan kautta.

Testien mukaan siialla ja ahvenella on yhden hinnan laki voimassa, jonka mukaan ne olisivat erittäin läheisiä substituutteja. Graafisen tarkastelun perusteella yhden hinnan laki ei tunnu kuitenkaan yhtä selvältä kuin lohen ja taimenen tapauksessa. Molemmat kuuluvat kuitenkin valkolihaisiin lajeihin ja suurin osa kummastakin myydään fileinä. Joidenkin tukkujen mukaan siian ja ahvenen hinnanmuodostus tapahtuu yhtenevillä markkinoilla silloin kun kummankin lajin saalishuiput ovat samanaikaiset.

Siian yhteisintegraatio sekä kuhan että ahvenen kanssa on siinä mielessä loogista, että kuha ja ahven saattavat olla toistensa substituutteja. Akaiken informaatiokriteerillä valitulla viivepituudella todettiin kuhan ja ahvenen välille yhteisintegraatio 5 %:n merkitsevyytasolla. Yhden hinnan laki ei näiden lajien välillä havaittu olevan voimassa kuin lyhyimmällä aikasarjalla. Ne ovat siten todennäköisesti osittaisia substituutteja. Kuha ja ahven ovat sukulaislajeina saman makuisia. Vaikka ahvenen hintataso on selvästi kuhaa alhaisempi, hintakehityksessä on ollut paljon yhteisiä piirteitä. Molempien hinnat ovat tarkkailujakson lopulla nousseet. Kuhan hinta näyttäisi yleensä määräytyvän ahvenen hinnan perusteella. Tosin ensimmäisellä lyhyemmällä havaintojaksolla kausaalisuussuhde on päinvastainen. Kalatukkujen haastatteluiden mukaan ahvenkalojen markkinat ovat osittain toisistaan eriytyneet. Ahvenen hinnat reagoivat tarjonnan muutoksiin kuhaa herkemmin. Keväällä kun molempia lajeja on runsaasti tarjolla kuhalalla ei ole varsinaisia menekkivaikeuksia, kun taas ahvenella on joka kevät.

Kuha on yhteisintegroitu myös muikun kanssa. Kuhan ja muikun hintakehitys on kuitenkin ollut vastakkaista (kuvio 11). Yhteisintegraatiovektorin kerrointen mukaan kuhan hinnan muuttuessa 1 %:n, muikun hinta reagoi pitkällä aikavälillä 2 %:a vastakkaiseen suuntaan (taulukko 10). Kuhan ja muikun välillä ei siis näyttäisi olevan substituutiosuhdetta, ennemminkin tulokset viittaisivat komplementtisuhteeseen. Todennäköisimmin niiden hinnat ovat kuitenkin kehittyneet toisistaan riippumatta.

Jälkimmäisellä jaksolla havaittiin yhteisintegraatio lohen ja kuhan välillä. Molemmat ovat hyvin arvostettuja lajeja ja molempien hinnat ovat olleet nousussa tarkasteluajanjakson lopulla. Lohi on myös integroitunut hauen kanssa. Kalastetun lohen markkina-asema saattaa olla muuttunut, koska saalismäärät ovat rajusti vähentyneet tarkastelukaudella. Jos kalastettua lohta riittää enää vain nimenomaan sitä arvostavalle asiakassegmentille, voisi kalastettu lohi olla vähitellen eriytyvässä erikoistuotteeksi, joka osin kilpailee myös valkolihaisten lajien kanssa. Kalakauppiat arvelivat kalastettujen kotimaisten lohikalajien ja tuotujen lohikalajien markkinoiden olevan eriytyvässä. Tämä johtuu kalastettujen lohikalajien vähentyvästä tarjonnasta. Niukkuuslajien hinta nousee väkisinkin - niistä tulee harvinaisuuksia ja siten kulinaristien herkkuja.

Hauki oli yhteisintegroitu myös siian ja kuhan kanssa. Graafisen tarkastelun perusteella yhteisintegraatioille on vaikea löytää perusteita. Haukifilettä on kuitenkin tarjolla kalatiskaissa muun valkolihaisen kalan rinnalla. Haukea käytetään myös suurtalouskeittiöissä, joissa se saattaa kilpailla useamman lajin kanssa. Kyse saattaa olla myös kappaleessa 3.3.3 mainitusta virheellisestä yhteisintegraatiosta, jos testeissä olevat muuttujat eivät ole puhtaita $I(1)$ -muuttujia. Hauen kohdalla tämä saattaisi pitää paikkansa, sillä kahden muun jakson testeissä hauki todettiin stationaariseksi.

Testitulosten perusteella on rohkeaa mennä vetämään pitkälle meneviä johtopäätöksiä. Lohen ja taimenen hinnalla näyttäisi olevan melko selkeä pitkän aikavälin tasapainotila. Myös yhden hinnan laki on niiden välillä voimassa, joten niitä voidaan pitää hyvällä syyllä ainakin lähes täydellisinä substituutteina. Lyhyemmällä jaksolla lohen ja taimenen yhteisintegraatiota ei tosin päästy testaamaan. Myös kuha, siika ja ahven näyttäisivät kilpailevan ainakin jossain määrin keskenään. Niiden välinen suhde ei ole kuitenkaan yhtä selkeä kuin lohen ja taimenen. Kaikki kolme lajia kuuluvat kuitenkin arvostettuihin valkolihaisiin lajeihin ja pääosa niistä käytetään fileinä. Näyttää siltä, että valkolihaiset lajit muodostavat oman erikoisegmenttinsä, jossa lajien väliset kil-

pailusuhteet muuttuvat ajassa mm. kausittaisen tarjonnan vaihtelun vuoksi. Tämä voisi selittää myös sitä, että LOP:n testauksessa ja eksogeenisuustesteissä tulokset vaihtelevat eri ajanjaksoilla. Erikoissegmenttiin saattaa kuulua ajoittain myös muitakin lajeja, kuten hauki. Lisävalaistusta segmentin rakenteisiin voitaisiin saada monimuuttujatesteillä.

Joiltain osin kahden lyhyemmän jakson tulokset poikkesivat koko havaintojakson tuloksista. Nämä poikkeamat pidemmällä aineistoilla suoritettuihin tuloksiin saattavat kertoa kalamarkkinoilla tapahtuvista muutoksista. Yhtäläillä ne kuitenkin saattavat heijastaa lyhyellä aineistolla saatujen testitulosten epävarmuutta. Ristiriitaiset tulokset saattavat osin johtua myös rakennemuutoksesta vuonna 1995. Jonkinlaisena rakennemuutoksen merkinä voitaneen pitää sitä, että kaikkien lajien hinta-aikasarjat eivät pysy ominaisuuksiltaan yksikköjuuren suhteen samanlaisina eri ajanjaksoina. Rakennemuutoksen olemassaoloa puoltaa myös graafisessa tarkastelussa todettu useimpien lajien selvä hinnanpudotus.

Tulosten tulkinnessa kannattaa ottaa huomioon myös muita menetelmään liittyviä piirteitä. Ensinnä suoritettavien yksikköjuuritesteillä saadaan selville yhteisintegraatiotestihin kelpaavat aikasarjat. Joidenkin lajien aikasarjojen stationaarisuus muuttuu ajassa. Ilmiöön on olemassa monta mahdollista selitystä. Ensinnäkin lyhyillä aineistoilla tehtyjen testien luotettavuus on heikko. Tämän takia lyhyempien jaksoiden tuloksiin pitää suhtautua varauksella. Yksikköjuuritesteillä on joskus vaikea erottaa toisistaan yksikköjuuri prosessit ja lähes yksikköjuuri prosessit (near unit root process). Myös viivepituuksien valinta ja mahdolliset poikkeavat havainnot saattavat vaikuttaa testituloksiin.

Tässä tutkimuksessa yhteisintegraatiosuhteita on tutkittu ainoastaan pareittaisilla testeillä. Jatkotutkimuksissa voisi mielenkiintoista lisätietoa useamman lajin muodostamista ryhmistä saada monimuuttujatesteillä. Monimuuttuja-analyysimenetelmät mahdollistavat myös epästationaaristen ja stationaaristen aikasarjojen yhtäaikaisen analyysin. Lisäksi empiiriset testit on tehty lajikohtaisesti eikä joidenkin lajien kokoluokkien vaikutusta hintoihin ja käyttötarkoituksiin ole otettu huomioon. Joillakin lajeilla, kuten siiialla ja ahvenella, kokoluokka vaikuttaa huomattavasti hintaan, koska erikokoiset lajit menevät eri markkinoille. Lisätutkimuksissa tulisi näin ollen testata myös kokoluokittaiset hintasarjat. Yhteisintegraatioanalyysillä ei voi tarkasti mitata substituutisuhteiden voimakkuuksia vaan niitä tulisi tutkia kysyntäanalyysillä. Tämän tutkimuksen tulosten myötä saadaan kuitenkin ennakkotietoa substituutisuhteista. Joissain tapauksissa yhteisintegraatiotestien avulla voidaan myös löytää tapoja yhdistää lajeja suuremmiksi kokonaisuuksiksi siten, että kysyntämallit saadaan yksinkertaisimmiksi.

Lähteet

- Asche, F., Björndal, T. ja Young, J. A. 2001. Market Interactions for Aquaculture Products. *Aquaculture Economics and Management*, 5, 303 – 318.
- Asche, F., Bremnes, H. ja Wessells, C. R. 1999. Product Aggregation, Market Integration and Relationship between Prices: An Application to World Salmon Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 568-581.
- Asche, F., Salvanes, K. G. ja Steen, F. 1997. Market Delineation and Demand Structure. *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 139-150.
- Deaton, A.S. ja Muellbauer, J. 1980. *Economics and Consumer Behaviour*. Cambridge University Press: New York.
- Dobson, S., Maddala, G. S. ja Miller, E. 1989. *Microeconomics*. McGraw-Hill Book Company.
- Doornik, J. A. ja Hendry, D. F. 2000. *Modelling Dynamic Systems Using PcGive: Volume II*. Timberlake Consultants Ltd.
- Enders, W. 1995 *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons.
- Engle, R. F. ja Granger, C. W. J. 1987. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Gonzalo, J. ja Lee, Tae-Hwy 2000. On the Robustness of Cointegration Tests when Series are Fractionally Integrated. *Journal of Applied Statistics*, vol 27, No 7, 821-827.
- Gordon, D.V., Salvanes, K. G. ja Atkins, F. 1993. A Fish is a Fish is a Fish? Testing for Market Linkages on the Paris Fish Market. *Marine Resource Economics*, 8, 331-343.
- Gordon, D.V. ja Hannesson R. 1996. On Prices of Fresh and Frozen Cod Fish in European and U.S. Markets. *Marine Resource Economics*, 11, 223-238.
- Gujarati, D. N., 1995. *Basic Econometrics*. McGraw-Hill.
- Harris, R. 1995. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall.
- Hendry D. ja Juselius K. 2001. Explaining Cointegration Analysis: Part II. *Energy Journal*, Vol. 22, Issue 1.
- Jaffry, S., Taylor, G., Pascoe, S. ja Zabala, U. 1998. Market Delineation of Fish Species in Spain. CEMARE Research Paper 140, Centre for the Economics and Management of Aquatic Resources, University of Portsmouth.
- Johansen, S. ja Juselius, K. 1992. Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, 211 – 244.
- Johansen, S. 1995. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press: Oxford.
- Lewbel, A. 1996 Aggregation without Separability: A Generalized Composite Commodity Theorem. *American Economic Review*, 86, 524-561.
- MacKinnon, J. G. 1991. Critical Values for Cointegration Tests. Teoksessa: Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration. Toim. Engle R. F ja Granger C. W. F, 267 – 276. Oxford University Press: New York.
- Maddala, G. S. ja Kim, In-Moo 1998. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press: Cambridge.

- Moschandreas, M. 1994. *Business Economics*. Routledge: London.
- Nielsen, M. 2003. *Market Structure, Integration and Demand: Analysis of the European Herring Market*. Proceedings of the XVth Annual EAFE Conference, Brest.
- Osborn, D. R. 1993. Discussion: Seasonal Cointegration. *Journal of Econometrics*, 55, 299 - 303.
- Pindyck, R. S. ja Rubinfeld, D. L. 1998a. *Econometric Models and Economic Forecasts*. McGraw-Hill: Singapore.
- Pindyck, R. S. ja Rubinfeld, D. L. 1998b. *Microeconomics*. Prentice Hall International: New Jersey.
- RKTL Ammattikalastus merialueella 1990 – 2001 (Ilmestyy vuosittain). Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos: Helsinki.
- RKTL Ammattikalastus sisävesialueella 1990 – 2001 (Ilmestyy vuosittain). Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos: Helsinki.
- RKTL Kalan tuottajahinnat 1990 – 2001 (Ilmestyy vuosittain). Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos: Helsinki.
- RKTL 2001. *Kalatalous aikasarjoina – Finnish Fishery Time Series*. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos: Helsinki.
- Setälä, J. 2002. *Kalamarkkinat kansainvälistyvät osaksi elintarviketaloutta*. Julkaisussa: *Elintarvikkeita ja elämyksiä luonnosta – Kalantutkimuspäivät 2002*. Toim. Eira Railo. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos: Helsinki.
- Setälä, J., Mickwitz, P., Virtanen, J., Honkanen, A. ja Saarni, K. 2002. *The Effect of Trade Liberation on the Salmon Market in Finland*. Riista- ja kalatalouden tutkimuslaitos: Helsinki.
- Stigler, G.J. 1969. *The Theory of Price*. Macmillan Company: London.
- Stigler, G.J ja Sherwin, R.A. 1985. *The Extent of the Market*. *Journal of Law and Economics*, 28, 555-585.
- Schwert, G.W. 1989. *Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 147 – 159.
- Vataja, J. 2001. *On the Interdependence of Finnish and Swedish Newsprint Prices*. *Finnish Economic Papers*, Vol 14, No 2, 120-130.
- Varian, H. R. 1999. *Intermediate Microeconomics – A Modern Approach*. W.W. Norton & Company: New York.