

TAMPEREEN YLIOPISTO
Johtamiskorkeakoulu

OPECIN VAIKUTUS ÖLJYN HINTAAN

Kansantaloustiede
Pro gradu -tutkielma
Marraskuu 2012
Ohjaaja: Jukka Pirttilä

Marianne Suikka

TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto

Johtamiskorkeakoulu

SUIKKA, MARIANNE: Opecin vaikutus öljyn hintaan

Pro gradu -tutkielma: 54 sivua, 2 liitesivua

Kansantaloustiede

Marraskuu 2012

Avainsanat: öljyn hinta, Opec, yhteisintegroitunut VAR -malli

Opec on sitoutunut pitkän aikavälin strategiassaan ennustettavaan öljyntuotannon kehitykseen sekä kohtuulliseen hintatasoon. Toisaalta Opecin päämääränä on edistää yksittäisten jäsentensä etua sekä jäsentensä etua yhteisesti. Öljyn hinta nousi voimakkaasti 2000- luvun alkuvuosina, jolloin heräsi kysymys, onko Opecin vaikutus öljyn hintaan heikentynyt verrattuna aikaisempiin vuosikymmeniin.

Opec määritellään usein kartelliksi, vaikka tutkimustulokset ovat antaneet kartellimallin lisäksi tukea myös hallitsevan tuottajan mallille ja tavoitetulomallille. Kaufmann, Dees, Karadelolou ja Sanchez tarkastelivat vuonna 2004 julkaistussa tutkimuksessaan reaalisen öljyn hinnan, Opecin kiintiöiden, huijaamisen, kapasiteetinkäyttöasteen sekä OECD:n varastojen keskinäistä riippuvuutta. Tässä tutkielmassa tarkastellaan Opecin vaikutusta reaaliseseen öljyn hintaan vuosina 1986–2007. Tutkimuksen tarkoituksena on arvioida, onko Opecin asemassa öljymarkkinoilla tapahtunut muutos, joka selittäisi hinnan voimakkaan nousun. Tutkimusongelmaan pureudutaan kahdessa osassa. Ensin tarkastellaan kiintiöiden, huijauksen ja kapasiteetin riippuvuutta hinnasta ja toisistaan kirjallisuuskatsauksen pohjalta. Sen jälkeen tutkielman empiirisessä osassa estimoidaan Kaufmann ym. (2004) malli. Estimoinnissa käytetään yhteisintegroitunutta vektoriautoregressiivistä (VAR) menetelmää.

VAR -malli soveltuu makrotaloudellisten aineistojen analyysiin sen helpon estimoitavuuden sekä joustavuuden takia. VAR -menetelmän etu mahdollisuus yhteisintegraation avulla tarkastella mallin sekä lyhyen että pitkän aikavälin ominaisuuksia. Tässä tutkielmassa yhteisintegraatioasteen ratkaisemiseen ja pitkän ajan tasapainon määrittelyyn rajoitteiden avulla käytetään Johansenin menetelmää.

Estimointitulosten mukaan Kaufmann ym. (2004) käyttämä malli ei sellaisenaan selitä öljyn hinnan kehitystä 2000-luvulla. Vuosina 2005–2007 öljyn hinnan kehityksessä tapahtuu rakenteellinen muutos. Kun malliin lisätään dummy-muuttuja, reaalisen öljyn hinnan, Opecin kiintiöiden, huijaamisen, kapasiteetinkäyttöasteen sekä OECD:n varastojen välillä on olemassa pitkän aikavälin tasapaino, jota kohti ainoastaan öljyn hinta sopeutuu. Lisäksi tulosten mukaan Opecin kiintiöt ja huijaaminen voidaan yhdistää tuotannoksi. Kiintiöiden ja huijaamisen erillisen vaikutuksen häviäminen sekä rakenteellinen muutos kertovat Opecin vaikutuksen heikentyneen vuosina 2005–2007.

Sisällysluettelo

1. Johdanto	1
2. Opec ja öljyn hinta	3
2.1 Opec ja öljyn hinta lyhyellä aikavälillä.....	4
2.1.1 Öljyn hinta sopeutuu kiintiöjärjestelmässä	4
2.1.2 Huijaamisen vaikutus ja kausittaisuus	5
2.2 Opec ja öljyn hinta pitkällä aikavälillä	7
2.2.1 Tutkimuksia Opecin tuotannon ja öljyn hinnan riippuvuudesta	8
2.2.2 Tuotanto vai kiintiöt ja huijaus	12
2.2.3. Kapasiteetin vaikutus öljyn hintaan	15
2.3 Muut relaatiot ja OECD:n varastot	16
2.4 Yhteenveto Opecin ja öljyn hinnan välisestä riippuvuudesta	18
3. Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -malli reaaliselle öljyn hinnalle	19
3.1 Estimaattorit ja menetelmät	19
3.2 Tulokset.....	22
3.2.1 Yhteisintegraatiotulokset	22
3.2.2 Muuttujien kausaaliset suhteet	24
3.3 Rajoitteiden testaus ja tulosten tulkinta	25
4. Tutkimusmenetelmä ja aineisto	28
4.1 Vektoriautoregressiivinen malli ja yhteisintegraatiohypoteesi	28
4.2 Suurimman uskottavuuden menetelmä	29
4.3 Misspesification testit	32
4.4 Pitkän aikavälin rakenne ja hypoteesien testaus	35
4.5 Tutkimusaineisto	37
5. Tutkimustulokset.....	41
5.1 Mallin estimointi	41
5.1.1 Moniulotteisen normaaliuden toteutuminen	42
5.1.2 Parametrien vakioisuuden toteutuminen	43
5.2 Uudelleen määritelty malli	45
5.3. Tulosten tulkinta	49
6. Johtopäätökset.....	53
Lähteet.....	55
Liitteet	58
Liite 1 :Cats in Rats misspesification testit.....	58

1. Johdanto

Vuonna 2011 Opec maiden hallussa oli 81 % maailman öljyvarannoista. Opecin ulkopuolisista maista suurimmat varannot ovat Kanadalla, Venäjällä, Kazakstanilla ja Yhdysvalloilla (CIA World Factbook). Opecin suunnitelmissa on investoida kymmeniä miljardeja dollareita tulevien vuosien aikana öljyntuotantokapasiteettiinsa turvatakseen maailman taloudelle säännöllisen ja vakaan öljyntoimituksen. Vuonna 2006 julkaistussa pitkän aikavälin strategiassaan Opec on sitoutunut edellä mainitun vakauden lisäksi kohtuullisiin hintoihin. Nämä ovat keskeisimmät tekijät myös uudemmassa strategiassa. Öljymarkkinoiden toimivuuden lisäksi Opec on sitoutunut edistämään yksittäisten jäsentensä etua sekä jäsentensä etua yhteisesti. Opec on huomattava tekijä markkinoilla, mutta toisaalta sen vaikutusvalta on kyseenalaistettu, kun hinnan muutokset ovat olleet odottamattomia.

Öljyn hinnan noustessa vuosina 2005–2007, mm. International Energy Agency ja Yhdysvaltain hallinto vaati Opecia lisäämään tuotantoaan hintapaineiden laskemiseksi. Aiemmin mm. Algerian ja Qatarin öljyministerit olivat väittäneet, että Opec oli menettänyt öljyn hinnan hallinnan ja että tuotannon lisääminen ei ollut mahdollista, koska tuotantomäärät olivat lähellä täyttä kapasiteettia. Talouslehtien öljymarkkinoita käsittelevissä jutuissa arveltiin Opecin vaikutuksen öljyn hintaan heikentyneen ja esim. spekulaaation ohittaneen kartellin hinnan määrittävinä tekijöinä.

Julkisessa keskustelussa Opec määritellään usein kartelliksi, mutta tutkimustulokset ovat antaneet kartellimallin lisäksi tukea myös hallitsevan tuottajan mallille ja tavoitetulomallille. Opec muistuttaa kartellia esimerkiksi jakamalla tuotannon kiintiöillä, mutta siltä puuttuu kartellien keskeisiä ominaisuuksia, kuten kyky rangaista jäseniään huijaamisesta. Opecin 12 jäsenvaltiota ovat ominaisuuksiltaan hyvin erilaisia, mutta öljytuloilla on suuri merkitys valtioiden menojen kattamisessa. Tällöin on perusteltua ajatella, että Opecin käyttäytymistä ohjaavat muutkin tekijät kuin pelkkä voiton maksimointi. Kaufmann, Dees, Karadelolou ja Sanchez tarkastelivat vuonna 2004 julkaistussa tutkimuksessaan reaalisen öljyn hinnan, Opecin kiintiöiden, huijaamisen, kapasiteetinkäyttöasteen sekä OECD:n varastojen keskinäistä riippuvuutta vuosina 1986–2000. Tutkimuksessa ei oteta kantaa Opecin asemaan öljymarkkinoilla vaan tarkastellaan muuttujien pitkän ajan riippuvuutta toisistaan.

Tässä tutkielmassa tarkastellaan Opecin vaikutusta reaaliseen öljyn hintaan vuosina 1986–2007. Tutkimuksen tarkoituksena on arvioida, onko Opecin asemassa öljymarkkinoilla tapahtunut muutos, joka selittäisi hinnan voimakkaan nousun. Tutkimusongelmaan pureudutaan kahdessa osassa. Ensin tarkastellaan kiintiöiden, huijauksen ja kapasiteetin riippuvuutta hinnasta ja toisistaan kirjallisuuskatsauksen pohjalta. Sen jälkeen tutkielman empiirisessä osassa estimoidaan Kaufmann ym. (2004) malli. Estimoinnissa käytetään yhteisintegroitunutta vektoriautoregressiivistä (VAR) menetelmää.

VAR -malli soveltuu makrotaloudellisten aineistojen analyysiin sen helpon estimoitavuuden sekä joustavuuden takia. VAR -menetelmän etu mahdollisuus yhteisintegraation avulla tarkastella mallin sekä lyhyen että pitkän aikavälin ominaisuuksia. Tässä tutkielmassa yhteisintegraatioasteen ratkaisemiseen ja pitkän ajan tasapainon määrittelyyn rajoitteiden avulla käytetään Johansenin menetelmää.

Estimointitulosten mukaan Kaufmann ym. (2004) käyttämä malli ei sellaisenaan selitä öljyn hinnan kehitystä 2000-luvulla. Vuosina 2005–2007 öljyn hinnan kehityksessä tapahtuu rakenteellinen muutos. Kun mallia muokataan dummy-muuttujan avulla, reaalisen öljyn hinnan, Opecin kiintiöiden, huijaamisen, kapasiteetinkäyttöasteen sekä OECD:n varastojen välillä on olemassa pitkän aikavälin tasapaino, jota kohti ainoastaan öljyn hinta sopeutuu. Lisäksi tulosten mukaan Opecin kiintiöt ja huijaaminen voidaan yhdistää tuotannoksi. Kiintiöiden ja huijaamisen erillisen vaikutuksen häviäminen sekä rakenteellinen muutos kertovat Opecin vaikutuksen heikentyneen vuosina 2005–2007.

Tämän tutkielman rakenne on seuraavanlainen. Luvussa kaksi tarkastellaan Opecin päätösmuuttujien ja öljyn hinnan välistä riippuvuutta lyhyellä ja pitkällä aikavälillä. Luvussa kolme käydään läpi tarkemmin Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez malli ja tulokset. Johansenin yhteisintegraatiomenetelmä ja tutkimusaineisto esitellään luvussa neljä. Mallin estimoinnin tulokset käydään läpi luvussa viisi ja pohditaan rakenteellisen muutoksen syitä. Johtopäätökset ovat luvussa kuusi.

2. Opec ja öljyn hinta

Kun otetaan huomioon Opec-maiden vielä hyödyntämättömät öljyvarannot sekä niiden nykyinen tuotantokapasiteetti, Opec on vaikea jättää huomiotta, kun tarkastellaan öljyn hinnan kehitystä pitkällä aikavälillä. Tässä tutkimuksessa Opecin vaikutusta arvioidaan ns. Opecin päätösmuuttujien avulla, joita ovat kiintiöt, huijaus ja tuotantokapasiteetti. Asettamalla tuotantokiintiöt Opec pyrkii ohjaamaan jäsentensä tuotantoa. Todelliset tuotantomäärät vastaavat kuitenkin harvoin kiintiöitä. Tässä tutkimuksessa kiintiöistä poikkeavaa tuotannonmäärää kutsutaan huijaukseksi. Kokonaistuotantokapasiteetti on usein suurempi kuin Opeciin kohdistuvan kysynnän täyttämiseen tarvittava kapasiteetti. Näiden kahden suhdetta kuvataan kapasiteetinkäyttöasteella.

Lyhyellä aikavälillä kiintiöillä ja huijaamisella on vaikutusta öljyn hintaan. Johtuen tavasta, jolla kiintiöistä päätetään, ne eivät voi reagoida riittävän nopeasti markkinoiden kysyntä- ja tarjontashokkeihin, joten hinnan on sopeuduttava. Öljyn hinnan väliaikainen lasku voi olla myös seurausta sovitusta tuotantomääristä poikkeamisesta eli huijaamisesta. Markkinaolosuhteet voivat kannustaa Opecin jäseniä hylkäämään yhteisesti sovitut tuotantomäärät. Tämän vuoksi tuottajien välille voi syttyä hintasota. Jos kapasiteetinkäyttöaste on jo lähtötilanteessa korkealla, huijaaminen ei ole samalla tavalla mahdollista.

Opecin käsittelevien tutkimusten tulokset ovat tukeneet niin kartelli-, hallitsevan tuottajan - kuin tavoitetulomallia, kun Opecin tuotantoa ja öljyn hintaa on tarkasteltu pitkällä aikavälillä. Tulokset eivät kuitenkaan anna yksiselitteistä vastausta kysymykseen, jakautuuko Opecin vaikutusvalta öljymarkkinoilla Opecille kokonaisuutena vai onko Opecin sisällä maita, jotka vaikuttavat öljyn hintaan enemmän kuin muut jäsenet. On siis mahdollista, että Opecin ytimeen kuuluvat maat, vain osa Opec-maista tai pelkästään Saudi-Arabia toimivat hallitsevana tuottajana ja asettavat öljyn hinnan. Kokonaan toisenlainen lähtökohta Opecin tuotannolle on tavoitetulomallissa, jonka mukaan rajallinen kyky absorboida öljytuloja voi ohjata Opec-maita tuottamaan vain sen määrän öljyä, jolla katetaan budjettitarpeet.

Tuotannon rajoittaminen kiintiöillä on tyypillistä kartelleille, mutta yksiselitteisten kartellimallia tukevien tulosten puuttuminen kyseenalaistaa kiintiöiden tarpeellisuuden ja samalla Opecin

vaikutusvallan. Jos taas voidaan osoittaa, että kiintiöillä on tuotannosta erillinen vaikutus öljyn hintaan pitkällä aikavälillä kuten Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez (2004) olettavat, Opecin merkitys korostuu öljymarkkinoilla. Kiintiöpolitiikalla Opec vaikuttaa myös huijaamiseen ja tuotantoon. Öljyn hinta vaikuttaa kapasiteetti-investointien kannattavuuteen, mutta kausaalisuussuhde on myös kapasiteetista öljyn hintaan.

Tämä luku on jaettu kolmeen osaan. Ensimmäinen osa käsittelee öljyn hinnan riippuvuutta lyhyellä aikavälillä Opecin kiintiöistä ja huijaamisesta. Ensin tarkastellaan öljyn hinnan ylireagointia, kun kiintiöt eivät sopeudu eli ns. hinnan overshooting -ilmiötä. Sen jälkeen käydään läpi hinnan ja huijaamisen suhdetta. Toisessa osassa tarkastellaan Opecin päätösmuuttujia ja öljyn hintaa pitkällä aikavälillä sekä tuotannon ja investointien välistä keskinäistä riippuvuutta. Lopuksi käydään läpi lyhyesti varastoinnin merkitys. Viimeinen luku tekee yhteenvedon Opecin merkityksestä.

2.1 Opec ja öljyn hinta lyhyellä aikavälillä

Kysyntä- ja tarjontashokit johtavat öljyn hinnan sopeutumiseen, koska kiintiöiden muuttaminen ei ole helppoa. Kun hinta laskee tai nousee yllättäen, kartellin jäsenet saattavat aloittaa hintasodan tulkitessaan hinnan muutoksen johtuvan huijaamisesta. Lyhyen aikavälin riippuvuuksien tarkastelu on perusteltua, jos ajatellaan, että pitkä aika on monta lyhyttä periodia, joissa erilaiset käyttäytymisvaiheet seuraavat toisiaan. Tässä luvussa tarkastellaan ensin Opecin kiintiöjärjestelmän vaikutusta öljyn hintaan ja sen jälkeen huijaamisen riippuvuutta hinnasta lyhyellä aikavälillä.

2.1.1 Öljyn hinta sopeutuu kiintiöjärjestelmässä

De Santis (2003) mukaan suuret öljyn hinnan vaihtelut johtuvat kiintiöjärjestelmästä. Lyhyellä aikavälillä hinta sopeutuu, kun taas pitkällä aikavälillä hallitsevan tuottajan mallissa tuotanto sopeutuu ja tämän seurauksena hinnan muutokset ovat maltillisia. Kiintiöt ja hallitsevan tuottajan malli selittävät, miksi öljyn hinta on erittäin epävakaa lyhyellä aikavälillä, mutta sopeutuu ja vakiintuu pitkällä aikavälillä, kun Saudi-Arabia on hallitseva tuottaja. (De Santis 2003, s. 157.)

De Santis tutki sekä positiivisten että negatiivisten kysyntä- ja tarjontashokkien vaikutusta öljyn hintaan ja tuotantoon. Lisäksi tutkimuksessa vertailtiin öljyn hinnassa ja tuotannossa shokkien seurauksena tapahtuvien muutosten kokoa lyhyellä ja pitkällä aikavälillä. De Santisin simulaatiossa käyttämät shokit vastaavat öljymarkkinoiden vuosien 1987, 1998 ja 2000 tapahtumia. Sekä positiivinen kysyntä- että tarjontashokki olivat vuodelta 2000. Negatiivisen kysyntäshokin esikuva oli vuodelta 1998 ja tarjontashokin vuodelta 1987. Sekä kysyntä- että tarjontashokkien vaikutukset öljyn hintaan ovat suuremmat lyhyellä kuin pitkällä aikavälillä. Hallitsevan yrityksen mallissa optimaalisen hinta-tuotantoallokaation seurauksena hinnan nousu on pienempi ja tuotannon lisäys suurempi kuin kiintiöjärjestelmässä. Hinnanmuutosten vaikutukset tuloihin ja hyvinvointiin ohjaavat öljyntuotantoa. Positiivisen kysyntäshokin tapauksessa De Santisin mukaan lyhyen aikavälin suuremmat voitot kannustavat Saudi-Arabian pitämään tuotantonsa ennallaan. Sen sijaan negatiivisen kysyntäshokin seurauksena Saudi-Arabia on valmis leikkaamaan tuotantoa välttääkseen suuret tappiot. Molemmat tyyppisillä tarjontashokeilla on negatiivinen vaikutus voittoihin De Santisin mukaan, jolloin Saudi-Arabia on haluton puuttumaan markkinoiden tapahtumiin pitkäaikaisvaikutusten pelossa. (De Santis 2003, s. 166 – 169.)

2.1.2 Huijaamisen vaikutus ja kausittaisuus

Tämä luku käsittelee öljyn hinnan ja Opecin huijaamisen välistä riippuvuutta lyhyellä aikavälillä. Tässä tutkimuksessa huijaamisella tarkoitetaan Opecin päättämien tuotantokiintiöiden ja Opecin todellisen tuotannon välistä erotusta. Luvussa tarkastellaan huijaamista sekä siihen vaikuttavia tekijöitä. Lisäksi käydään läpi hinnan vaikutusta huijaamiseen sekä hintasodan merkitystä huijaamisessa.

Sekä Green ja Porter (1984) että Rotemberg ja Saloner (1986) tutkivat hinnan vaikutusta huijaamiseen ja huijaamista seurauksena alkavaan hintasotaan. Molemmissa tutkimuksissa hinta vaikutti huijaamiseen lyhyellä aikavälillä. Greenin ja Porterin mallissa huijauksen lisääntymisen seurauksena hinta laskee alle ns. laukaisuhinnan ja tämä hinnan lasku saa aikaan hintasodan, kun taas Rotemberg ja Saloner lähtevät ajatuksesta, että kysynnän ollessa korkealla yksittäisen yrityksen halu kasvattaa voittojaan, saa kaikki laskemaan hintojaan, jolloin seurauksena on suhteellisesti matalampi hintataso. Vaikka mallit ovat keskenään ristiriidassa siinä, onko huijaaminen ja hintasota todennäköisempää matala- vai korkeasuhdanteessa, molemmissa öljyn hinta vaikuttaa huijaamiseen lyhyellä aikavälillä.

Green ja Porter (1984) mallissa yritykset käyttäytyvät monopolisesti, kun hinnat ovat korkealla. Koska yritykset havaitsevat kysynnän vaihtelut epäsuorasti, hintojen lasku saattaa laukaista kilpailullisen Cournot – käyttäytymisen. Yritykset sovittavat tuotantonsa vertaamalla yhteisesti sovittua ns. laukaisinhintaa markkinahintaan. Markkinahinnan laskiessa alle laukaisinhinnan kilpailullinen käyttäytyminen alkaa. Tilanne palautuu entiselleen tietyn kiinteän ajan jälkeen.

Green ja Porter (1984) mallissa oletetaan, että tietyllä hetkellä yritykset toimivat kartellimaisesti. Yksittäisen yrityksen nettovoitot kasvavat, jos se tuottaa enemmän kuin oman markkinaosuutensa verran. Markkinaosuuden kasvattaminen lisää todennäköisyyttä, että hinta laskee alle laukaisinhinnan. Samalla kasvaa yrityksen riski palautumisajanjaksosta, jonka aikana kaikkien voitot pienenevät. Ylituottamisen marginaalihyödyn ollessa yhtä suuri kuin odotettu marginaalitappio tulevista voitoista, yritykset hylkäävät kartellin ja aloittavat Cournot kilpailun. Matala kysyntä voi myös johtaa jäsenten keskinäiseen kilpailuun. (Green, Porter 1984, s. 89 – 91; Green, Porter 1984, s. 93.)

Rotemberg ja Saloner (1986) tutkivat, millainen on tasapaino, jonka yhteistyötä tekevät oligopolit voivat saavuttaa, jos strategisena muuttujana on hinta tai tuotettu määrä. Tutkimuksen mukaan korkean kysynnän periodeilla yhteistyön tekeminen on vaikeampaa verrattuna alhaisen kysynnän periodeihin, koska huijaamisesta saavutettu hyöty ylittää huijaamisesta lankeavan rangaistuksen riippumatta siitä, onko strategisena muuttujana hinta vai määrä. Hinnan ollessa strateginen muuttuja yksittäisen toimijan on mahdollista kasvattaa markkinaosuuttaan myymällä tuotettaan hinnalla, joka on alhaisempi kuin hinta, joka maksimoi yhteisen hyödyn. Tuotannon ollessa strateginen muuttuja, huijaava yritys poikkeaa yhteisen hyödyn maksimoivasta tuotannon määrästä. Hyöty lisätuotannosta voi olla suurempi Jos yhteisen hyödyn maksimoivaa tuotannontasoa ei voida ylläpitää, säilyäkseen kartellin jäsenten on tyydyttävä sille voittojen tasolle, joka on kestävä. Jos näin ei toimita, seurauksena on hintasota korkeasuhdanteessa. (Rotemberg & Saloner 1986, s. 390 – 391.)

Rotemberg ja Saloner tulosten mukaan kilpailua esiintyy eniten, kun marginaalikustannukset ovat vakiot ja hinta on strateginen muuttuja. Korkean kysynnän periodilla hinnat laskevat, sillä hinnan ennallaan pysyminen kasvattaisi yllykettä huijata. Hinnan on laskettava, jotta yritysten välinen yhteistyö voi jatkua. Markkinatasapaino on kilpailullisempi myös siinä tapauksessa, että korkeasuhdanteen aikana kapasiteetin ajatellaan rajoittavan huijaamista. Jos tuotannon lisääminen ei

ole mahdollista, oligopolin ei myöskään tarvitse leikata hintaa. (Rotemberg & Saloner 1986, s. 390 – 391.)

Pitkällä aikavälillä sekä kilpailullinen että kartellimainen käyttäytyminen vuorottelevat. Yritysten on järkevää osallistua palautumisajanjaksoihin, vaikka ne tietävät, että alhaiset hinnat voivat olla seurausta kysynnän laskusta muiden ylituotannon sijaan. Yrityksellä ei ole sellaista yksityistä informaatiota, jonka avulla se voisi arvioida voittofunktion paremmin kuin sen kilpailijat. Tämä vuoksi yksikään yritys ei koskaan jätä kartellia. (Green, Porter 1984, s. 89 – 91; Green, Porter 1984, s. 93.)

2.2 Opec ja öljyn hinta pitkällä aikavälillä

Opecin tuotannon ja öljyn hinnan välisen Granger-kausalisuuden suunnan selvittäminen on tärkeää. Granger-kausalisuus määritelmänsä mukaan kertoo, vaikuttaako tarkasteltava aikasarja toisen aikasarjan nykyisiin ja tuleviin arvoihin. Tässä tutkielman tapauksessa kiinnostavaa on, vaikuttaako Opecin tuotanto reaaliseseen öljyn hintaan vai ei. Kartellimalleissa yksittäisen maan tuotanto on riippuvainen hinnasta, kun taas hallitsevan yrityksen mallissa hallitseva yritys asettaa hinnan, mutta ei voi vaikuttaa muiden tuotantoon. Tavoitetulomallissa tuotannon tason määrää tavoiteltavat tulot. Näissä malleissa Opecin tuotantoa käsitellään kokonaisuutena, kun taas Kaufmaan, Dees, Karadeloglou ja Sanchez (2004) tarkastelevat tuotantoa kahdessa osassa, kiintiöinä ja huijauksena, jolloin kiintiöiden erillinen vaikutus öljyn hintaan korostaa Opecin merkitystä.

Ensimmäisessä osassa esitellään Opecin tuotannon ja öljyn hinnan välistä riippuvuudesta tehtyjä tutkimuksia. Tämän luvun tarkoitus on esittää läpileikkaus Opecin roolista tehdystä tutkimuksesta ja antaa vertaileva lähtökohta Opecin roolista myöhemmin esiteltävää Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -mallia varten. Toisessa osassa tarkastellaan, onko kiintiöillä ja huijaamisella erillistä vaikutusta öljyn hintaan. Kolmas osa käsittelee kapasiteetin ja hinnan välistä riippuvuutta.

2.2.1 Tutkimuksia Opecin tuotannon ja öljyn hinnan riippuvuudesta

Opecin käyttäytymistä selittävät mallit ja tutkimusten tulokset Opecin luonteesta ovat vaihdelleet. Tässä luvussa esitellään tuloksia tutkimuksista, joissa on käytetty yksinkertaista kartellimallia, hallitsevan tuottajan -mallia (dominant firm model) sekä tavoitekäyttäytymisen mallia. Useimpien tässä esiteltyjen tutkimusten lähtökohtana on ollut vertailla erilaisten mallien selityskykyä.

Kartellimallille tukea ovat saaneet tutkimuksissaan mm. Griffin (1985), Gulen (1996) ja Böckem (2004). Näissä tutkimuksissa Opecia käsitellään yhtenäisenä. Griffinin käyttämää kartellimallia on muokattu useasti myöhemmissä tutkimuksissa.

Griffin (1985) mukaan Opec oli markkinat jakava kartelli aikaperiodilla 1971:I-1983:III. Mallia ei voitu hylätä yhdenkään tutkimuksessa mukana olleen maan kohdalla. Griffinin estimoima malli kartellin tuotannolle oli

$$\ln Q_{it} = \alpha_i + \gamma_i \ln P_t + \beta_i \ln Q_{it}^{OO} + \varepsilon_{it} \quad \text{kun } i = 1, \dots, n \text{ ja } t = 1, \dots, T \quad (2.1)$$

ja ε_{it} virhetermi.

Malli perustuu ajatukseen, että Opecin kohtaama kysyntä on maailman kokonaiskysynnän ja Opecin ulkopuolisen tuotannon erotus, joihin vaikuttavat reaalinen öljyn hinta P , talouden aktiivisuus A sekä Z eksogeeniset tarjontamuuttujat. Yksittäisen maan tuotanto Q_i ilmaistaan funktiona kokonaistuotannosta Q_i^O , jossa α_i^* kuvaa yksittäisen maan osuutta. Toisin ilmaistuna yksittäisen maan tuotanto voidaan ilmoittaa muiden maiden tuotannon Q_i^{OO} funktiona $Q_i = \alpha_i' Q_i^{OO}$, kun $i = 1, \dots, n$ ja jossa $\alpha_i' = \alpha_i^* / (1 - \alpha_j^*)$. Markkinaosuutta kuvaava α_i' on riippuvainen hinnasta P_t^n . Griffin testasi yhtälöstä kolmea erilaista muunnelmaa. Vaihtoehdossa yksi markkinaosuudet olivat vakiot, jolloin $\beta_i = 0$ ja $\gamma_i = 0$. Kaksi muuta testattua muunnelmaa olivat markkinoiden jako ($\beta_i = 0$ ja $\gamma_i \neq 0$) ja markkinoiden osittainen jako ($\beta_i > 0$ ja $\gamma_i \neq 0$).

Myös Gulenin (1996) tulokset tukevat kartellimallia. Niiden mukaan seitsemän Opec maata toimi yhtenäisesti vuosina 1982:I – 1993:IV. Lisäksi samaisella periodilla tuotannolla oli tilastollisesti merkitsevä vaikutus öljyn hintaan. Tutkimuksen mukaan Opec ei kuitenkaan ollut toiminut yhtenäisesti, sillä tutkimuksen aikaperiodi vuodesta 1965:I vuoteen 1993:II oli jaettu neljään osaan ja näistä vain viimeisellä tukea Opecin yhteistoiminnalle. Gulenin tutkimuksessa yksittäisen maan tuotannon Q_{it} ja Opecin kokonaistuotannon Q_t välistä pitkän ajan riippuvuutta kuvaa yhteisintegraatiovektori $[1, -\alpha_t]$, ja Opec pystyy vaikuttamaan öljyn hintaan, jos kausaalisuus on Opecin tuotannosta öljyn hintaan eikä toisin päin. Gulen käytti Johansenin ja Juseliuksen yhteisintegraatiomenetelmää.

Erilaista lähestymistapaa käyttäen Böckem (2004) sai tulokseksi, että Opec on hinnanasettaja/hintajohtaja, kun hän vertaili teoreettisia ja empiirisiä markkinavoimaparametrin λ arvoja. Muut maat sen sijaan ovat hinnannottajia. Hinta-johtaja -kartellimalli on ylivoimainen taloudellisen käyttäytymisen kuvaamisessa. Tutkimus perustui Bresnahanin (1989) New Empirical Industrial Organization (NEIO) lähestymistapaan, jossa kysyntä- ja tarjontafunktiot estimoidaan yhdessä eikä tarvita tiettyä markkinamallia marginaalikustannusten määrittämiseen. Näistä funktioista saadaan parametrin λ arvo, joka kuvaa markkinoiden rakennetta. λ kertoo missä määrin kysyntäfunktion kulmakerroin sisältyy yleistettyyn tarjontafunktioon. $\lambda : n$ saadessa arvon nolla markkinoilla vallitsee täydellisen kilpailun, kun taas $\lambda : n$ arvo yksi viittaa täydelliseen kartelliin. Muiden markkinamallien parametrit ovat näiden ääriarvojen välistä.

Osassa tutkimuksista kartellin sijaan Opec tai sen osa on ollut hallitseva tuottaja (dominant firm). Esimerkiksi Alhajji ja Huettner (2000b) kritisoivat kartellimallia. Heidän mukaansa Opec ei ole kartelli, koska suurin osa maailma öljyntuotannosta on Opecin ulkopuolella. Lisäksi Opec ei ole koskaan ollut yksimielinen hinnasta, vaikka se on yrittänyt asettaa tuotantokiintiöt vuodesta 1983 lähtien. Kartellille ominaisuuksiin kuuluu mahdollisuus rangaista jäseniään, mutta Opecilla ei ole keinoja puuttua huijaamiseen. (Alhajji ja Huettner, 2000b) Sen sijaan hallitsevan tuottajan mallia käyttävissä tutkimuksissa korostuu Saudi-Arabian merkitys, sillä Alhajji ja Huettner (2000b) ja De Santis (2003) mukaan Saudi-Arabia pystyy yksin toiminnallaan vaikuttamaan öljyn hintaan. Dahl ja Yucel (1990) ja Hansen ja Lindholt (2004) mukaan taas Opecin ydin tai osa Opec-maita on toiminut hallitsevana tuottajana. Näissä tutkimuksissa Saudi-Arabia ei vaikuta yksin vaan yhdessä muutamien muiden jäsenvaltioiden kanssa.

Hallitsevan tuottajan mallissa yksi tai useampi tuottaja yhdessä kontrolloivat öljyn hintaan, mutta eivät voi vaikuttaa kilpailijoidensa tuotantoon. De Santisin (2003) mukaan öljyn hinnan käyttäytymistä selittää parhaiten malli, jossa Saudi-Arabia on hallitseva tuottaja pitkällä aikavälillä. Jos lyhyellä aikavälillä kysyntä- ja tarjontashokit saivat aikaan öljyn hinnan voimakkaan reagoinnin, pitkällä aikavälillä hinnan muutokset olivat pienimpiä johtuen Saudi-Arabian roolista markkinoilla. (De Santis, 2003)

Alhajji ja Huettner (2000b) vertailivat kartelli-, oligopoli ja kilpailumalleja Opecin käytöstä selittävänä tekijänä. Alhajji ja Huettner mukaan Opec on kartelli, jos se hallitsee markkinoita ja sen jäsenten välillä on yhteistyötä. Tämän todistamiseksi hallitsevan tuottajan mallissa he testasivat kolme hypoteesia: Opec kokonaisuudessaan, Saudi-Arabia tai Opecin ydin toimii hallitsevana tuottajana markkinoilla. Tulos oli, että ainoastaan Saudi-Arabian kohdalla hypoteesia ei voitu hylätä vuosina 1973 - 1994.

Alhajji ja Huettner (2000b) mukaan Saudi-Arabian roolia hallitsevana tuottajana tukevat useat tekijät. Niistä merkittävin on kapasiteetti. Opec mailla on eniten vapaata kapasiteettia kaikilla vuosineljänneksillä. Vapaata kapasiteettia ei juuri ole Opecin ulkopuolella. Jos taas tarkastellaan kapasiteetin käyttöä Opecin sisällä, Saudi-Arabia on laskenut vapaaehtoisesti kapasiteettiaan muustakin kuin pakottavasta syystä kuten sodan vuoksi. Maa on leikannut myös tuotantoaan vapaaehtoisesti. Saudi-Arabian tuotanto on negatiivisesti korreloinut muun Opecin tuotannon kanssa. Öljyn hinnan käytöstä on selittänyt parhaiten hallitsevan tuottaja malli. Saudi-Arabian erottaa muista Opec maista se, että sille ei ole määrätty kiintiöitä vaan Saudi-Arabia on toiminut Swing-tuottajana, joka vakauttaa öljymarkkinat. Toinen erottava tekijä on, että Opecin kohtaama kysyntä on joustamatonta ja Saudi-Arabian joustavaa. (Alhajji & Huettner 2000b, s. 53)

Hansen ja Lindholt (2004) tulokset ovat osittain ristiriidassa Alhajji ja Huettner (2000b) kanssa. Heidän mukaansa hallitsevan tuottajan hypoteesi hylätään Opecille, sen ytimelle ja Saudi-Arabialle ennen vuotta 1994. Sen sijaan vuodesta 1994 lähtien se voidaan hyväksyä varauksin Opecin ytimelle, johon kuuluvat Saudi-Arabia, Kuwait, Qatar ja UEA. Hansenin ja Lindholtin johtopäätös oli, että Opec on vaikuttanut öljyn hintaan, mutta ei ole toiminut puhtaasti voittoaan maksimoiden.

Aiemmin julkaistussa Dahl ja Yucel (1990) tutkimuksessa yhtenäisesti käyttäytyvien maiden joukko muodostui Saudi-Arabiasta, Kuwaitista, Irakista, Libyasta ja Venezuelasta. Heidän tekemänsä yhteisintegraatiotestaus Opecin jäsenten tuotannon koordinaatiosta ei tukenut markkinat jakavan kartellin - eikä swing-tuottajamallia. Dahl ja Yucel mukaan ainoastaan keskimääräistä suurempien heilahdusten tapauksessa edellä mainitut viisi jäsenmaata käyttäytyivät swing – tuottajina. (Dahl & Yucel, 1990.)

Kuten Levenstein (2006) paperissa todetaan, suurin osa kartelleja koskevasta tutkimuksesta käsittelee yritysten välisiä yhteenliittymiä. Sen sijaan Opec muodostuu jäsenvaltioista, joiden tavoitteita voivat ohjata muutkin tekijät kuin pelkästään yhteisen hyödyn tavoittelu. Tavoitetulomallissa tuotannon ajatellaan olevan riippuvaista maan budjettitarpeista. Investointien toteuttamiseksi tarvitaan tulo, joka saadaan tuottamalla öljyä. Kun riittävä tulotaso on saavutettu, öljyä ei tuoteta enempää. (Alhajji & Huettner 2000c, s. 123) Alhajji ja Huettner (2000c) sekä Ramacharran (2001) käyttivät tavoitetulomallia.

Ankarassa tavoitetulomallissa hinnan noususta(laskusta) on aina seurauksena vastaava tuotannon lasku(nousu), kun tavoitellaan tiettyä investointien tasoa. Osittaisessa mallissa ylituotanto on mahdollista hetkellisesti. Ramacharran (2001) aineisto ei tukenut tavoitetulomallin ankaraa versiota, mutta osittainen tavoitetulomalli voitiin hyväksyä.

Alhajji ja Huettner (2000c) muokkasivat staattisen tavoitetulomallin dynaamiseksi, jossa tuotanto on riippuvainen hinnasta, investoinneista ja viivästetystä tuotannonmäärästä ja sovelsivat mallia ainoastaan maihin, joissa öljyvarat ovat valtion hallinnassa. Alhajji ja Huettner mukaan kun otetaan huomioon, että Opec mailla on rajallinen kyky absorboida öljytuloja, Opec maat lisäävät ja vähentävät tuotantoaan yhtä aikaa ulkoisista tekijöistä johtuen ja kartellimallia ei tarvita tuotantomuutosten selittämiseksi. Tavoitetulomallissa reaalisen öljyn hinnan nousu johtaa tuotannon leikkaukseen ja tarve lisäinvestointeihin taas tuotannon kasvattamiseen. (Alhajji & Huettner 2000c, s. 127–128, 143.)

2.2.2 Tuotanto vai kiintiöt ja huijaus

Opecin vaikutusta öljyn hintaan on arvioitu edellä esitellyissä tutkimuksissa käyttämällä Opecin tuotantoa. Opecin kokonaistuotanto voidaan jakaa kiintiöihin ja huijaukseen ja tarkastella näiden muuttujien öljyn hinnan yhteisintegraatiota erikseen kuten Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez (2004) tutkimuksessa. Tässä osassa tarkastellaan öljyn hinnan riippuvuutta erikseen kiintiöistä ja huijauksesta.

Opec käyttää markkinavaltaa päättämällä kiintiöistä, jotka vaikuttavat hintaan ja tuotantoon. Kaufmann, Bradford, Belanger, Mclaughlin ja Miki (2008) mallissa tarkastellaan taloudellisten ja institutionaalisten muuttujien vaikutusta öljyntuotantoon yksittäisissä Opec-maissa. Kun kiintiöt lisätään muuttujaksi Griffinin (1985) yhtälöön, Opecin tuotannon yhteisintegraatiorelaatio on

$$\ln Q_{it} = \omega + \beta_2 \ln P_t + \beta_3 \ln Q_{ooit} + \beta_4 \ln Quota_{it} + \theta \ln Z_{it} + \mu_{it} \quad (2.4)$$

Mallissa yksittäisen maan tuotanto on Q_{it} , P_t öljyn reaalin hinta, Q_{ooit} muiden OPEC maiden tuotanto, $Quota$ kiintiöt, Z vektori muista vaikuttavista muuttujista kuten kapasiteetista, varannoista jne. ja μ on regressiovirhe hetkellä t . Mallin regressiokertoimien avulla voidaan testata erilaisia hypoteeseja koskien Opecin toimintaa. Opec tekee yhteistyötä, jos nollahypoteesi $\beta_4 = 0$ hylätään. β_2 regressiokertoimen arvo kuvaa Opecin halukkuutta huijata, kun hinnat nousevat. Jos kerroin β_3 on suurempi kuin nolla, Opec maat jakavat tuotannon. (Kaufmann, Bradford, Belanger, Mclaughlin & Miki 2008, s. 334–338.)

Jos kiintiöillä on tilastollisesti merkittävä vaikutus tuotantoon, Opec vaikuttaa tuotantoon ja hintoihin organisaationa. Tämä hypoteesi hyväksytään kuudessa maassa. Tutkimuksessa kiintiöiden regressiokertoimen t-testit hylkäävät hypoteesin $\beta_4 = 0$. Yhteisintegraatiorelaatiossa tämä tarkoittaa, että kiintiöt vaikuttavat öljyntuotannon pitkän ajan tasapainoon. Kun hylätään myös hypoteesi $\beta_4 = 1$, jäsenmaat siis noudattavat kiintiöitään, mutta eivät tiukasti. Kaufmann ym. (2008) päättelevät, että kertoimen arvo nollan ja yhden välillä voidaan tulkita krooniseksi huijaamiseksi, jonka vallitessa kiintiöiden nostaminen johtaa suhteellisesti pienempään todellisen tuotannon kasvuun. Lisäksi

tuotannon jousto kiintiöiden suhteen korreloi huijaamisen kanssa, mikä tarkoittaa, että pienimmän jouston maat huijaavat eniten. (Kaufmann, Bradford, Belanger, Mclaughlin & Miki 2008, s. 342–343.)

Kaufmann, Bradford, Belanger, Mclaughlin ja Miki (2008) mukaan ilman kausaalisuuden tutkimista öljyn hinnan ja tuotannon negatiivinen korrelaatio voidaan tulkita kahdella tavalla, joko tuotannonleikkauksiksi korkean hinnan seurauksena tai tuotannonlisäykseksi hinnan laskemiseksi. Käyttämällä eksogeenisyystestejä sekä vektorivirheenkorjausmallin (VECM) virheenkorjaustermejä Kaufmann ym. (2008) toteavat, että yhteisintegraatiorelaatioita ei voida tulkita Opecin tuotannon vaikutukseksi öljyn hintaan. (Kaufmann, Bradford, Belanger, Mclaughlin & Miki 2008, s. 343–344.)

Opecin jäsenet reagoivat toistensa tuotannon muutoksiin. β_3 regressiokertoimen tulkinta riippuu Kaufmannin ym. (2008) mukaan siitä, asettaako Opec asettaa kiintiönsä vastaamaan tarkasti kokonaiskysynnän ja Opecin ulkopuolisen tuotannon erotusta vai ei. Ensimmäisessä tapauksessa positiivinen parametrin arvo tarkoittaa, että Opec jäsenet jakavat kysynnän ja kiintiöiden erotuksen tasaisesti keskenään. Jälkimmäisessä tapauksessa Opec maat kilpailevat keskenään, jolloin ne vastaavat havaitsemaansa huijaukseen. Kaufmann ja ym. mukaan ensimmäinen vaihtoehtoista on todennäköisempi. Lyhyellä aikavälillä Nigeriä lukuun ottamatta kaikki maat sekä lisäävät että vähentävät tuotantoaan muiden tuotannon muutosten mukaisesti. Sen sijaan Saudi-Arabian tuotannon ei ole tilastollisesti merkittävästi riippuvaista muiden tuotannosta. (Kaufmann, Bradford, Belanger, Mclaughlin & Miki 2008, s. 345–346.)

Dibooglu ja AlGudhea (2007) tutkivat Opecin kiintiöjärjestelmää sekä huijaamisen säännönmukaisuutta, kun öljyn hinta laskee tai nousee. Tutkimuksessa tarkasteltiin myös, miten yksittäiset Opecin jäsenet ja Opec kokonaisuutena reagoivat pieniin öljyn hintashokkeihin verrattuna suuriin shokkeihin. (Dibooglu & AlGudhea 2007, s. 293–294.)

Dibooglu ja AlGudhea mukaan yksittäisen jäsenen huijaaminen ch_{it} voidaan määrittellä todellisen tuotannon AP_{it} prosentuaalisena osuutena kiintiöstä Q_{it} .

$$(ch_{it}) = (AP_{it}) - (Q_{it}) / (Q_{it}) \quad (2.2)$$

Huijaamisen ja reaalisen öljyn hinnan välinen riippuvuus taas on:

$$ch_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \mu_t. \quad (2.3)$$

Dibooglu ja AlGudhea mukaan yhtälön merkki on riippuvainen kysynnän ja tarjonnan muutoksista ja niiden koosta eikä yhtälöä voida tulkita rakenteelliseksi yhtälöksi. (Dibooglu & AlGudhea 2007, s. 294–295.)

Dibooglu ja AlGudhea (2007) nollahypoteesi on, että öljyn hinta ja huijaaminen eivät ole yhteisintegroituneita. Vaihtoehtoisesti öljyn hinta ja huijaaminen ovat yhteisintegroituneita epäsymmetrisellä sopeutumisella. Kun tarkastelun ulkopuolelle jätetään maat, joiden huijaaminen on stationaarista, huijaamisen ja reaalisen öljyn hinnan välillä on pitkän aikavälin riippuvuus. Tuotanto ei sopeudu symmetrisesti negatiivisiin ja positiivisiin hintashokkeihin. Negatiiviset poikkeamat pitkän ajan keskiarvosta korjaantuvat nopeammin kuin positiiviset poikkeamat. Tulokset pätevät sekä Opecille kokonaisuudessaan ja yksittäisistä jäsenvaltioista Algerialle, Nigerialle, Saudi-Arabialle, Yhdistyneille arabiemiraateille ja Iranille. Negatiiviset poikkeamat ovat seurausta huijaamisen vähentymisestä tai reaalisen öljyn hinnan noususta, kun taas positiiviset johtuvat huijaamisen lisääntymisestä tai reaalisen öljyn hinnan laskusta. (Dibooglu & AlGudhea 2007, s. 297–298.)

Dibooglu ja AlGudhea (2007) tutkivat öljyn hinnan ja huijauksen dynaamista sopeutumista käyttämällä epäsymmetristä vektorivirheenkorjausmallia, jossa sekä lyhyen että pitkän aikavälin sopeutumukset ovat epäsymmetrisiä. Virheenkorjaustermien piste-estimaattien mukaan reaalin öljyn hinta sopeutuu ”väärään suuntaan”, kun Opecia tarkastellaan kokonaisuutena sekä yksittäisistä maista Algerian, Iranin, Nigeria, Saudi-Arabian ja Arabiemiraattien tapauksessa. Koska useimmat näistä virheenkorjaustermeistä eivät ole merkitseviä, reaalin öljyn hinta on heikosti eksogeeninen suhteessa öljyn hinnan ja huijaamisen väliseen pitkän ajan relaatioon. Toisin kuin Kaufmann ym. (2004) Dibooglu ja AlGudhea (2007) mukaan Granger-kausalisuuden suunta ei ole reaalisesta öljyn hinnasta huijaamiseen, kun tarkastellaan koko Opecia sekä Algerian, Iranin, Kuwaitin, Nigerian ja Venezuelan tapauksessa. Sen sijaan huijaamisen vaikutus reaaliseseen öljyn hintaan ei ole yhtä selvää. Tämän voi selittää tuotantopäätösten toisensa kumoava vaikutus, mikä tarkoittaa, että osa maista alittaa kiintiönsä

kun taas osa ylittää. Kiintiöitä nostetaan niiden maiden kohdalla, jotka tuottavat liikaa öljyä, jolloin kiintiöissä on endogeenisyyttä. (Dibooglu & AlGudhea 2007, s. 299–300.)

Sekä yksittäisten maiden tapauksessa että koko Opecin tapauksessa huijaaminen ei ole symmetristä ja vaan reagoi eri tavalla negatiivisiin ja positiivisiin shokkeihin. Osassa Opec maita huijaaminen on selvästi riippuvaista öljyn hinnan kehityksestä. Sen sijaan reaalin öljyn hinta reagoi symmetrisesti positiivisiin ja negatiivisiin shokkeihin. Impulssireaktiofunktiot tulosten mukaan Venezuela ja Indonesia tuottavat alle kiintiöidensä reaalin öljyn hinnan negatiivisen ja positiivisen shokin tapauksessa. Iran ja Kuwait alittavat positiivisen ja ylittävät negatiivisen shokin iskiessä. Loput maat ylittävät kiintiönsä riippumatta siitä, onko shokki positiivinen vai negatiivinen. Opec lukuun ottamatta Saudi-Arabiaa ja Opec kokonaisuudessaan tuottavat liian vähän, kun reaalin öljyn hinta nousee ja tuottavat liikaa kun reaalin hinta laskee. (Dibooglu & AlGudhea 2007, s. 302–303.)

Dibooglu ja AlGudhea (2007) simuloivat myös epätavallisen kokoisten shokkien vaikutusta huijaamiseen. Lähes jokaisen maan huijaamiskäyttäytyminen muuttuu, kun markkinoilla on poikkeuksellisen suuri shokki. Fiskaalisten tekijöiden merkitys kasvaa. Reaalin öljyn hinnan suurten positiivisten ja negatiivisten shokkien tapauksessa Opec kokonaisuutena toimii symmetrisesti. Edellisten tapauksessa Opec maat alittavat kiintiönsä ja jälkimmäisessä tuottavat enemmän kuin kiintiönsä. (Dibooglu & AlGudhea 2007, s. 306–307.)

2.2.3. Kapasiteetin vaikutus öljyn hintaan

Ylimääräinen kapasiteetti pehmentää hinnan nousupainetta, kun öljyyn kohdistuu odottamattoman suuri kysyntäshokki. Opec hylkäsi tavoitehintakaistan, kun Opeciin kohdistuvaa kysyntäpiikkiin ei voitu vastata vuonna 2003. Väärien hintaodotusten takia uuteen kapasiteettiin ei investoitu tarpeeksi, ja uudet investoinnit eivät vaikuta hintaan välittömästi. (Brook 2004, s. 35.) Gault, Spierer, Bertholet ja Karbassioun (1999, s. 138) mukaan Persianlahden sodan jälkeen Opecin kokonaiskiintiö on ollut lähempänä kokonaiskapasiteettia, jolloin yksittäisten maiden kiintiöt ovat olleet lähempänä niiden tuotantokapasiteettia. Feuerstein ja Gersbach (2003) mukaan ajoitus on olennainen kysymys, kun tarkastellaan investointeja. Tutkimuksen mukaan kartellihintojen nousu johti investointien lisääntymiseen. (Levenstein 2006, s. 84.)

Dees, Karadeloglou, Kaufmann ja Sanchez (2007) simuloivat Opecin kapasiteetin 5 % muutoksen vaikutuksen öljyn hintaan. Kapasiteetin kasvattaminen alentaa kapasiteetinkäyttöastetta, joka on määritelty kokonaistuotanto/kokonaiskapasiteetti. Kapasiteetinkäyttöasteen aleneminen laskee öljyn hintaa. Simulaation tulos kertoo, että kapasiteetin kasvattaminen alentaa välittömästi reaalista öljyn hintaa 12 % ja pitkällä aikavälillä 10 %. Opecin tulot tippuvat 8 %, kun öljyn hinnan lasku kasvattaa Opeciin kohdistuvaa kysyntää 2 %. Tästä Dees ym. mukaan seuraa, että Opecin ei kannata lisätä kapasiteettia ennen kuin öljyn tarve vastaa kokonaiskapasiteettia ja hinnat nousevat. Lisätulot voidaan investoida uuteen kapasiteettiin. (Dees, Karadeloglou, Kaufmann & Sanchez 2007, s. 9.)

Maiden väliset erot tuotannon hintajoustossa johtuvat kapasiteetinkäyttöasteesta. Tuotannon lisääminen hintojen nousun seurauksena ei ole mahdollista maille, jotka ovat lähellä maksimikapasiteettiaan. (Kaufmann, Bradford, Belanger, Mclaughlin & Miki 2008, s. 343–344.)

On todennäköisempää, että Opecin kapasiteetin kasvaa maltillisesti, koska Opecin sisäiset esteet kapasiteetin kasvattamiseksi ovat suuret. Syitä tähän ovat: investointeihin tarvittavat rahat ovat poissa muista tarpeista valtioiden budjeteissa, ulkomaalaisia yhtiöitä ei haluta mukaan investointeihin, ja jopa tarve estää esiintymien liian pikainen hyödyntäminen. (Gately 2004, s. 93)

2.3 Muut relaatiot ja OECD:n varastot

Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -mallissa tarkastellaan kolmen Opec päätösmuuttujan: kiintiöiden, huijauksen sekä kapasiteetinkäyttöasteen ja öljyn hinnan välistä yhteisintegraatiota. Tässä osassa tarkastellaan näiden päätösmuuttujien keskinäisiä riippuvuuksia ja lopuksi lyhyesti varastoinnin merkityksestä mallissa.

Huijaaminen on osittain riippuvainen kiintiöistä. Griffin ja Xiong (1997) toteavat, että Opec vähentää pienten maiden halukkuutta huijata suosimalla niitä kiintiöitä jakaessaan. Keskisuuret tuottajat häviävät järjestelyssä eniten, mikä yllyttää ne satunnaisiin jaksottaisiin huijauksiin. Öljyn luonne rajallisena luonnonvarana ja varantojen hyödyntämisnopeuden tekniset rajoitteet vaikuttavat halukkuuteen huijata. Kaikki jäsenmaat hyötyvät huijaamisesta. Huijaamisen hyöty kasvaa diskonttokoron noustessa ja

yllyke huijata eroaa suurten ja pienten maiden välillä. Jäsenmaat hyötyvät yhteisesti kiintiöjärjestelmästä, mutta hyöty ei jakaudu tasaisesti niiden kesken. Pienet maat hyötyvät kiintiöjärjestelmästä enemmän kuin muut, jolloin keskisuuret maat taas hyötyvät huijaamisesta muita enemmän. (Griffin & Xiong 1997, s. 290; Griffin & Xiong 1997, s. 299.)

Huijaaminen alentaa huijaajan tulevaa tuotantoa ja laskee alkuperäistä hintaa, mutta nostaa tulevaa kysyntää ja sitä kautta tulevia hintoja. Huijauksen vaihtoehtoiskustannus öljylle on korkeampi kuin uusiutuvalla luonnonvaralla staattisella kysynnällä. (Griffin & Xiong 1997, s. 303.)

Hinnan ja kapasiteetin välisen riippuvuuden lisäksi kapasiteetilla on vaikutusta tuotantoon. Compte, Jenny & Rey (2002) mukaan kapasiteettiepäsymmetriat voivat vaikeuttaa kartellien yhteistyötä (Levenstein 2006, s. 47.) Keskisuurten maiden vapaan kapasiteetin määrä lisää myös huijauksen kannattavuutta. Kiintiöjärjestelmän muuttaminen tasapuolisemmaksi keskisuuria maita kohtaan johtaisi pienten maiden lisääntyneeseen huijaamiseen. (Griffin & Xiong 1997, s. 304–305.)

Lyhyellä aikavälillä tarjonta on riippuvainen olemassa olevasta kapasiteetista eikä voi ylittää tätä kapasiteettia. (Krichene 2002, s. 568) Koska tarjonta on yhdistetty kiintiöistä ja huijauksesta, voidaan ajatella, että huijaus on riippuvainen lyhyellä aikavälillä kapasiteetista. Korkealla kapasiteetinkäyttöasteella huijaus muuttuu vaikeammaksi. Kun otetaan huomioon, että öljyteollisuudessa on tuotantoa rajoittaa lyhyellä aikavälillä tuotantokapasiteetti, keskipitkällä aikavälillä varantojen hyödyntämisen nopeus ja pitkällä aikavälillä varannot kaiken kaikkiaan, kysynnän kasvun pitäisi vähentää huijausta (Griffin, Xiong 1997, s. 309–313.) Toisaalta Kolasky (2002) mukaan kun ylimääräistä kapasiteettia voidaan käyttää rangaistuskeinona huijaajia vastaan, kartelli vahvistuu (Levenstein 2006 s. 84).

Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -mallissa on mukana Opecin päätösmuuttujien lisäksi OECD:n varastot. Hinnan volatilitteetti vaikuttaa varastoihin kahdella eri tavalla. Lyhyellä aikavälillä öljyn hinta nousee, kun kuluttajat ja öljyn jalostajat haluavat pitää suuria varastoja markkinavolatilitteetin ollessa suuri. Toisaalta niin kauan kuin volatilitteetti on korkea, se itsessään aiheuttaa hinnan nousun, koska se nostaa öljyn pumppaamiseen oikeuttavan osto-option hintaa. Nykyinen tuotanto voi laskea, kun sen vaihtoehtoiskustannus nousee. Tuotannon jatkaminen ja

varastojen tyhjentäminen kannattaa tässä tapauksessa vain, jos spot-hinta nousee riittävästi suhteessa futuurihintaan. (Brook, Price, Sutherland, Westerlund & Andre 2004, s.29.) Toisaalta varastojen kasvu laskee öljyn hintaa vähentämällä riippuvuutta nykyisestä tuotannosta ja laskemalla tarjontakatkosten riskipreemiota (Kaufmann, Dees, Gasteuil & Mann 2008, s. 2612).

2.4 Yhteenveto Opecin ja öljyn hinnan välisestä riippuvuudesta

Tämän tutkielman fokuksessa on Opecin tuotannon ja öljyn hinnan välinen riippuvuus sekä muuttujien väliset kausaalisuussuhteet. Tässä osassa tehdään yhteenveto edellä esitetystä kirjallisuudesta.

Lyhyellä aikavälillä sekä kiintiöt että huijaaminen aiheuttavat öljyn hinnan sopeutumisen pois päin pitkän aikavälin tasapainosta. Kiintiöjärjestelmän seurauksena hinta sopeutuu markkinashokkeihin. Sen sijaan huijaaminen on riippuvainen hinnasta. Korkealla hintatasolla tuotanto ja sen seurauksena huijaaminen lisääntyy, kun tuottaja haluaa kasvattaa voittojaan. Hinnanlasku taas voidaan tulkita muiden lisääntyneeksi tuotannoksi, jolloin yksittäinen tuottaja vastaa lisäämällä omaa tuotantoaan. Pitkällä aikavälillä Opecin tuotanto vaikuttaa öljyn hintaan. Kun otetaan huomioon, että kiintiöt ovat yhteisintegroituneita tuotannon kanssa, voidaan myös pitkällä aikavälillä tarkastella kiintiöiden ja huijaamisen vaikutusta öljyn hintaan erikseen. Kapasiteetin ja öljyn hinnan kausaalisuus voi olla kahdensuuntainen johtuen siitä, että kapasiteetin kasvu alentaa hintaa, mutta investoinnit ja kasvattaminen ovat riippuvaisia hinnasta. Opec voi lisäksi vaikuttaa huijaamiseen kiintiöpolitiikallaan ja kapasiteetti-investoinneillaan.

Seuraavassa luvussa esitellään tarkemmin tässä tutkielmassa estimoitava Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -malli ja tulokset Opecin päätösmuuttujien ja öljyn hinnan yhteisintegraatioista.

3. Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -malli reaaliselle öljyn hinnalle

Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez (2004) tutkivat Opecin vaikutusta reaaliseseen öljyn hintaan, sekä reaalisesta öljyn hinnan ja Opecin tuotannon välistä riippuvuutta. Tulosten mukaan reaalisesta öljyn hinnan stokastinen trendi on yhteisintegroitunut Opecin kapasiteetinkäyttöasteen, kiintiöiden ja kiintiöiden ylittämisen sekä OECD:n öljyvarastojen stokastisen trendin kanssa. Lisäksi Granger-kausaalisuuden suunta ei ole reaalisesta öljyn hinnasta muihin muuttujiin, vaan muiden muuttujien arvot ovat vaikuttaneet reaalisesta öljyn hinnan arvoihin. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez, 2004, s. 67–68.)

Mallin tärkein etu öljyn hinnan ja Opecin riippuvuuden estimoinnissa on, että se ei ota kantaa Opecin luonteeseen ja asemaan öljymarkkinoilla. Sen avulla tarkastellaan vain pitkän ajan riippuvuuksia. Lisäksi kiintiöiden ja huijauksen vaikutusta öljyn hintaan tarkastellaan erikseen. Mallissa on myös mukana muuttujia, joiden vaikutus näkyy erilaisena lyhyellä ja pitkällä aikavälillä. Esimerkiksi kapasiteetti on rajoittava tekijä lyhyellä aikavälillä, mutta investoinnit voivat muuttaa tilannetta ajan kuluessa.

Luku 3.1 esittelee tarkemmin Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -mallin sekä tutkimuksessa käytetyt estimaattorit ja estimointimenetelmät. Luvussa 3.2 käydään tarkemmin läpi tutkimuksen tulokset ja niiden tulkinta.

3.1 Estimaattorit ja menetelmät

Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchezin (2004) käyttämä malli tarkastelee pelkästään reaalisesta öljyn hinnan ja Opecin tuotannon ja kapasiteetin käyttöasteen välistä yhteisintegroituvuutta. Tutkimuksessa käytetään kolmea estimaattoria muuttujien välisen riippuvuuden tutkimiseen.

Mallissa reaalisesta öljyn hinnan eli *Price* -muuttujan selittävinä tekijöitä ovat *Days*, *Quota*, *Cheat* ja *Caputil*. Näistä kolme viimeksi mainittua ovat ns. Opecin päätösmuuttujat, joihin Opec voi vaikuttaa.

Öljyn hintana tutkimuksessa käytetään Yhdysvaltojen raakaöljyn Free-on-Board (FOB) tuontihintaa vuoden 1996 dollareissa. *Quota* kuvaa Opecin jäsenmaiden yhteenlaskettuja kiintiöitä eli kokonaistuotantokiintiötä miljoonana barrelinä päivässä (Mbd). *Cheat* eli huijaus on Opecin todellisen tuotannon ja kokonaistuotantokiintiön erotus (Mbd). *Caputil* on Opecin kapasiteetin käyttöaste eli kokonaistuotanto jaettuna kokonaiskapasiteetilla. Sen sijaan *Days* on OECD:n öljyvarastot jaettuna OECD maiden öljyn kysynnällä eli muuttuja kuvaa varastojen riittävyyttä päiviksi eteenpäin. Kaufmannin ym. (2004) mallissa on myös dummy – muuttujia, joista *War* on Persianlahden sota periodeilla 1990:III ja 1990:IV. Lisäksi mallissa on kolme kausittaista dummy – muuttujaa $Q1_t$, $Q2_t$ ja $Q3_t$, jotka kuvaavat neljännesvuosiaineiston periodeja I, II ja III. (Kaufmann Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s. 69.)

Kaufmannin ym. (2004) tutkimuksen ensimmäinen estimaattori öljyn hinnalle on

$$\text{Price}_t = \alpha + \beta_1 * \text{Days}_t + \beta_2 * \text{Quota}_t + \beta_3 * \text{Cheat}_t + \beta_4 * \text{Caputil}_t + \beta_5 * Q1_t + \beta_6 * Q2_t + \beta_7 * Q3_t + \beta_8 * \text{War}_t + \mu_t \quad (3.1)$$

Muuttujien välistä riippuvuutta lyhyellä aikavälillä Kaufmann ym. (2004) tutkivat estimoimalla virheenkorjausmallin (3.2) Pienimmän neliösumman menetelmällä.

$$\Delta \text{Price}_t = k + \alpha \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^s \lambda_{1i} \Delta \text{Days}_{t-i} + \sum_{i=1}^s \lambda_{2i} \Delta \text{Quota}_{t-i} + \sum_{i=1}^s \lambda_{3i} \Delta \text{Cheat}_{t-i} + \sum_{i=1}^s \lambda_{4i} \Delta \text{Caputil}_{t-i} + \sum_{i=1}^s \lambda_{5i} \text{Price}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

missä Δ on ensimmäinen differenssi (esim. $\text{Price}_t - \text{Price}_{t-1}$). (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s. 70–72.)

Muuttujien lyhyen ja pitkän ajan riippuvuuden tutkimiseen yhtä aikaa Kaufmann ym. (2004) käyttävät suurimman uskottavuuden menetelmää ja estimoivat osittaisen systeemin vektorivirheenkorjausmallin

$$\Delta Price_t = \alpha(\beta_1 Price_{t-1} + \beta_2 X_{t-1}) + \sum_{i=1}^s \lambda_i \Delta Price_{t-i} + \sum_{i=1}^s \phi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^s \theta_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

jossa X on vektori kaikista yhtälön (3.1) oikealla puolella olevista muuttujista ja Z on vektori kaikista dummy - muuttujista. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s. 72–73.)

Yksikköjuurten olemassaolon sekä muuttujien yhteisintegraation testaukseen Kaufmann ym. käyttävät laajennettua Dickey-Fuller testiä (jatkossa ADF -testi) sekä Hylleberg-Engle-Granger-Yoo kehittämää testimenetelmää kausittaiselle integraatiolle (jatkossa HEGY -testi). Yksikköjuurellisten muuttujien yhteisintegroituvuutta testataan korvaamalla muuttuja $Price$ yhtälössä (3.1) epästationaarisella muuttujalla ja poistamalla stationaarinen muuttuja yhtälöstä. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s. 70.)

Kun muuttujat ovat epästationaarisia, pienimmän neliösumman menetelmä (PNS) ei ole käyttökelpoinen. Kaufmann ym. (2004) käyttävät Engle ja Granger -metodia yhteisintegroituvuuden selvittämiseen, jossa pitkän ajan tasapainoyhtälö (3.1) estimoidaan ensin pienimmän neliösumman menetelmällä, jonka jälkeen tarkistetaan residuaalin stokastisuus sekä laajennetulla ADF - että HEGY -testillä. Residuaalin stationaarisuus tarkoittaa, että muuttujat ovat yhteisintegroituneita. Koska yhteisintegraatiovektorin PNS-estimaatti on harhainen pienotoksissa, tämän välttämiseksi epästationaaristen muuttujien välisten relaatioiden estimoinnissa käytetään dynaamista pienimmän neliösumman menetelmää (dynamic ordinary least-squares eli DOLS) ja suurimman uskottavuuden menetelmää (Full information maximum likelihood eli FIML). Lisäksi pienimmän neliösumma menetelmällä estimoidaan yhtälö, jossa kaikki muut muuttujat selittävät hinnan muutoksia. Kaufmann ym. (2004) toteavat, että näillä kaikilla kolmella estimointimenetelmällä tulosten pitäisi olla samanlaisia. Jos tulosten välillä olisi ristiriitaa, dynaamisen pienimmän neliösumman ja suurimman uskottavuuden menetelmien antamat tulokset ovat parempia. Yhtälö (3.1) estimoidaan dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä, koska se antaa asympotoottisesti tehokkaita estimaatteja yhteisintegroituville muuttujille. Nämä tulokset vastaavat muuttujien pitkän ajan suhdetta. PNS:ää käytetään lyhyen aikavälin relaatioiden tutkimiseen yhtälöstä (3.2) eli virheenkorjausmallista. Suurimman uskottavuuden menetelmän avulla saadaan sekä pitkän että lyhyen aikavälin suhde yhdellä estimoinnilla yhtälöstä (3.3). (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s. 69–73.)

Muuttujien välisten kausaalisten suhteiden selvittämiseen Kaufmann ym. (2004) käyttävät kahta metodia. Granger-kausaalisen suhteen testaamiseksi estimoidaan vektoriautoregressiivinen malli (Vector autoregressive model eli VAR), jossa viisi endogeenista muuttujaa ja neljä dummy-muuttujaa. Mallissa rajoitetaan endogeenisen muuttujan viivästetyt arvot nolaksi. Rajoitteiden hyväksyminen tutkitaan F-testillä. Toinen tutkimuksessa käytetty menetelmä on asettaa vektorivirheenkorjausmallin (Vector error correction model eli VECM) α :n elementtejä nolaksi. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s. 73–74.)

3.2 Tulokset

3.2.1 Yhteisintegraatiotulokset

Muuttujien yksikköjuuritestausta osoittaa, että *Quota* -, *Cheat* - ja *Caputil* -muuttujissa on vuotuinen yksikköjuuri, mutta niissä ei ole kausittaista juurta. HEGY -testit hylkäävät yksikköjuuret *Price* ja *Days* - muuttujille 5 % tasolla, mutta eivät 1 % tasolla. Tulosten mukaan yhteisintegroituvuusrelaatio sisältää vain muuttujat *Quota* , *Cheat* ja *Caputil* . Nämä muuttujat ovat epästationaarisia, mutta ne eivät ole keskenään yhteisintegroituneita. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.70.)

Kaufmann ym. mukaan yhtälön (3.1) regressiotulokset osoittavat, että regressiovakiot muodostavat yhteisintegraatiovektorin, ne poikkeavat tilastollisesti nolasta ja niillä on teorian mukaiset etumerkit. ADF - ja HEGY -testit hylkäävät yhtälön (3.1) residuaalin stokastisen trendin vuotuisella ja alle vuotuisella taajuudella. FIML testitulokset yhtälöstä (3.3) tukevat yhteisintegroituvuustulosta, koska λ_{\max} testin mukaan nolla yhteisintegroituvuusrelaatiota hylätään. Yhtälön (3.1) oikeanpuolen muuttujien regressiokertoimien stabiiliustestausta Quandt Likelihood Ratio -testillä hyväksyy nolahypoteesin, jonka mukaan kertoimet ovat stabiileja. Kaufmann ym. (2004) mukaan tämä tulos on ristiriidassa Powell (1990) tulosten kanssa, joiden mukaan kapasiteetin käyttöasteen selitysteho olisi heikentynyt. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s. 77.)

Kolmella estimointitekniikalla Kaufmann ym. saavat samanlaiset, teorian mukaiset, tulokset. *Days* -muuttujan regressiokerroin on negatiivinen. Varastojen kasvu vähentää riippuvuutta ajankohtaisesta öljyntuotannosta alentaen öljyn tuotannon keskeytymisen riskipreemiota. Myös *Quota* - ja *Cheat* -muuttujien regressiokerroin on negatiivinen. Opecin tuotannon lisääntyminen suhteessa kiintiöön lisää tarjontaa suhteessa Opecin kohtaamaan kysyntään, kun kiintiö on asetettu. Näiden muuttujien kasvu alentaa öljyn hinnan nousupainetta. Sen sijaan *Caputil* -muuttujan kerroin on positiivinen eli tuotantomahdollisuuksien väheneminen nostaa öljyn hintaa. Kaufmann ym. (2004) mukaan OPEC on toiminut vuosina 1986–2000 marginaalituottajana eli sopeuttanut tuotantonsa vastaamaan ulkopuolisen tuotannon ja kysynnän välistä erotusta. *War* -muuttujalla on positiivinen vaikutus öljyn hintaan. Vaikutus häviää muutaman periodin jälkeen. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.77–78.)

Kaufmann ym. (2004) mukaan regressiotulokset indikoivat, että reaalin öljyn hinta sopeutuu yhtälön (3.1) oikean puolen muuttujien muutoksiin ja tämä sopeutumisnopeus (α) on merkitsevä. Tämä tarkoittaa, että yhtälö (3.1) voidaan tulkita yhteisintegraatiorelaationa, jossa oikean puolen muuttujat ovat Granger-syy reaaliselle öljyn hinnalle. Kaufmann ym. (2004) argumentoivat, että hinnat sopeutuvat välittömästi muutoksiin, mikä on todiste eteenpäin katsovista rationaalisista markkinoista. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.78.)

TAULUKKO 1. Kaufmann ym. yhteisintegraatioestimoinnin tulokset

Yhteisintegroituvuus hintayhtälölle (price equation)	Kaufmann (2004)
Price	1,00 (49,60)
Constant / Trend	105,96 (17,96)
Quota	1,725 (25,49)
Days	0,88 (15,70)
Cheat	0,572 (2,64)
Caputil	38,25 (25,20)
Adjustment rate	-0,79 (13,1)

3.2.2 Muuttujien kausaaliset suhteet

VAR -mallin muuttujien välisen kausaalisuuden testaus rajoitteilla osoittaa, että kausaalinen suunta on *Days* -, *Quota* - ja *Caputil* -muuttujista reaaliseseen öljyn hintaan. *Cheat* -muuttujan ja öljyn hinnan välillä ei ole kausaalista suuntaa. Reaalisen öljyn hinnan vaikutuksesta muihin muuttujiin ei ole todisteita, eikä yhtälön (3.1) oikean puolen muuttujien välillä ei ole kausaalista suhdetta. Kaufmann ym. (2004). tulokset ovat yhteneviä Gulen (1997) kanssa, VAR - ja VECM -rajoitteet antavat samansuuntaiset tulokset. Hannon-Quinn testisuure määrittää VECM -viiveiden lukumääräksi neljä. λ_{\max} - ja λ_{trace} -testisuureiden mukaan muuttujien välillä on kaksi yhteisintegroituvuusyhtälöä. Näille kahdelle relaatiolle hylätään nollahypoteesi $\alpha = 0$ muuttujien *Days* , *Quota* ja *Cheat* tapauksessa. Tämän mukaan, näillä ehdoilla, yhdessä tai kahdessa relaatiossa, epätasapaino ei vaikuta yhtälöihin $\Delta Days$, $\Delta Quota$ ja $\Delta Cheat$. *Days* , *Quota* ja *Cheat* eivät siis ole Granger-syy reaaliselle öljyn hinnalle eivätkä muillekaan $I(1)$ -muuttujille VECM -mallissa. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.79.)

VECM -malli spesifioidaan uudelleen siten, että *Price* ja *Caputil* ovat endogeenisiä ja loput eksogeenisiä. Myös uudelleen spesifioidussa mallissa Hannon-Quinn testisuureen mukaan VECM -viiveiden lukumäärä on neljä ja λ_{\max} - ja λ_{trace} - testisuureiden mukaan mallin yhteisintegraatioaste on kaksi. Näitä kahta uudelleen spesifioitua yhteisintegroituvuusrelaatiota käytetään muuttujien *Caputil* ja *Price* keskinäisen suhteen määrittämiseen. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.79.)

Nollahypoteesi, jonka mukaan $\Delta Caputil$ yhtälön $\alpha : n$ elementit ovat nolliä, hylätään. Kun *Caputil* ei ole eksogeeninen, tämä tarkoittaa, että ainakin toinen kahdesta yhteisintegraatiorelaatiosta vaikuttaa yhtälöön $\Delta Caputil$. Reaalisen öljyn hinnan ja kapasiteetin käyttöasteeseen välinen Granger-kausalisuuden suunta selvitetään asettamalla rajoite, joka eliminoi hinnan toisesta yhteisintegraatiorelaatiosta. Tulokseksi saadaan, että reaalin öljyn hinta ei ole Granger-syy kapasiteetin käyttöasteelle. Myös nollahypoteesi, jonka mukaan $\Delta Price$ yhtälön $\alpha : n$ elementit ovat nolliä, hylätään. Tällöin toinen kahdesta yhteisintegraatiorelaatiosta vaikuttaa $\Delta Price$ yhtälöön. Rajoittamalla pois yhden muuttuja kerrallaan VECM -mallista, kunkin muuttujan kohdalla saadaan tulokseksi, että $\alpha : n$ elementit $\Delta Price$ yhtälölle ovat tilastollisesti nollasta poikkeavia. Koska tulosten

mukaan yhtään I(1) muuttujaa ei voida poistaa yhteisintegraatioavaruudesta, voidaan todeta, että *Caputit*, *Cheat*, *Days* ja *Quota* ovat Granger-syy reaaliselle öljyn hinnalle. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.80.)

3.3 Rajoitteiden testaus ja tulosten tulkinta

Regressiotulokset indikoivat, että Opec vaikuttaa reaaliin öljyn hintoihin kapasiteetin käytöllä, asettamalla kiintiöt ja huijaamiskäyttäytymisellä. Opecin tuotanto on *Cheat* ja *Quota* summa. Opecin merkitys kasvaa, jos kiintiöillä erillinen vaikutus reaaliseseen öljyn hintaan. Kaufmann ym. (2004) testaavat kiintiöiden erillistä vaikutusta rajoitteella $\beta_2 = \beta_3$ DOLS estimaatilla yhtälöstä (3.1) ja FIML estimaatilla yhtälöstä (3.3). Rajoitetta ei voida hylätä yhtälössä (3.1), mutta se hylätään selvästi yhtälössä (3.3). Kaufmann ym. tulkitsevat nämä ristiriitaiset tulokset epävarmuudeksi Opecin kiintiöpäätösten kestävydestä. Lyhyellä aikavälillä raakaöljyn hinta pörsseissä reagoi Opecin kiintiöpäätöksiin, mutta pitkällä aikavälillä hintojen ei pitäisi poiketa kysyntä-tarjonta fundamenttien määräämästä tasosta. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.81.)

Reaalisen öljyn hinnan ja huijaamisen välillä ei ole riippuvuutta. Reaalinen öljyn hinta ei ole Granger-syy kiintiöistä poikkeavalle tuotannolle nollahypoteesia ei voida hylätä rajoitetuissa VAR - että VECM -malleissa. Toisin sanoen yksittäisten maiden tuotannon poikkeamiseen vaikuttavat muut tekijät kuin hinta. Myöskään kiintiöt tai kapasiteetin käyttöaste eivät ole riippuvaisia öljyn hinnasta, mikä tarkoittaa, että tuotannon ja kapasiteetin määrän sanelevat muut tekijät kuin hinta. Tällaisia tekijöitä voivat olla Gately (1995) mukaan öljytulojen nettonykyarvo, sopiva markkinaosuus tai poliittiset tavoitteet. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.82.)

Kaufmann ym. (2004) testaavat myös kilpailevia hypoteeseja Opecin käyttäytymiselle. Opecin markkinoiden jakamiskäyttäytymistä on testattu Griffinin (1985) yhtälön (3.4) β :n ja γ :n arvojen avulla. Kaufmann ym. (2004) testaavat tuotannon ja hinnan kausaalista relaatiota yksittäisten maiden tapauksessa käyttämällä ADF - ja HEGY -testejä yhtälön (3.4) regressioresiduaaleille. He muokkaavat

yhtälöstä 4 lisäämällä siihen hinnan kanssa yhteisintegroituneita muuttujia ja estimoivat yhtälön (3.5) OLS:llä. γ :n tulkinta saadaan VAR -mallilla tutkimalla hinnan ja tuotannon kausaalisuuden suuntaa.

$$\ln Q_{it} = \alpha_i + \gamma_i \ln P_t + \beta_i \ln Q_{it}^{OO} + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

Kaufmann ym. (2004) muokkaavat sitä seuraavasti

$$\begin{aligned} \ln Q_{it}^n = & \alpha_i + \gamma \ln P_t + \beta_i \ln Q_{it}^o + \lambda \ln Days_t + \phi \ln Quota_t + \pi \ln Cheat_t + \theta \ln Caputil_t \\ & + \eta_1 Q1 + \eta_2 Q2 + \eta_3 Q3 + \eta_4 War + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.5)$$

missä Q_{it}^n on Opecin ulkopuolisten maiden tuotanto ja Q_{it}^o Opecin tuotanto.

Tuotannon negatiivinen vaikutus hintaan on yhtenäinen yksittäisillä mailla tehtyjen kausaalisuusanalyysien tulosten kanssa. Kahdeksan jäsenvaltion tuotannon ja öljyn hinnan välillä ei ole kausaalista suhdetta. Ainoastaan Saudi-Arabian, Algerian ja Venezuelan tuotanto reagoi öljyn hintaan. Tavoitetulo-mallien mukaan tuotannon vaikutus on negatiivinen niissä maissa, jotka eivät kykene absorboimaan tuloja riittävästi. Tämä voi olla syy Algeriassa, mutta todennäköisesti ei Saudi-Arabiassa ja Venezuelassa. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.74–75; 82–83.)

Hinnat reagoivat yksittäisten Opec-maiden tuotannon muutoksiin. Griffin ja Xiong (1997) mukaan Saudi-Arabia pitää kartellin kurissa tuottamalla enemmän kuin kiintiöosuutensa. Ennen Hugo Chavezin valintaa isona tuottajana Venezuela pystyi haastamaan Saudi-Arabian johtoaseman ja sivuuttamaan asetetut kiintiöt. Kaufmann ym. (2004) mukaan Giffinin yhtälöstä estimoitujen γ :n ja β :n käyttäminen Opecin käytöksen arvioinnissa voi olla harhaanjohtavaa. Kaufmann ym. (2004) pitävätkin yksittäisten maiden tuotannon ja hinnan välistä negatiivista riippuvuutta osana hinnan yhteisintegraatiorelaatiota. Jos yhtälö 3.4 ei ole yhteisintegraatioyhtälö tuotannolle, sitä ei voida käyttää kilpailevien mallien testaamiseen. Myös analyysi tuotannon ja hinnan kausaalisesta suhteesta Opecin ulkopuolisilla mailla tukee päätelmää, että hinnan ja tuotannon välinen negatiivinen riippuvuus pitäisi tulkita osana hinnan, ei tuotannon, yhteisintegraatiorelaatiota. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.84.)

Mallissa esiintyvän OECD:n raakaöljyn varastoilla on negatiivinen vaikutus reaaliiseen öljyn hintaan. Kaufmann ym. (2004) mukaan yksityiset varastot pitävät öljyn hintaa alhaalla, kun perinteisesti niiden on ajateltu vähentävän tarjonta katkosten vaikutuksia. Varastokustannusten arvostusten muutos on johtanut yksityisten varastojen pienenemiseen. Tästä on seurannut pienemmät yksityiset kustannukset, mutta korkeammat sosiaaliset kustannukset, kun öljyn hinta on noussut. Varastojen kasvattaminen todennäköisesti nostaisi hintoja kysynnän kasvaessa, joten hyöty jää todennäköisesti oletettua pienemmäksi. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.85.)

Kaufmann ym. tekevät seuraavat johtopäätökset tuloksistaan. Heidän mukaansa reaaliiseen öljynhinnan ja tuotannon negatiivista riippuvuutta ei pidä tulkita taaksepäin kääntyvänä tarjontakäyränä. Opecilla on yhä valtaa öljyn maailman markkinahinnan muodostumisessa, eikä sen vaikutus markkinoilla ei ole heikentynyt. Lisäksi valta ei rajoitu pelkästään tuotantopäätöksiin. Opec voi vaikuttaa reaaliiseen öljyn hintaan kapasiteetin käyttö päätöksillään sekä sillä, miten paljon tuotanto ylittää asetetut kiintiöt. (Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez 2004, s.85.)

4. Tutkimusmenetelmä ja aineisto

Tutkimuksen empiirisessä osassa Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -mallin testaamiseen käytetään Johansenin menetelmää yhteisintegroituille VAR -mallille. Luvussa 4.1 käydään läpi VAR -malli ja yhteisintegraatiohypoteesi. Luku 4.2 esittelee Johansenin suurimman todennäköisyyden menetelmän yhteisintegraatioasteen ratkaisemiseksi. Luku 4.3 käsittelee VAR -mallin oletusten testaamista ja luku 4.4 yhteisintegroituusrelaatioiden testausta. Luvussa 4.5 esitellään tutkimusaineisto.

4.1 Vektoriautoregressiivinen malli ja yhteisintegraatiohypoteesi

Johansen ja Juselius (1990) määrittelevät yhteisintegraatiohypoteesin käyttämällä vektoriautoregressiivistä mallia. Tarkasteltaessa p - kappaletta muuttujia k :nnen asteen vektoriautoregressiivinen malli on muotoa

$$\mathbf{X}_t = \mu_0 + \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \mu + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, \quad (4.1)$$

kun $t=1, \dots, T$, ja missä $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ on $IIN_p(0, \Omega)$, $\mathbf{X}_0, \dots, \mathbf{X}_{-k+1}$ oletetaan kiinteiksi, ja \mathbf{D}_t sisältää dummy-muuttujat. Ilmaistaessa VAR -malli ensimmäisenä differenssinä viiveoperaattorin $\Delta = 1 - L$ avulla se on muotoa

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma_2 \Delta \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \Pi \mathbf{X}_{t-m} + \mu + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, \quad (4.2)$$

missä $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ ja $\Pi = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$.

Kerroinmatriisin Π aste kuvaa muuttujien välistä pitkän ajan riippuvuutta. Jos matriisin aste $\text{Rank}(\Pi) \sim p$ eli matriisi on täysi, tällöin vektoriprosessi \mathbf{X}_t on stationaarinen. Jos $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < p$, on olemassa $p \times r$ matriisit α ja β , jotka toteuttavat ehdon $\Pi = \alpha \beta'$. Jos

yhteisintegroituvuusvektorit β edelleen toteuttavat ehdon $\beta' \mathbf{X}_t$ on stationaarinen, kun \mathbf{X}_t on epästationaarinen, voidaan malli tulkita Grangerin vektorivirheenkorjausmallina (Vector error correction model eli VECM)

Johansenin ja Juseliuksen (1990) mukaan yhteisintegroituvuushypoteesi r -kappaleelle yhteisintegroituvuusvektoreita on siis

$$H_2 : \Pi = \alpha\beta', \text{ missä } \alpha \text{ ja } \beta \text{ ovat } p \times r \text{ matriiseja.} \quad (4.3)$$

(Johansen & Juselius 1990, s. 169–170).

4.2 Suurimman uskottavuuden menetelmä

Johansenin ja Juseliuksen (1990) mukaan yhteisintegraatioaste voidaan selvittää suurimman uskottavuuden menetelmällä. Empiirinen VAR -malli muutetaan tilastolliseksi malliksi, jota voidaan käyttää taloudellisessa tulkinnassa. Virheenkorjausmalli on

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma_2 \Delta \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \Pi \mathbf{X}_{t-m} + \mu + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t. \quad (4.4)$$

Malli (4.4) voidaan muuttaa kompaktimpaan muotoon seuraavien notaatioiden avulla

$$\begin{aligned} \mathbf{Z}_{0t} &= \Delta \mathbf{X}_t, \\ \mathbf{Z}_{1t} &= [\Delta \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \Delta \mathbf{X}_{t-k+1}, D_t, 1], \\ \mathbf{Z}_{kt} &= \mathbf{X}_{t-k}. \end{aligned} \quad (4.5)$$

Lisäksi Γ on matriisi \mathbf{Z}_{1t} :n parametreista eli matriisi, joka sisältää parametrit $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \Phi$ ja μ .

Tällöin malli (4.4) voidaan kirjoittaa muodossa

$$\mathbf{Z}_{0t} = \Gamma \mathbf{Z}_{1t} + \Pi \mathbf{Z}_{kt} + \varepsilon_t, \text{ kun } t = 1, \dots, T. \quad (4.6)$$

Kun Π on kiinnitetty, suurimman todennäköisyyden estimointi muodostuu regressiosta $Z_{0t} - \Pi Z_{kt}$ Z_{1t} suhteen, josta saadaan normaaliyhtälöt

$$\sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{0t} \mathbf{Z}'_{1t} = \Gamma \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{1t} \mathbf{Z}'_{1t} + \Pi \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{kt} \mathbf{Z}'_{1t}. \quad (4.7)$$

Tulomomenttimatriiseja merkitään seuraavasti

$$M_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{it} \mathbf{Z}'_{jt} \quad (i, j = 0, 1, k), \quad (4.8)$$

jolloin yhtälö (4.7) voidaan kirjoittaa muodossa

$$\Gamma = \mathbf{M}_{01} \mathbf{M}_{11}^{-1} - \Pi \mathbf{M}_{k1} \mathbf{M}_{11}^{-1}. \quad (4.9)$$

Näiden avulla voidaan määrittellä seuraavat residuaalit

$$\mathbf{R}_{0t} = \mathbf{Z}_{0t} - \mathbf{M}_{01} \mathbf{M}_{11}^{-1} \mathbf{Z}_{1t}, \quad (4.10)$$

$$\mathbf{R}_{kt} = \mathbf{Z}_{kt} - \mathbf{M}_{k1} \mathbf{M}_{11}^{-1} \mathbf{Z}_{1t}. \quad (4.11)$$

Keskitetty uskottavuusfunktio on

$$|\Lambda|^{-T/2} \exp \left\{ - \sum_{t=1}^T (\mathbf{R}_{0t} - \Pi \mathbf{R}_{kt})' \Lambda^{-1} (\mathbf{R}_{0t} - \Pi \mathbf{R}_{kt}) / 2 \right\}. \quad (4.12)$$

VAR -mallin (4.4) estimaatit voidaan ilmaista seuraavalla tavalla

$$\mathbf{S}_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{R}_{it} \mathbf{R}'_{jt} = \mathbf{M}_{ij} - \mathbf{M}_{i1} \mathbf{M}_{11}^{-1} \mathbf{M}_{1j} \quad (i, j = 0, k). \quad (4.13)$$

(Johansen & Juselius 1990, s. 174–175; Juselius 2006, s. 116–119)

Keskitetty uskottavuuden funktio voidaan ilmaista muodossa

$$\mathbf{R}_{0t} = \alpha\beta' \mathbf{R}_{kt} + \text{virhe} . \quad (4.14)$$

Kun hypoteesi $H_2 : \Pi = \alpha\beta'$ on voimassa ja β on kiinnitetty, yhtälö (4.14) voidaan ratkaista α :lle

$$\tilde{\alpha}(\beta) = \mathbf{S}_{0k} \beta (\beta' \mathbf{S}_{kk} \beta)^{-1} . \quad (4.15)$$

Suurimman uskottavuuden estimaatti β :lle saadaan ratkaisemalla ominaisarvoyhtälö

$$\left| \lambda \mathbf{S}_{kk} - \mathbf{S}_{k0} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{0k} \right| = 0 . \quad (4.16)$$

Ominaisarvoyhtälöllä on p -kappaletta ratkaisuja $1 > \tilde{\lambda}_1 > \dots > \tilde{\lambda}_p > 0$, jotka vastaavat ominaisvektoreita $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_{p1})$, jotka on normalisoitu $\hat{V}' \mathbf{S}_{kk} \hat{V} = I_p$. Suurimman uskottavuuden estimaatit β :lle ovat

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r) , \quad (4.17)$$

ja suurimman uskottavuuden funktio on

$$L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i) . \quad (4.18)$$

(Johansen & Juselius 1990, s. 174–175; Juselius 2006, s. 116 - 119).

Yhteisintegraatioasteen testaaminen tehdään ns. trace – testillä, jossa on kaksi hypoteesia

$H(p) : \text{rank} = p$ eli ei yksikköjuuria, \mathbf{X}_t on stationaarinen

$H(r) : \text{rank} = r$ eli $p - r$ yksikköjuurta, r yhteisintegroituvuusvektoria ja \mathbf{X}_t on epästationaarinen

(Juselius 2006, s. 132)

Trace – testisuure lasketaan seuraavasti

$$-2 \ln Q(H(r)/H(p)) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (4.19)$$

eli testisuureen nollahypoteesi on, että ominaisarvot $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = 0$. Jos nollahypoteesi hylätään, testiä jatketaan seuraavalla r :n arvolla, kunnes nollahypoteesi hyväksytään.

Vaihtoehtoinen testisuure λ_{\max} vertaa hypoteeseja $H(r)$ ja $H(r+1)$

$$-2 \ln Q(H(r)/H(r+1)) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (4.20)$$

(Hansen & Juselius 1995, s. 7.)

4.3 Misspesification testit

VAR -menetelmä perustuu oletukseen moniulotteisesta normaaliuudesta. Tämän toteutumista tutkitaan residuaalien misspesification testeillä, jotta estimoitavan mallin mahdolliset ongelmat voidaan korjata. Yhteisintegraatioasteen määrittämiseksi mallin on oltava oikein määritelty. Residuaalien testaamiseen käytetään autokorrelaatio-, heteroskedastisuus- ja normaaliustestejä. VAR -malleissa tilastolliset päätelmät (Juselius 2006, s. 66–78) ovat herkkiä autokorreloituneille ja vinoille residuaaleille, mutta kestäviä ylimääräiselle huipukkuudelle ja heteroskedastisuudelle. Yhteisintegroituuusaste kestää jonkin verran ARCH vaikutusta (Rahbek 2002.) Estimoinnissa käytetyt CATS in RATS - ohjelman misspesification testit on esitetty liitteessä 1.

Moniulotteisen normaaliuden lisäksi estimoinnissa tarkistetaan, että mallissa toteutuu parametrien vakioisuus. Hansen ja Johansen 1999 esittivät metodeja parametrien vakioisuuden testaamiseen yhteisintegroituuneissa VAR -malleissa. Menetelmät perustuvat rekursiivisesti laskettujen ominaisarvojen graafiseen analysointiin. Rekursiivinen estimointi tarkoittaa, että parametrit on estimoitu peräkkäin perustuen havaintoihin $\mathbf{X}_{-k+1}, \dots, \mathbf{X}_t$, kun $t = T_0, \dots, T$. Nollahypoteesi testauksessa on, että parametrit ovat vakioita tarkasteltavalla aikaperiodilla. Testejä on useita, jotka kaikki tarkastelevat malleja eri

kannalta, mutta tässä esitetään vain ne parametrien vakioisuuden testit, joita käytetään myöhemmin estimoinnissa (Hansen & Johansen 1999 s. 306–307.)

Useita parametreja $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ sisältävän mallin parametrin θ_1 vakioisuuden testaamiseksi Hansen ja Johansen käyttävät kahta seuraavaa menetelmää. Rekursiivisesti estimoidut parametrit voivat perustua yhtälöön

$$L^{(r)}(\theta_1, \theta_2) = \prod f(\mathbf{X}_S | \mathbf{X}_{S-1}, \dots, \mathbf{X}_{-k+1}, \theta_1, \theta_2). \quad (4.21)$$

Toinen tapa on käyttää koko otoksen uskottavuutta parametrin θ_2 poistamiseksi ratkaisemalla

$$\frac{\partial \ln L^{(r)}(\theta_1, \theta_2)}{\partial \theta_2} = 0, \quad (4.22)$$

joka määrittää $\theta_2 = \hat{\theta}_2^{(r)}(\theta_1)$. Tämän jälkeen θ_1 rekursiiviset estimaatit ovat ratkaistavissa keskitetystä (concentrated) uskottavuuden funktiosta

$$L'_{fix}(\theta_1) = L^{(r)}[\theta_1, \hat{\theta}_2^{(r)}]. \quad (4.23)$$

(Hansen & Johansen 1999, s. 307.)

Tässä tutkimuksessa parametrien vakioisuutta tarkastellaan 1 - askeleen ennustetisyyteen ja β :n vakioisuuden testin avulla. Ensin mainitun testin hyöty on tapauksissa, joissa ilmenee systemaattista ennustevirhettä peräkkäisillä aikaperiodeilla. β :n vakioisuuden testillä taas voidaan tarkastella, ovatko yhteisintegraatiorelaatiot vakioita koko tutkimusperiodilla.

1 - askeleen ennustetin hypoteesi on, että Δz_τ generoi sama Gaussin yhteisintegroitu prosessi, joka on generoinut $\Delta z_q, \dots, \Delta z_{\tau-1}$, kun $\tau = T_0 + 1, \dots, T$.

Ennustevirhe saadaan

$$f_\tau = \Delta z_\tau - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\Gamma}(\tau-1) \Delta z_{\tau-j} - \hat{\Pi}(\tau-1) z_{\tau-1} - \hat{\mu}(\tau-1) - \hat{\Phi}(\tau-1) D_\tau, \text{ kun } \tau = T_0 + 1, \dots, T, \quad (4.24)$$

ja testisuure on

$$T(\tau) = \left(\frac{\tau}{d_1 + r} + 1 \right) f_\tau' \hat{\Sigma}^{-1}(\tau-1) f_\tau, \text{ kun } \tau = T_0 + 1, \dots, T. \quad (4.25)$$

Jos hypoteesi pitää paikkansa, testisuure $T(\tau)$ on χ^2 jakautunut d_0 vapausasteella. Yksittäiselle sarjalle testi on muotoa

$$T(\tau) = \left(\frac{\tau}{d_1 + r} + 1 \right) f_{i\tau}^2 / \Sigma(\tau-1)_{ii}, \text{ kun } \tau = T_0 + 1, \dots, T. \quad (4.26)$$

Tämä testisuure on asympotoottisesti $\chi^2(1)$ jakautunut. (Hansen & Juselius 1995, s. 76–77)

β :n vakioisuus testin hypoteesi on, että $H_{\beta_\tau} : \tilde{\beta} \in sp(\beta_\tau)$, kun $\tau = T_0, \dots, T$. Testisuure saadaan

$$-2 \ln(Q(H_{\beta_\tau} | \hat{\beta}(\tau))) = \tau \sum_{i=1}^r (\ln(1 - \hat{\rho}_i(\tau)) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i(\tau))), \text{ kun } \tau = T_0, \dots, T. \quad (4.27)$$

Testisuure on asympotoottisesti χ^2 jakautunut $(d_k - r)r$ vapausasteella, kun $\hat{\rho}_i(\tau)$ ovat ratkaisuja yhtälöstä

$$|\rho \tilde{\beta} \mathbf{S}_{kk}(\tau) \tilde{\beta} - \tilde{\beta} \mathbf{S}_{k0}(\tau) \mathbf{S}_{00}^{-1}(\tau) \mathbf{S}_{0k}(\tau) \tilde{\beta}| = 0, \quad (4.28)$$

ja $\hat{\lambda}_i(\tau)$ ovat r suurinta ominaisarvoa rajoittamattomassa ominaisarvoyhtälössä

$$\left| \lambda \mathbf{S}_{kk}(\tau) - \mathbf{S}_{k0}(\tau) \mathbf{S}_{00}^{-1}(\tau) \mathbf{S}_{01}(\tau) \right| = 0, \text{ kun } \tau = T_0, \dots, T. \quad (4.29)$$

(Hansen & Juselius 1995, s. 77.)

4.4 Pitkän aikavälin rakenne ja hypoteesien testaus

Kun yhteisintegroituvuusaste on määritetty, voidaan määrittellä ja testata erilaisia hypoteeseja koskien yhteisintegroituvuusrelaatioita ja sopeutumiskertoimia. Rajoitteita voidaan asettaa joko yhteisintegraatiorelaatioille tai sopeutumiskertoimille. Lisäksi voidaan testata näiden rajoitteiden yhdistelmiä.

Kun yhteisintegroituvuushypoteesi on määritelty seuraavasti

$$H_2 : \Pi = \alpha\beta', \quad (4.30)$$

voidaan erilaiset hypoteesit esittää muodossa

$$\begin{aligned} H_3 : \Pi &= \alpha\varphi'H' \text{ tai } \beta = H\varphi \\ H_4 : \Pi &= A\psi\beta' \text{ tai } \alpha = A\psi \\ H_5 : \Pi &= A\psi\varphi'H' \end{aligned} \quad (4.31)$$

ja H_j^* on H_j , johon on lisätty $\mu = \alpha\beta'_0$, kun $j = 2, \dots, 5$.

Matriisit $\mathbf{A}(p \times m)$ ja $\mathbf{H}(p \times s)$ ovat tunnettuja ja määrittävät lineaarisia rajoitteita $\alpha(p \times r)$ ja $\beta(p \times r)$ parametreille, jolloin parametrien kokonaismäärä vähenee määrään $\varphi(s \times r)$ ja $\psi(m \times r)$, kun $r \leq s \leq p$ ja $r \leq m \leq p$ (Johansen & Juselius 1990, s. 172–173.)

β :n rajoitukset voivat koskea kaikkia yhteisintegroituvuusvektoreita, jolloin VAR -malli voidaan ilmaista muokattujen muuttujien avulla. Esimerkki tällaisesta rajoitteesta on ns. long-run exclusion -

testi, jolloin muuttuja voidaan jättää esimerkiksi kokonaan pois yhteisintegroituvuusavaruudesta, kun nollahypoteesi toteutuu. Yksittäistä yhteisintegroituvuusvektoria koskevat hypoteesit ovat muotoa

$$\beta_i = H_i \varphi_i. \quad (4.32)$$

(Juselius 2006, s. 173–178; Juselius 2006, s. 193–198.)

Pitkän aikavälin heikko eksogeenisyys tarkoittaa, että muuttuja on vaikuttanut systeemin muiden muuttujien pitkän aikavälin satunnaiskulkuun, mutta muuttuja itse ei ole saanut vaikutteita muista muuttujista. Tätä hypoteesia voidaan testata α :n rajoitteella

$$H_\alpha^c(r): \alpha = \mathbf{H}\alpha_1. \quad (4.33)$$

Rajoitteella testataan nollarivien määrää α :ssa, kun α on $p \times r$, \mathbf{H} on $p \times s$ matriisi ja α_1 on $s \times r$ matriisi α :n nollostapoikkeavista kertoimista. (Juselius 2006, s. 173–178; Juselius 2006, s. 193–198.)

Pitkän aikavälin rakenteen spesifioimiseen käytetään yksittäisille muuttujille neljää χ^2 -testiä, jotka voidaan määrittellä edellä mainittujen hypoteesien avulla. Näiden testien avulla tarkastellaan muuttujien stationaarisuutta ja heikkoa eksogeenisyyttä sekä testataan, onko mahdollista jättää jokin muuttujista pois yhteisintegraatiorelaatiosta ja yksikkövektorin olemassaoloa. Exclusion testisuure (4.34) kertoo, mitkä muuttujat voidaan, ja mitä muuttujia ei voida jättää pois yhteisintegraatiorelaatiosta. Huomattava on kuitenkin, että erittäin tärkeä yksittäinen muuttuja voi saada ei-merkitsevän testituloksen, koska se on multikollineaarinen muiden muuttujien kanssa. Stationarity testisuure (4.35) kertoo, onko yksittäinen sarja stationaarinen. Stationaaristen muuttujien lisääminen yhteisintegraatiorelaatioon kasvattaa yhteisintegraatioastetta. Yksittäisten muuttujan heikko eksogeenisyys pitkän ajan parametrien β suhteen saadaan selville weak exogeneity (4.36) testisuureen avulla. Hypoteesin hyväksyminen tarkoittaa, että Δx ei sisällä informaatiota β :n pitkän ajan parametreista. Eksogeenisyys tulosten avulla määritetään myös muuttujien kausaalisuus. (Hansen & Juselius 1995, 64–66.)

Formaalisti nämä testihypoteesit on määritelty seuraavasti

Poisjätön hypoteesi on

$$H_0 : \beta_{ij} = 0 \quad j = 1, \dots, r. \quad (4.34)$$

Stationaarisuuden hypoteesi on

$$H_0 = \beta = (H_i, \varphi), \quad (4.35)$$

missä H_i on i :s vektori I_p :stä ja φ on $p \times (r - 1)$ matriisi rajoittamattomista vakioista.

Heikon eksogeenisyyden hypoteesi on

$$H_0 : \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r. \quad (4.36)$$

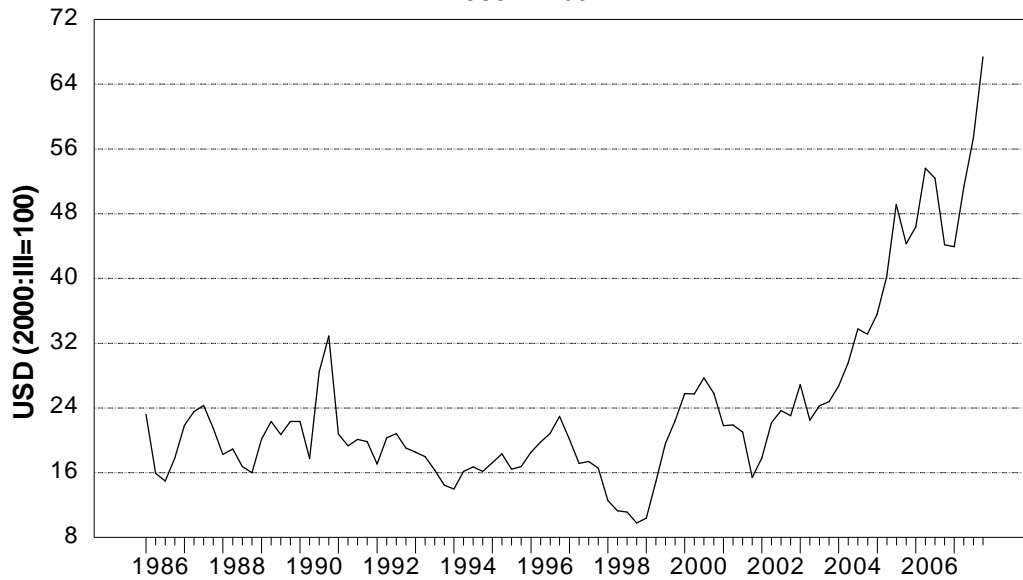
4.5 Tutkimusaineisto

Tutkimuksessa käytettiin neljännesvuosiaineistoa 1986:III – 2007:IV väliseltä ajalta. *Price* on öljyn reaalin FOB (free on board) hinta (USD/barrelia). Reaalinen hintasarja on saatu nominaalisesta käyttämällä kuluttajahintaindeksiä (CPI) siten, että periodi 2000:III=100 (U.S. Department of Labor, Consumer Price Index.) Vuonna 2004 Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchezin julkaisemaan tutkimukseen verrattuna öljyn hinta on noussut selvästi vuosina 2001 - 2007. Aikasarja *Days* kuvaa OECD-maiden öljyvarastojen riittävyyttä päiviksi eteenpäin. *Days* muuttujan kehitys on seurausta kysynnän kasvusta, ei fyysisten varastojen määrä laskusta. (Monthly Oil Market Report, 1990 – 2008)

Quota on Opecin tuotantokiintiö miljoonana barrelina päivässä (Mbd) ja *Cheat* on Opecin huijaus. *Quota* lähteenä on käytetty Opecin julkaisemaa Ceiling Allocation tilastoa. Opecin todellinen tuotanto on saatu EIA:n January 2008 Monthly Energy Review tilastosta ja sen avulla on laskettu huijaus eli todellisen tuotannon ja tuotantokiintiöiden erotus (Mbd). *Quota* -muuttujassa ovat mukana vain ne maat, jotka ovat allekirjoittaneet Opecin kiintiösopimuksen. Esimerkiksi Irak on useammin sopimuksen ulkopuolella kuin mukana siinä. Jakamalla tuotanto kokonaiskapasiteetilla saadaan *Caputil* eli Opecin tuotantokapasiteetin käyttöaste. Sekä kiintiöt että kapasiteetin käyttöaste ovat kasvaneet. Opecin kapasiteetti aineisto on saatu R. K. Kaufmannilta.

Reaalinen öljyn hinta

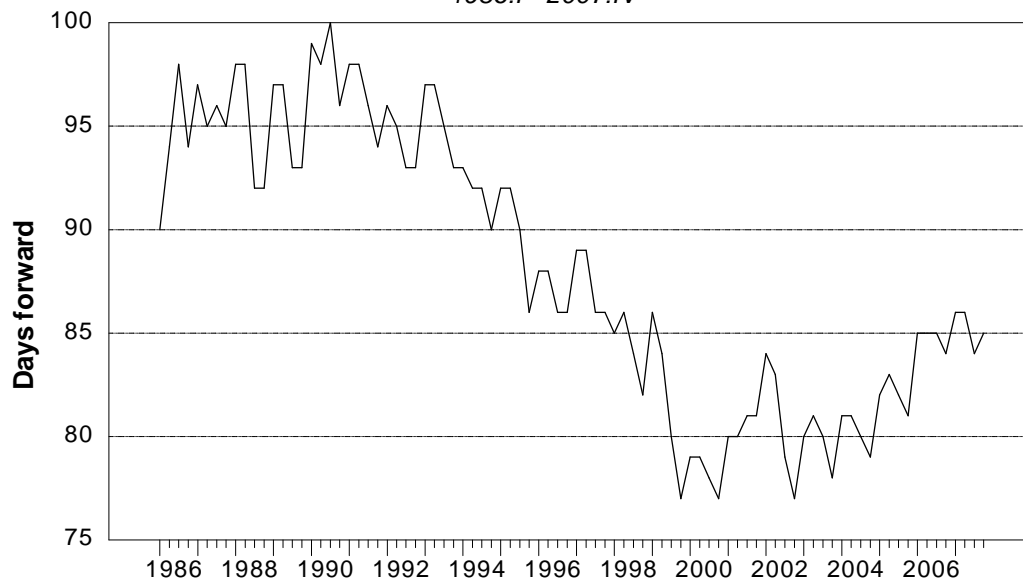
1986:I - 2007:IV



KUVIO 1. Reaalisen öljyn hinnan kehitys

OECD:n varastot

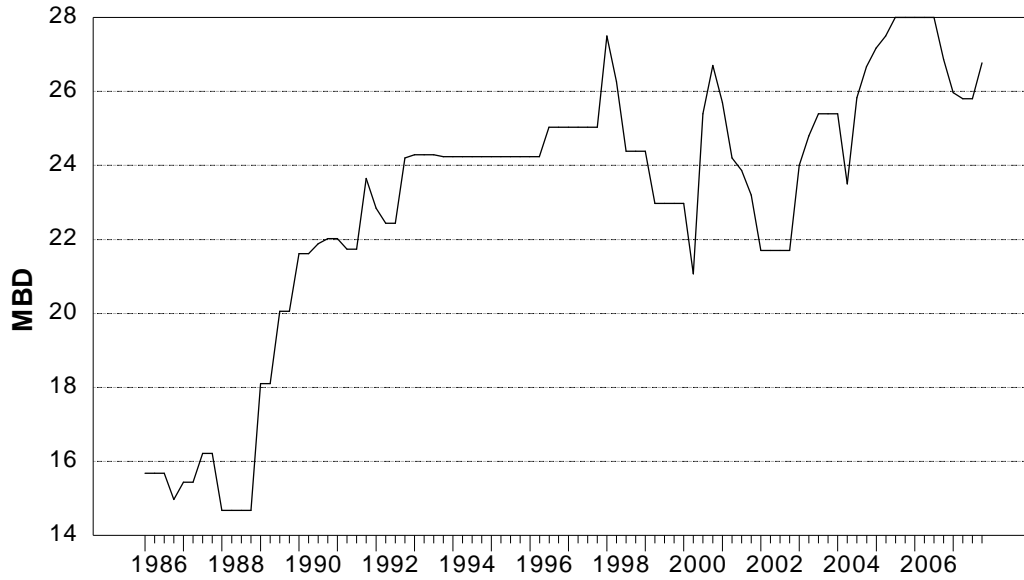
1986:I - 2007:IV



KUVIO 2. OECD:n varastojen riittävyys päiviksi eteenpäin

Opecin kokonaiskiintiöt

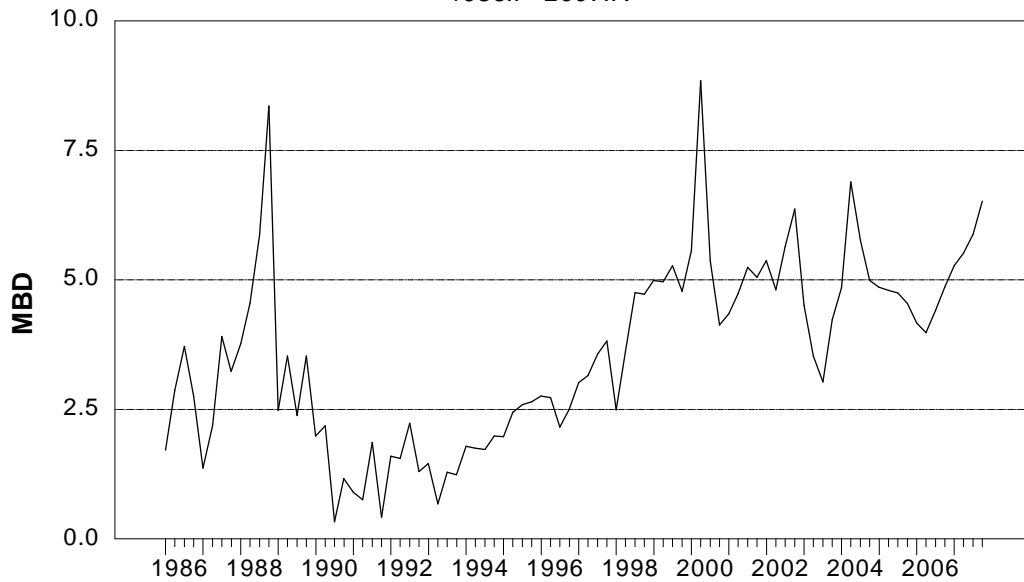
1986:I - 2007:IV



KUVIO 3. Opecin kokonaiskiintiöt miljoonana barrelina päivässä

Opec maiden huijaus

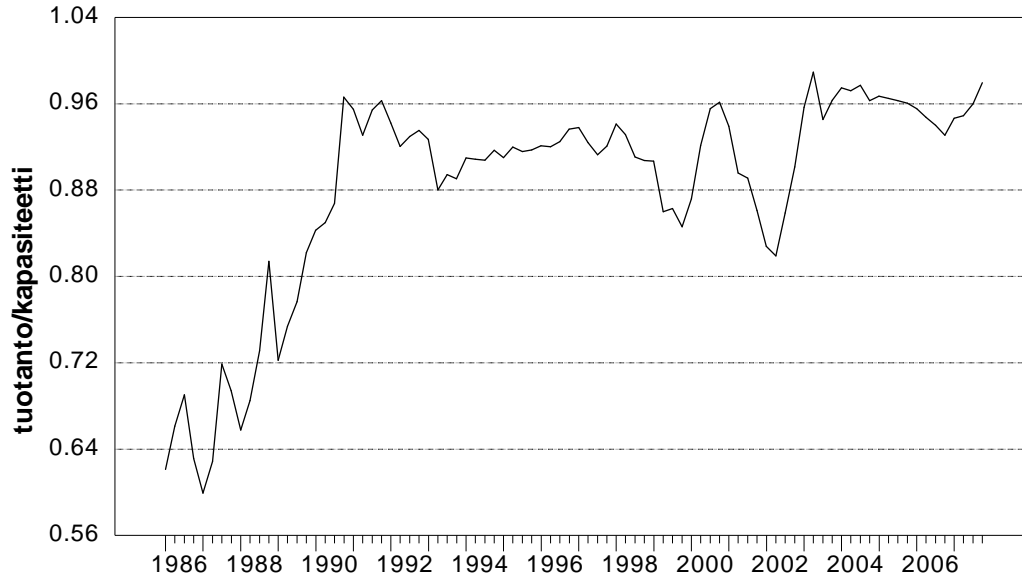
1986:I - 2007:IV



KUVIO 4. Huijauksen vaihtelu

Opec kapasiteetinkäyttöaste

1986:I - 2007:IV



KUVIO 5. Kokonaiskapasiteetti suhteessa kokonaistuotantoon

Kuten Kaufmannin ym. (2004) tutkimuksessa, tässäkin tutkielmassa öljyn reaalisenä hintana on käytetty FOB -hintaa. Lisäksi muuttujan *Cheat* periodien 1988:IV ja 2000:II vieraita havaintoja ei ole selitetty hetkellisillä dummy-muuttujilla. Nämä kaksi havaintoa liittyvät Opecin tuotantokiintiötä koskevien sopimusneuvottelujen epäonnistumiseen. Vuonna 1988 Irak jäi sopimuksen ulkopuolelle, ja vuonna 2000 vain yhdeksän jäsenmaata allekirjoitti sopimuksen. (Opec 2008a.)

5. Tutkimustulokset

Tutkimuksen empiirisessä osassa tarkoituksena on selvittää, mikä oli Opecin vaikutus reaaliseseen öljyn hintaan vuosina 2001–2007 estimoimalla Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -malli. Lisäksi tutkittiin mahdollisia öljyn hinnan ja Opecin tuotannon riippuvuudessa tapahtuneita muutoksia ja pohdittiin, johtuuko öljyn hinnan nousu Opecista vai muista tekijöistä markkinoilla. Analyysimenetelmänä tutkimuksessa käytettiin luvussa neljä esiteltyä Johansenin yhteisintegraatiomenetelmää. Tulosten esitysjärjestys noudattaa Juselius (2006) suositusta.

Luvussa 5.1 on Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez -mallin estimoinnin tulokset vuosille 2001–2007 sekä misspesification että rekursiivisten testien tulokset. Tarpeellisten korjausten jälkeen uudelleen spesifioidun mallin estimointi tulokset esitetään luvussa 5.2. Samassa luvussa määritetään myös yhteisintegroituuusaste ja testataan hypoteesit. Tulosten taloudellinen tulkinta ja pohdinta ovat luvussa 5.3.

5.1 Mallin estimointi

Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchezin käyttämä malli estimoidaan aikaperiodille 1986:III–2007:IV. Aikasarja alkaa samasta periodista kuin Kaufmann ym. (2004) tutkimuksessa. Valinnan perusteena on myös se, että vuonna 1986 Opec luopui kiinteästä hinnasta ja korvasi sen tavoitehintajärjestelmällä (Chalabi 2004, s. 760).

Öljyn hinta on

$$\begin{aligned} Price_t = & \alpha + \beta_1 Quota_t + \beta_2 Days_t + \beta_3 Cheat_t + \beta_4 Caputil_t + \beta_5 War_t \\ & + \beta_6 S_1 + \beta_7 S_2 + \beta_8 S_3 + \mu_t, \end{aligned} \tag{5.1}$$

jossa *War* on Persianlahden sota periodeilla 1990:III ja 1990:IV ja S_1, S_2, S_3 ovat kolme kausittaista dummy-muuttujaa.

Sama voidaan esittää vektori-virheenkorjausmallina

$$\Delta Price_t = \alpha(\beta_1 Price_{t-1} + \beta_2 X_{t-1}) + \sum_{i=1}^s \lambda_i \Delta Price_{t-i} + \sum_{i=1}^s \varphi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^s \theta_i Z_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (5.2)$$

Tässä tutkimuksessa mallia on pienin osin muutettu. Kausittaista vaihtelua kuvaavat dummyt on korvattu ns. keskitetyillä dummy-muuttujilla. Ne on määritelty siten, että ne summautuvat nolliin eli $\sum_{i=1}^s \tilde{S}_{it} = 0$ jokaiselle periodille t . Niiden etuna on, että ne eivät muuta yhteisintegraatioastetestin raja-arvojen jakaumaa (Hansen & Juselius 1995, s. 14.)

5.1.1 Moniulotteisen normaaliuden toteutuminen

Misspecification testien tulokset ovat taulukossa 2. Käytetyt testisuuret ovat Hansen ja Juselius (1995) CATS in RATS mukaiset.

Taulukko 2. Misspecification testien tulokset

Multivariate tests					
Tests for Autocorrelation	Ljung-Box(21):		ChiSqr(475) = 3144.187 [0.000]		
	LM(1):		ChiSqr(25) = 43.004 [0.014]		
	LM(2):		ChiSqr(25) = 21.235 [0.679]		
Test for Normality			ChiSqr(10) = 38.412 [0.000]		
Univariate tests					
	ARCH(2)	Normality	R-Squared	Skewness	Kurtosis
DPRICE	3.337 [0.189]	6.939 [0.031]	0.406	-0.233	4.124
DQUOTA	0.231 [0.891]	6.565 [0.038]	0.423	-0.116	4.047
DDAYS	1.246 [0.536]	8.903 [0.012]	0.685	-0.285	4.379
DCHEAT	10.725 [0.005]	12.323 [0.002]	0.422	0.710	5.223
DCAPUTIL	6.530 [0.038]	4.147 [0.126]	0.383	-0.492	3.655

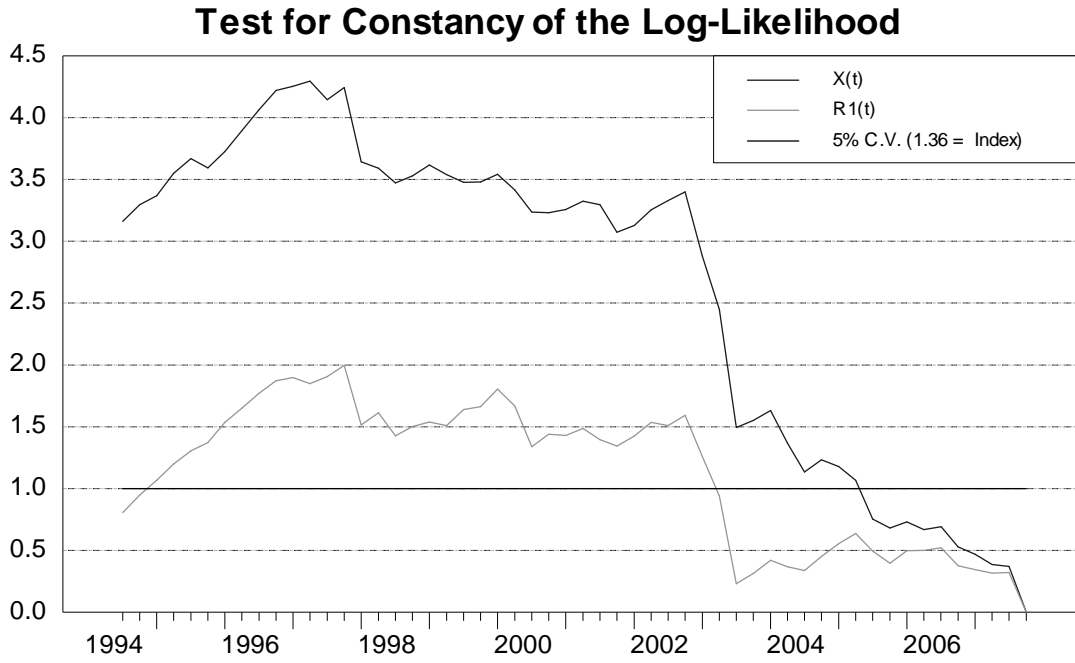
Sekä Ljung-Box- että LM(1)-testisuureen mukaan residuaalit ovat selvästi autokorreloituneita, vain LM(2) – testin kausittainen autokorrelaatio hylätään. Hansen ja Doornik -testin moniulotteinen normaalius hylätään myös ja yksittäisissä residuaaleissa on havaittavissa sekä huipukkuutta että vinoutta. Eniten vinoutta on *Cheat* -muuttujassa, mikä johtuu luvussa 4.5 mainituista Opecin sisäisistä kiistoista. Muiden residuaalien vinous on vähäistä. Testien tulosten perusteella voidaan todeta, että

alkuperäinen Kaufmannin ym. malli ei ole kelvollinen selittämään muuttujien käyttäytymistä uudella aineistolla, vaan mallia on muokattava.

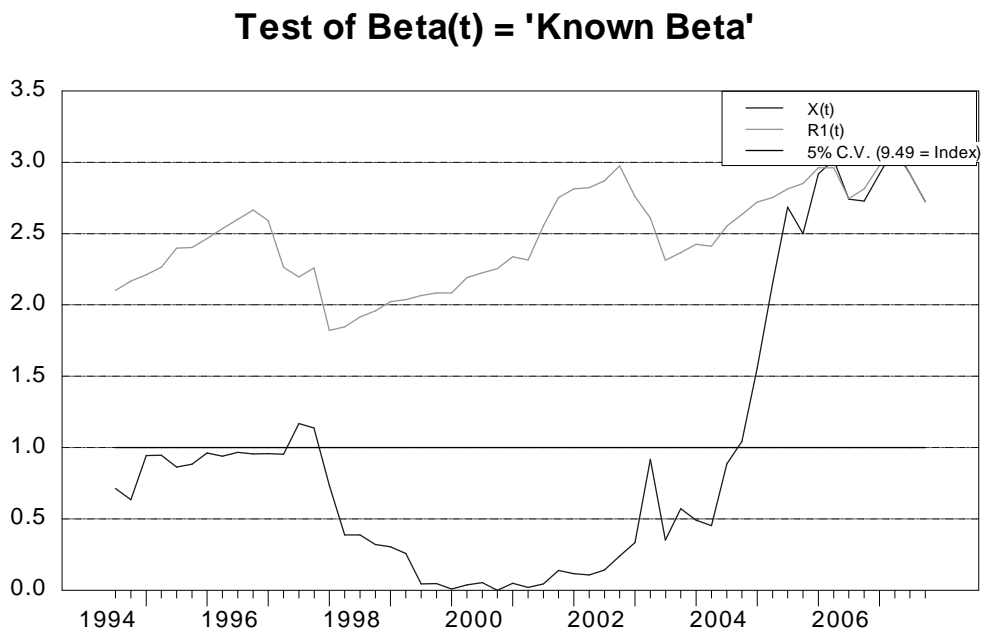
5.1.2 Parametrien vakioisuuden toteutuminen

Koska muuttujissa ei ole vieraita havaintoja (outliers) vuosina 2001–2007, mallin ongelmat eivät johdu puuttuvista hetkellisistä dummy-muuttujista, vaan kyse on todennäköisesti rakenteellisesta muutoksesta. Parametrien muuttumattomuutta ja systeemin muutoksia tarkastellaan rekursiivisilla testeillä. Testauksessa käytetään eteenpäin rekursiivisia testejä, joiden lähtökohtana on verrata tutkimusperiodin alusta valittuun perusotokseen uudempiä havaintoja. Perusotoksen muodostavat havainnot aikavälillä 1986:III–1994:III. β :n vakioisuutta koskevan rekursiivisen testin perusotokseksi valittiin Kaufmannin ym. tutkimuksen koko tutkimusperiodi 1986:III–2000:IV, koska tutkimuksen fokuksessa on mahdolliset muutokset Opecin tuotannon ja öljyn hinnan välisessä riippuvuudessa vuosina 2001 – 2007.

Yleisestä hyväksyttävyydestä kertova rekursiivinen Log-Likelihood -testi (kuvio 6) hylkää mallin parametrien vakioisuuden. Myös β :n vakioisuuden testi (kuvio 7) hylkää selvästi hypoteesin, että Kaufmannin ym. (2004) yhteisintegraatiorelaatio olisi voimassa koko tutkimusperiodilla.



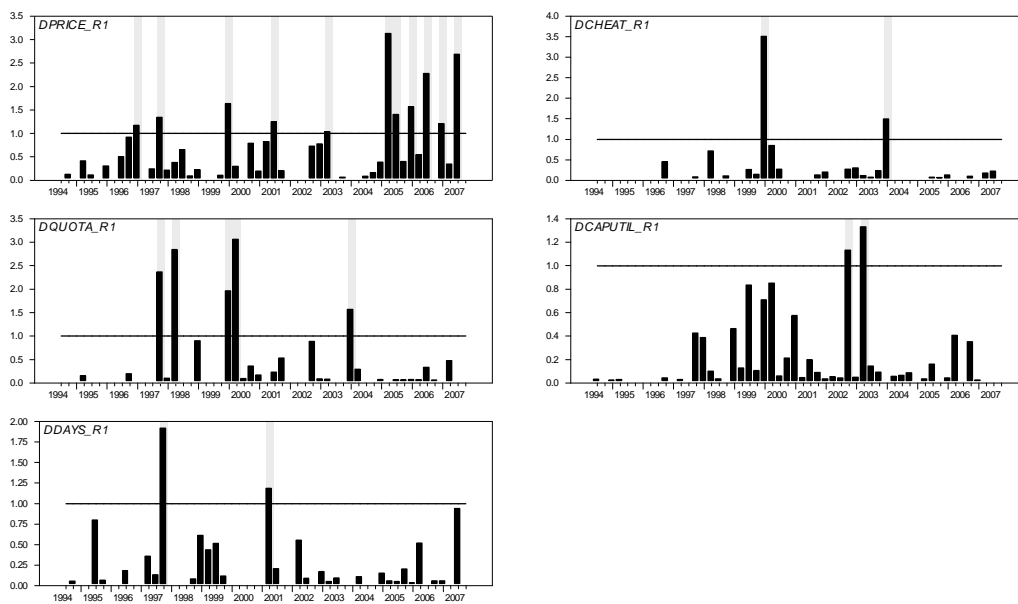
Kuvio 6. Log-Likelihood parametrin vakioisuus



Kuvio 7. Tunnetun β :n testi

Ennustetestin tuloksesta (kuvio 8), on nähtävissä, että vektoriautoregressiivinen prosessi ei pysty kunnolla selittämään hinnan muutoksia viimeisten kolmen vuoden ajalla. Virheellinen ennuste toistuu systemaattisesti joka toisella vuosineljänneksellä. Kun vielä otetaan huomioon, että kuviossa on esitetty mallin R- muoto, josta lyhyen aikavälin häiriöt on poistettu, voidaan todeta, että estimoitu malli selittää öljyn hinnan muutokset hyvin vuoden 2004 loppuun asti, mutta viimeisen kolmen vuoden aikana öljyn hinnan kehitys on irtautunut Opecin päätösmuuttujien kehityksestä.

1-Step Prediction Test



Kuvio 8. Ennustetesti

5.2 Uudelleen määritelty malli

Misspesification testien antamien tulosten perusteella malliin on lisättävä systeemin muutosta kuvaava dummy - muuttuja $D05_t$ sekä *Trend* . Molemmat uudet muuttujat on rajoitettu yhteisintegroituusavaruuteen ja $D05_t$ on määritelty seuraavasti:

$$D05_t = 1, \text{ kun } t = 2005:I, \dots, 2007:IV, \text{ muulloin } 0.$$

Uudelleen määriteltynä malli on siis

$$Price_t = \alpha + \beta_1 Quota_t + \beta_2 Days_t + \beta_3 Cheat_t + \beta_4 Caputil_t + \beta_5 D05_t + \beta_6 Trend + \beta_7 War_t + \beta_8 S_1 + \beta_9 S_2 + \beta_{10} S_3 + \mu_t. \quad (5.3)$$

Taulukko 3. Viiveiden lukumäärä - informaatiokriteeritestit ja LM- testi

LAG LENGTH DETERMINATION								
Effective Sample: 1987:04 to 2007:04								
Model	k	T	Regr	Log-Lik	SC	H-Q	LM(1)	LM(k)
VAR(5)	5	81	36	644.473	-4.194	-8.018	0.126	0.411
VAR(4)	4	81	30	605.094	-5.175	0.230	-8.361	0.701
VAR(3)	3	81	24	573.729	-6.354	-8.903	0.275	0.132
VAR(2)	2	81	18	546.827	-7.643	-9.554	0.137	0.767
VAR(1)	1	81	12	516.233	-8.840	-10.115	0.070	0.070

Taulossa 3 on viiveiden lukumäärän testaamiseen käytetyt informaatiokriteeritestit. Sekä Schwarzin että Hannan-Quinn informaatiokriteeriestien mukaan sopiva viiveiden lukumäärä on yksi. Viiveiden vähentäminen kuitenkin heikentää muiden misspecification testien tuloksia, joten lopulliseksi lukumääräksi valitaan alkuperäinen kaksi. Kaufmannin ym. tutkimuksessa viiveitä tarvittiin neljä, mutta uudemmalla aineistolla mikään testituloksista ei tue näin suurta viiveiden lukumäärää. Viiveiden lisääminen autokorrelaation korjaamiseksi on haitallisempaa kuin mallissa ilmenevä vähäinen autokorrelaatio ja usein autokorrelaatio on seurausta väärästä rakenteellisesta spesifioinnista kuin puuttuvasta dynamiikasta. (Juselius 2006, s. 72.)

Yhteisintegraatioasteen valinta tehtiin LR-testin eli ns. trace testin simuloitujen kriittisten arvojen perusteella, koska kriittisten arvojen jakauma on riippuvainen malliin lisätyistä deterministisistä muuttujista sekä dummy-muuttujista. Taulukossa neljä on esitetty testin tulokset. Kuten Kaufmannin ym. (2004) tässä tutkimuksessa trace testin mukaan aineistossa on kaksi yhteisintegraatiorelaatiota. Sen sijaan Bartlett eli pienotoskorjattujen kriittisten arvojen mukaan yhteisintegraatioaste on yksi. Tässä tapauksessa aineiston koon vuoksi on perusteltua käyttää Bartlett arvoja yhteisintegraatioasteen määrittämiseen. Tällöin yhteisintegraatioaste $r = 1$. Tätä arvoa ei muuteta enää analyysin aikana.

Taulukko 4. Yhteisintegraatioaste Trace-testillä

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	p-arvo	p-arvo*
6	0	0.477	147.311	131.558	115.374	0.000	0.003
5	1	0.327	92.816	82.926	88.758	0.021	0.112
4	2	0.233	59.543	53.322	63.277	0.102	0.262
3	3	0.194	37.248	30.569	42.939	0.165	0.465
2	4	0.123	19.178	12.199	26.283	0.278	0.786
1	5	0.093	8.198	5.036	12.362	0.235	0.598

Taulukossa 5. on tulokset pitkän aikavälin rakenteen spesifioimiseksi yksittäisille muuttujille tehdyistä neljästä χ^2 -testistä. Yksikään muuttujista ei ole stationaarinen. Vaikka Exclusion testisuureen mukaan *Days*, *Cheat* ja *Caputil*, ne pidetään mallissa mukana niiden taloudellisen merkityksen takia. Kaikki muuttujat hintaa lukuun ottamatta ovat yksittäin heikosti eksogeenisia. Ne ovat myös yhdessä heikosti eksogeenisia. Tämä tarkoittaa, että ainoastaan hinta sopeutuu kohti pitkän ajan tasapainoa.

Taulukko 5. Yksittäisten aikasarjojen ominaisuudet

	5% C.V	PRICE	QUOTA	DAYS	CHEAT	CAPUTIL	D05	TREND
STATIONARITY	11.070	37.705	28.403	38.391	27.823	20.727	35.305	-
EXCLUSION	3.841	17.225	6.809	1.354	1.540	0.353	17.464	2.447
WEAK EXOGENEITY	3.841	16.027	0.022	0.337	0.301	0.000	3.860	-
UNIT VECTOR IN ALPHA	11.070	11.128	25.162	32.540	32.490	28.331	29.941	-

Kaufmannin ym. tutkimuksessa Opecin vaikutusta öljyn hintaan testattiin asettamalla $\beta_{Quota} = \beta_{Cheat}$ eli tarkastelemalla muuttujien *Quota* ja *Cheat* pitkän ajan homogeneisuutta. Jos hypoteesi hyväksytään, se tarkoittaa, että *Quota* ja *Cheat* voidaan korvata tuotannolla. Tällöin Opec ei vaikuttaisi öljyn hintaan muuten kuin säätelämällä tuotantoaan. Trendin tarpeellisuus testattiin hypoteesilla $\beta_6 = 0$. Taulukossa 6 esitettyjen testitulosten mukaan molemmat rajoitteet voidaan hyväksyä sekä yksittäin että yhdessä.

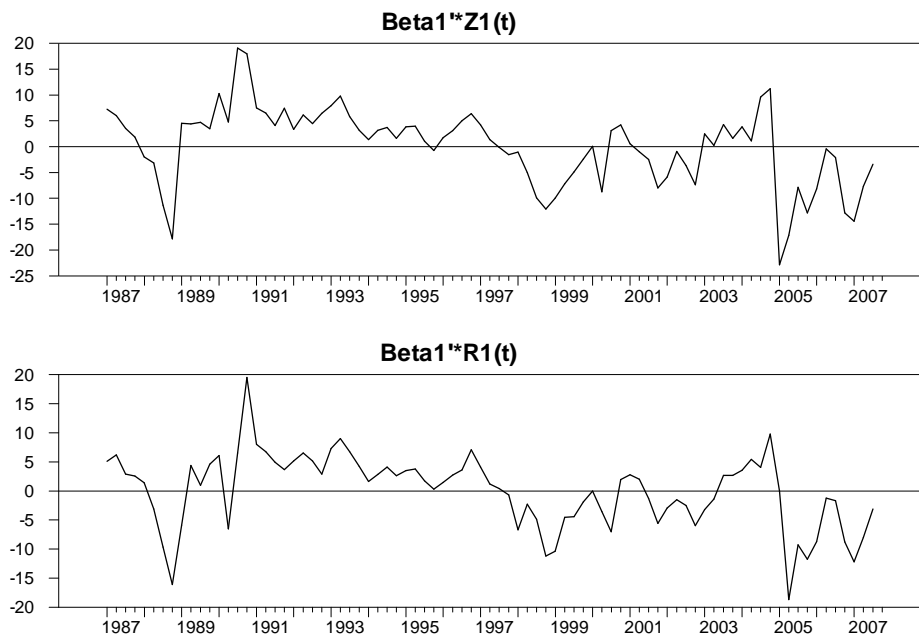
Taulukko 6. Testitulokset rajoitetesteistä

	Unrestr. Estimates	H ₁ : $\beta_2 = \beta_4$ Bartlett Corr. $\chi^2(2)=3.003$ [0.083]	H ₂ : $\beta_6 = 0$ Bartlett Corr. $\chi^2(2)=1.572$ [0.210]	H ₁ ja H ₂ Bartlett Corr. $\chi^2(2)=3.858$ [0.145]
Price	1.000	1.000	1.000	1.000
Quota	2.528	1.029	2.627	1.196
Days	0.516	-0.002	1.090	0.514
Cheat	1.464	-1.029	1.207	-1.196
Caputil	-17.515	8.329	-36.705	-10.755
D05 _t	-35.017	-31.254	-42.124	-37.638
Trend	-0.237	-0.208	0.000	0.000

Kun yhdistetään rajoitteet sekä β :lle että α :lle, uudelleen määritellyn mallin estimoinnin tulokset öljyn hinnalle periodilla 1986:III–2007:IV ovat taulukossa 7 ja yhteisintegraatiorelaation kuvaaja on esitetty kuviossa 9.

Taulukko 7. Yhteisintegraatiovektori

Yhteisintegraatiovektori	2011	2004
β	Bartlett corr. $\chi^2(7) = 13.338$ [0.064]	
PRICE	1.000 (.NA)	1.000
QUOTA	1.441 (2.930)	1.725 (25.49)
DAYS	0.478 (2.738)	0.88 (15.70)
CHEAT	-1.441 (-2.930)	0.572 (2.64)
CAPUTIL	-26.121 (-1.152)	-38.25 (25.20)
D05	-38.818 (-12.773)	-
TREND* / CONSTANT	0.000 (.NA)	-105.96 (17.96)
α	-0.291 (-6.474)	-0.79 (13.1)



Kuvio 9. Yhteisintegraatiorelaation kuvaaja

5.3. Tulosten tulkinta

Tämän estimoinnin tarkoituksena oli selvittää, ovatko Opecin päätösmuuttujat ja öljyn hinta edelleen yhteisintegroituneita ja onko öljyn hinta ainoa muuttujista, joka sopeutuu kohti muuttujien määrittelemää tasapainoa. Jo misspesification testien perusteella voitiin sanoa, että estimoitava malli sellaisenaan ei kuvaa pitkän ajan tasapainoa, vaan on havaittavissa rakenteellinen muutos. Tämän rakenteellisen muutoksen olemassa olo vahvistui parametrien vakioisuus testien avulla. Kun yhteisintegraatiorelaatioon lisättiin järjestelmämuutosta kuvaava dummy-muuttuja, öljyn hinta, Opecin kiintiöt, huijaaminen sekä Opecin kapasiteetin käyttöaste ja OECD:n varastot ovat yhteisintegroituneita. Näistä muuttujista ainoastaan öljyn hinta sopeutuu kohti pitkän ajan tasapainoa.

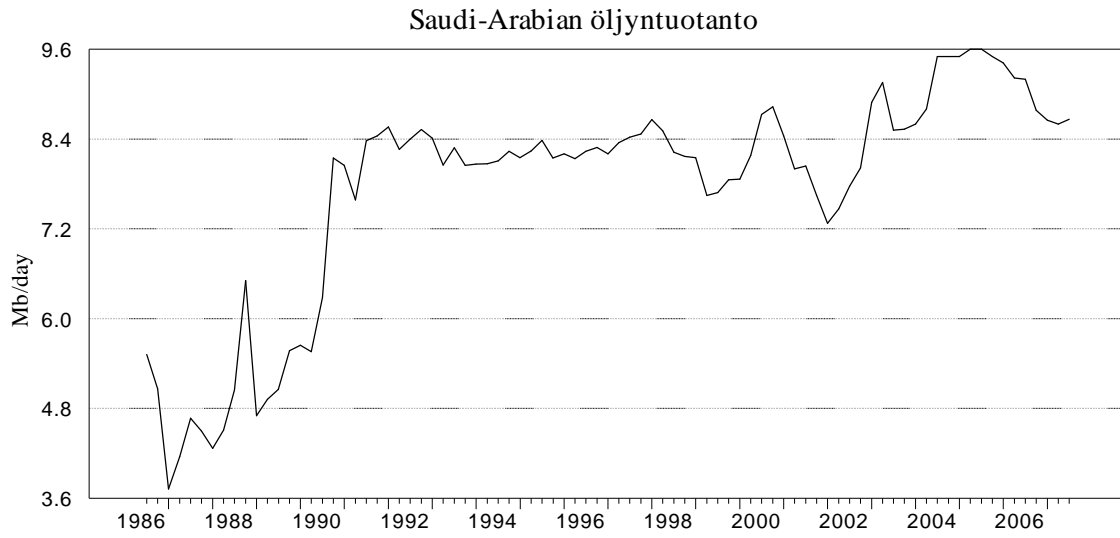
Yksittäisten muuttujien regressiokertoimien perusteella voidaan todeta, että öljyn hinnan ja OECD:n varastojen välinen negatiivinen kerroin kertoo, että varastojen kasvu laskee öljyn hintaa pitkällä

aikavälillä. Muuttujan *Caputil* positiivinen kerroin merkitsee, että kapasiteetin lisäys alentaa öljyn hintaa. Tarkasteluperiodin lopussa vähäinen tuotantokapasiteetti on varmasti nostanut öljyn hintaa.

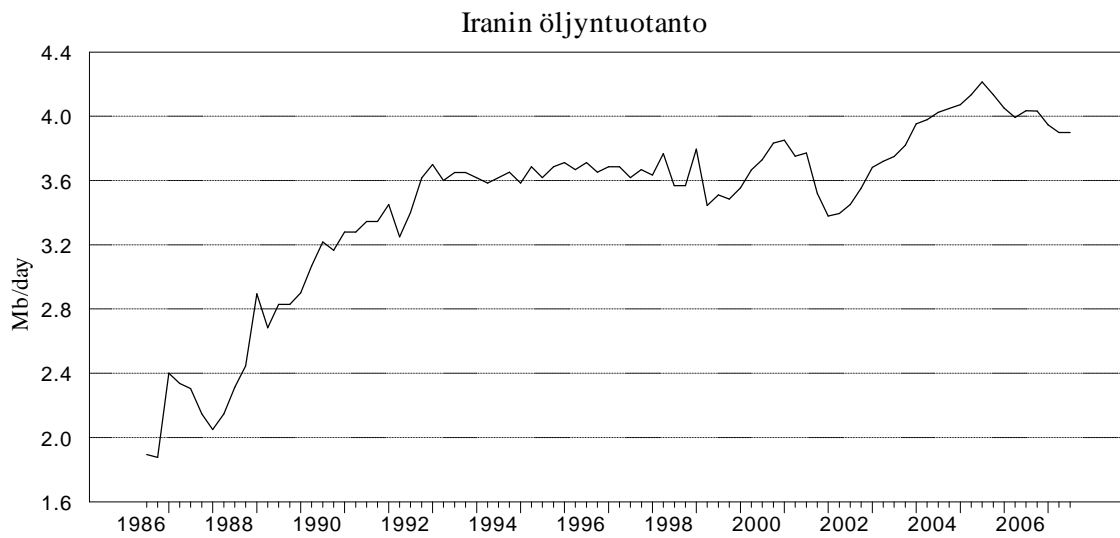
Kiintiöiden ja huijaamisen vaikutus öljyn hintaan on heikentynyt. Kiintiöiden regressiokerroin on edelleen positiivinen, mutta huijaamisen regressiokerroin on uudemmalla aineistolla negatiivinen. Toisin kuin Kaufmannin ym. (2004) tutkimuksessa kiintiöt ja huijaaminen pelkistyvät tuotannoksi. Tämä tulos voidaan tulkita Opecin merkityksen pienentymiseksi vuosina 2000 – 2007, jolloin öljyn hinta nousi selkeästi. Kiintiöiden ja huijaamisen välisen riippuvuuden muuttuminen voi johtua myös kapasiteetin kehityksestä. Kun kapasiteetin käyttöaste on kohonnut investointien puutteessa, huijaamisen mahdollisuus on vähentynyt.

Myös uudemmalla aineistolla estimoitujen tulosten mukaan öljyn hinta sopeutuu Opecin kapasiteetin käyttöasteessa, tuotantokiintiöissä ja niiden kiertämisessä sekä OECD:n varastojen koossa tapahtuviin muutoksiin. Toisin sanoen muuttujat $\Delta Quota$, $\Delta Days$, $\Delta Cheat$ ja $\Delta Caputil$ ovat heikosti eksogeenisiä. Tämä tulos vahvistaa hinnan olevan ainoa sopeutuva muuttuja. Tulos poikkeaa Kaufmannin ym. tutkimuksesta, jossa eksogeenisuutta ei voitu hyväksyä $\Delta Caputil$.

Mikä sitten on selitys tarvittavalla rakenteelliselle dummy-muuttujalle? Opecin tuotanto ei ole kasvanut merkittävästi sitten vuoden 2005, kun taas öljyn kysyntä on kasvanut lähes 6 miljoonaa barreliä päivässä. Saudi-Arabian tuotanto samoin kuin muutamien muiden suurimpien tuottajien tuotantomäärä kääntyivät laskuun (kuviot 10,11 ja 12). Huomioitava on myös se, että vaikka Opec ilmoitti nostavansa kiintiöitä, kokonaistuotanto ei kasvanut, vaan itse asiassa huijaaminen vain väheni. Ainoastaan Iran kasvatti tuotantoaan vielä vuonna 2005, mutta senkin tuotanto kääntyi laskuun 2006. Venezuelan tuotanto oli alkanut laskea jo aikaisemmin. Vuonna 2006 Opec ilmoitti julkisesti leikkaavansa tuotantoaan, mutta todellisuudessa näin oli tapahtunut jo aikaisemmin. Saudi-Arabian kohdalla tuotannon lasku voi olla myös merkki haluttomuudesta puuttua markkinoiden toimintaan. Tuotannon kasvu on kohdistunut muualle kuin Opec maihin, joten on perusteltua, että Opecin ja öljyn hinnan välisessä riippuvuudessa on tapahtunut rakenteellinen muutos.



Kuvio 10. Saudi-Arabian öljyntuotanto neljännesvuosittain miljoonana barrelinä päivässä



Kuvio 11. Iranin öljyntuotanto neljännesvuosittain miljoonana barrelinä päivässä



Kuvio 12. Venezuelan öljyntuotanto neljännesvuosittain miljoonana barrelinä päivässä

6. Johtopäätökset

Öljyllä on suuri merkitys maailmantaloudessa ja Opec on keskeinen tekijä öljymarkkinoilla. Opec-maiden yhteenlaskettu tuotantokapasiteetti, öljyvarannot sekä investoinnit edellä mainittuihin tekijöihin takaavat sen, että öljymarkkinoiden kehitystä ei voida erottaa Opecin kehityksestä. Opecin strateginen tavoite onkin öljyn hinnan vakaa kehitys ja luotettava öljyn tarjonta. Hinnan noustessa 2000-luvun alkuvuosina jatkuvasti uudelle ennätystasolle, öljymarkkinaosapuolet osoittelivat toisiaan.

Toisin kuin yleisesti ajatellaan, Opec ei ole puhdas kartelli. Tutkimustulosten valossa Opecissa on ominaisuuksia kartellista ja hallitsevasta tuottajasta, jonka jäsenvaltiota ohjaavat myös sisäpoliittiset tekijät. Opecilla on maakohtaiset tuotantokiintiöt, jotka ovat kartelleille tyypillinen tapa jakaa markkinoita. Opecista tehdyt tutkimukset kuitenkin osoittavat, että Opec-maat eivät noudata kiintiöitään, vaan huijaaminen on pysyvä ilmiö. Opecin vaikutusta estimoitaessa näitä kiintiöitä ja huijaamista ei useinkaan eroteta toisistaan vaan niitä tarkastellaan yhdessä tuotantona. Kiintiöiden tuotannosta erillinen vaikutus öljyn hintaan korostaa Opecin merkitystä öljymarkkinoilla. Toisaalta huijaamisen pysyvä luonne Opecissa tarkoittanee sitä, että kiintiöpäätöksiä tehdessä todellinen tuotanto tiedetään ja huijaaminen otetaan huomioon. Tuotantoa rajoittaa kapasiteetti. Sen merkitys on ristiriitainen öljyn hinnan kannalta. Kapasiteetin lisäys voi tehdä tulevat investoinnit kannattamattomiksi.

Empiirisen analyysin tulosten perusteella voitiin todeta, että vuosina 2005–2007 esitetyt öljymarkkina-arviot Opecin aseman heikkenemisestä saavat tukea. Tässä tutkielmassa reaalisen öljyn hinnan ja Opecin välisen riippuvuuden tutkimiseksi estimoitiin Kaufmann, Dees, Karadeloglou & Sanchez (2004) käyttämä malli, jossa muuttujina olivat Opecin kiintiöt, huijaaminen, kapasiteetinkäyttöaste sekä OECD:n varastot. Estimointissa käytettiin Johansenin kehittämää yhteisintegraatioanalyysimenetelmää.

Mallin muuttajat olivat edelleen yhteisintegroituneita, mutta yhteisintegraatiorelaatiossa oli tapahtunut muutoksia. Toisin kuin Kaufmann ym. (2004) tutkimuksessa uudemmallalla aineistolla hyväksyttiin kiintiöitä ja huijaamista koskeva rajoite, joka merkitsee, että kiintiöiden kasvua vastaa samankokoinen huijaamisen lasku. Regressiokertoimen merkin muuttuminen positiivisesta negatiiviseksi selittyy kapasiteetin rajoittavalla vaikutuksella. Toinen muutos on rakenteellinen, jota kuvaamaan

yhteisintegraatiorelaatioon lisättiin dummy-muuttuja vuosille 2005–2007. Sen selittänee kysynnän kasvun ohjautuminen Opecin ulkopuolelle ja Opecin markkinaosuuden pieneneminen. Muutos öljyn hinnan ja Opecin muuttujien riippuvuudessa tapahtuu tarkasteltavan periodin lopussa. Tämä herättää kysymyksen, onko kyseessä pysyvä muutos vai häviääkö sen vaikutus jonkin ajan kuluttua yhteisintegroituvuusrelaatiosta ja tilanne palautuu ennalleen.

Kaufmann, Dees, Karadeloglou ja Sanchez (2004) tutkimuksessa tarkasteltiin pitkän ajan riippuvuuden lisäksi Opecin jäseniä maittain. Opecia käsittelevissä tutkimuksissa maakohtainen analyysi on tukenut usein kartellimallia. Vaikka tässä tutkielmassa ei erikseen tarkasteltu empiirisesti yksittäisten jäsenmaiden tuotantoa, mahdollinen selitys Opecin merkityksen heikkenemiselle on sen suurten jäsenmaiden vähentynyt tuotantokapasiteetti. Tarkasteltiinpa Opecia kokonaisuutena tai osina, Saudi-Arabialla ja sen tuotantokapasiteetilla on pitkän aikavälin kehityksessä suurin merkitys niin Opecissa kuin öljymarkkinoilla.

Lähteet

- Alhajji, A. F. & Huettner, D. (2000a). OPEC and other commodity cartels: a comparison. *Energy Policy*, 28, no. 7, 1151–1164.
- Alhajji, A. F. & Huettner, D. (2000b). OPEC and world crude oil markets from 1973 to 1994: Cartel, oligopoly, or competitive?. *The Energy Journal*, 21, no. 3, 31–60.
- Alhajji, A. F. & Huettner, D. (2000c). The target revenue model and the world oil market: Empirical evidence from 1971 to 1994. *The Energy Journal*, 21, no. 2, 121–144.
- Brook, A., Price, R., Sutherland, D., Westerlund, N. & André, C. (2004). Oil price developments: Drivers, Economic Consequences and Policy Responses. *OECD Economics Department Working Papers*, 412, OECD Publishing.
- Böckem, S. (2004). Cartel formation and oligopoly structure: a new assessment of the crude oil market. *Applied Economics*, 36, 1355–1369.
- Chalabi, F.J. (2004). History of Opec. *Encyclopedia of Energy*, 4, 753–765.
- Compte, O., Jenny, F. & Rey, P. (2002). Capacity constraints, mergers and collusion. *European Economic Review*, 46, no. 1, 1–29.
- Dahl, C. & Yucel, M. (1991). Testing alternative hypotheses of oil producer behavior. *Energy Journal*, 12, no. 4, 117–138.
- Dees, S., Karadeloglou, P. Kaufmann, R. K. & Sánchez., M. (2007). Modelling the world oil market: Assessment of a quarterly econometric model. *Energy Policy*, 35, no. 1, 178–191.
- De Santis, R. A. (2003). Crude oil price fluctuations and Saudi Arabia's behaviour. *Energy Economics*, 25, 155–173.
- Dibooglu, S. & AlGudhea, S. N. (2007). All time cheaters versus cheaters in distress: An examination of cheating and oil prices in OPEC. *Economic Systems*, 31, 292–310.
- Energy Information Administration (EIA). January 2008 Monthly Energy review. Table 11.1a World Crude Oil Production: OPEC Members
- Feurstein, S. & Gersbach, H. (2003). Is capital a collusion device? *Economic Theory*, 21, no. 1, 133–154
- Gately, D. (1995). Strategies for OPEC's pricing and output decisions. *The Energy Journal*, 16, no. 3, 209–230
- Gately, D. (2004). Opec's incentives for faster output growth. *The Energy Journal*, 25, no. 2, 75–96.

- Gault, J., Spierer, C. Bertholet, J.-L. & Karbassioun, B. (1999). How does OPEC allocate quotas? *Journal of Energy Finance and Development*, 4, 137–148.
- Godfrey, L. G (1988). Misspecification tests in econometrics. The Lagrange Multiplier principle and other approaches, Cambridge University Press.
- Green, E. J. & Porter, R. H. (1984). Noncooperative collusion under imperfect price information. *Econometrica*, 52, no. 1, 87–100.
- Griffin, J. M (1985). OPEC Behavior: A test of alternative hypotheses. *The American Economic Review*, 75, no. 5, 954–963.
- Griffin, J. M. & Xiong, W. (1997). The incentive to cheat : An empirical analysis of OPEC. *Journal of Law and Economics*, 40, no. 2, 289–316.
- Gulen, G. S. (1996). Is OPEC a cartel? Evidence from cointegration and causality tests. *Energy Journal*, 17, no. 2, 43–57.
- Hansen, H. & Johansen, S. (1999). Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models. *Econometrics Journal*, 2, 306–333.
- Hansen, H. & Juselius, K. (1995). *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*, Evanston, IL, Estima.
- Hansen, P. V. & Lindholt, L. (2008). The market power of OPEC 1973–2001. *Applied Economics*, 40, 2939–2959.
- International Energy Agency. Monthly Oil Market Report 1990 -2008
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. (2nd ed.). United States: Oxford University Press.
- Kaufmann, R. K., Dees, S., Karadelolou, P. & Sánchez, M. (2004). Does OPEC matter? An econometric analysis of oil prices. *The Energy Journal*, 25, no. 4, 67–90.
- Kaufmann, R. K., Bradford, A., Belanger, L. H., McLaughlin, J. P. & Miki, Y. (2008). Determinants of OPEC production: Implications for OPEC behavior. *Energy Economics*, 30, 333–351.
- Kaufmann, R. K., Dees, S., Gasteuil, A. & Mann, M. (2008). Oil prices: The role of refinery utilization, futures markets and non-linearities. *Energy Economics*, 30, 2609–2622.

Kolasky, W. J. (2002). Coordinated effects in merger review: From dead Frenchmen to Beautiful Minds and Mavericks. *Address to the American Bar Association Section of Antitrust Law spring meeting, Washington D.C.*

Krichene, N. (2002). World crude oil and natural gas: a demand and supply model. *Energy Economics*, 24, 557–576.

Levenstein, M. C. & Suslow, V. Y. (2006). What determines cartel Success? *Journal of Economic Literature*, XLIV, 43–95.

Opec (2008a) *Opec crude oil production ceiling allocations*

<http://www.opec.org/library/Annual%20Statistical%20Bulletin/interactive/2004/FileZ/XL/CEILING.HTM>

Opec(2008b) *Statute*

http://www.opec.org/opec_web/static_files_project/media/downloads/publications/OS.pdf

Powell, S. G. (1990) The target capacity-utilization model of OPEC and the dynamics of the world oil market. *The Energy Journal*, 11, no.1, 27–63

Ramacharran, H. (2001). OPEC's production under fluctuating oil prices: further test of the target revenue theory. *Energy Economics*, 23, 667–681

Reynolds, D.B. (1999). Modelling OPEC behaviour: theories of risk aversion for oil producer decisions. *Energy Policy*, 27, 901–912.

Rotemberg, J.J & Saloner, G. (1986). A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms. *The American Economic Review*, 76, no. 3, 390–407.

U.S. Department of Labor. Consumer Price Index, All Urban Consumers, U.S city average 1980 -2008, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Washington, D. C. 16.10.2008

Liitteet

Liite 1 :Cats in Rats misspesification testit

Residuaalien autokorrelaatiotestejä ovat Ljung-Box - ja LM- testi.

$$Ljung - Box = T(T + 2) \sum_{h=1}^{T/4} (T - h)^{-1} trace(\hat{\Omega}'_h \hat{\Omega}^{-1} \hat{\Omega}'_h \hat{\Omega}^{-1}), \text{ missä } \hat{\Omega}_h = T^{-1} \sum_{t=h}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}'_{t-h} \quad (4.21)$$

ja residuaalit on estimoidusta VAR -mallista. Ljung-Box testisuure on χ^2 jakautunut $p^2(T/4 - k + 1) - p^2$ vapausasteella. (Hansen & Juselius 1995, s. 73)

LM- testisuureen laskemisessa käytetään hyväksi Godfreyn (1988) ehdottamaa apuregressiota $\hat{\varepsilon}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_k \mathbf{x}_{t-k} + \mathbf{A}_\varepsilon \hat{\varepsilon}_{t-j} + \tilde{\varepsilon}_t$, jossa $\hat{\varepsilon}_{-j}, \dots, \hat{\varepsilon}_{-1} = 0$ (4.22)

$$LM(j) = - \left(T - p(k+1) - \frac{1}{2} \right) \ln \left(\frac{|\tilde{\Omega}(j)|}{|\hat{\Omega}|} \right). \quad (4.23)$$

Testisuure on suunnilleen χ^2 jakautunut p^2 vapausasteella. (Juselius 2006, s. 74)

Heteroskedastisuutta tarkastellaan ARCH testillä

$$ARCH = (T + k - m) \times R^2, \quad (4.24)$$

missä T on otoksen koko, k on VAR -mallin viiveiden lukumäärä ja R^2 on apuregressiosta

$\varepsilon_{i,t}^2 = \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_j \varepsilon_{i,t-j}^2 + \text{virhe}$. Testisuure on suunnilleen χ^2 jakautunut m vapausasteella. (Juselius 2006, s. 74)

Kun $i = 1, \dots, p$ ja $t = 1, \dots, T$, standardoitujen estimointi virheiden $(\hat{\varepsilon}_i / \hat{\sigma}_i)_t$ vinous ja huipukkuus saadaan seuraavasti

$$vinous = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t / \hat{\sigma}_t)^3 \text{ ja} \quad (4.25)$$

$$huipukkuus = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t / \hat{\sigma}_t)^4 \quad (4.26)$$

Näiden avulla voidaan määritellä sekä yhden muuttujan normaalius testisuure

$$\eta_i^{as} = T(vinous_i)^2 / 6 + T(huipukkuus_i - 3)^2 / 24 \sim \chi^2(2) \quad (4.27)$$

sekä monen muuttujan normaaliustesti isoille otoksille

$$m\eta_i^{as} = \sum_{i=1}^p \eta_i^{as} \sim \chi^2(2p) \quad (4.28)$$

Pienissä otoksissa vinous ja huipukkuus täytyy muuntaa Shenton-Bowman menetelmällä. (Juselius 2006, s. 75)