

# Öljyn hinnan ja Yhdysvaltojen dollarin riippuvuussuhde

Kansantaloustiede  
Pro gradu -tutkielma  
Taloustieteiden laitos  
Tampereen yliopisto  
Toukokuu 2010  
Jari Hännikäinen

# TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto

Taloustieteiden laitos

HÄNNIKÄINEN, JARI: Öljyn hinnan ja Yhdysvaltojen dollarin riippuvuussuhde

Pro gradu -tutkielma: 91 sivua, 3 liitesivua

Kansantaloustiede

Toukokuu 2010

Avainsanat: Ostovoimapariteetti, kattamaton korkopariteetti, kolmen maan-malli, neljän maan-malli, yksikköjuuri, yhteisintegraatio, heikko eksogeenisuus, Granger-kausalisuus, impulssivastefunktio

---

Öljyn hinta ja Yhdysvaltojen dollari ovat tärkeitä taloudellisia muuttujia, joiden kehitystä seurataan laajasti. Vuoden 2008 kesällä öljyn nimellinen hinta saavutti kaikkien aikojen korkeimman arvonsa ja dollari heikkeni euroon verrattuna ennätysmäisen heikoksi. Öljyn hinnannousun ja dollarin heikkenemisen samanaikaisuudesta huolimatta, muuttujien riippuvuussuhde on edelleen kiistanalainen kysymys.

Tässä tutkielmassa tarkastellaan öljyn hinnan ja dollarin arvon välistä riippuvuutta sekä teoreettisesti että empiirisesti. Tarkoituksena on selvittää, onko muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainotaso vai muuttuvatko ne toisistaan riippumattomasti. Toinen keskeinen tarkastelukohde on muuttujien kausalisuussuhde. Aikaisemmassa valuuttakurssikirjallisuudessa on esitetty väite siitä, että öljyn hinnan ja dollarin arvon kausalisuussuhteessa olisi tapahtunut rakennemuutos 2000-luvulla. Tässä tutkielmassa tarkastellaan tämän rakennemuutoshypoteesin paikkansapitävyyttä.

Tutkimustulokset osoittavat, että aikavälillä joulukuu 1978 kesäkuu 2009 reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin välillä ei ole pitkän aikavälin tasapainotaso. Tämä tulos on ristiriidassa aikaisempien tutkimusten kanssa. Muuttujien riippuvuussuhteesta saadaan lisätietoa jakamalla tarkasteltava aikaväli kolmeen keskeiseen alaperiodiin. Alaperiodien tarkastelu paljastaa, että öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhde on negatiivinen. Lisäksi alaperiodien tulokset osoittavat, että muuttujien vaihtelun suuruudella ja öljyn hinnannousun aiheuttaman valuuttakurssimuutoksen suuruudella on selvä yhteys. Tutkielman kausalisuustestien perusteella muuttujien kausalisuussuhteessa on tapahtunut rakennemuutos 2000-luvulla – kuten aikaisemmassa valuuttakurssikirjallisuudessa ennakoitiin. Alaperiodeille suoritettujen kausalisuustestien tulokset osoittavat, että kausalisuussuhde riippuu muuttujien vaihtelun suuruudesta.

# Sisällysluettelo

<b>1. Johdanto .....</b>	<b>1</b>
<b>2. Perinteiset valuuttakurssiteoriat.....</b>	<b>3</b>
<b>2.1 Ostovoimapariteetti.....</b>	<b>3</b>
2.1.1 Yhden hinnan laki.....	4
2.1.2 Absoluuttinen ostovoimapariteetti.....	5
2.1.3 Suhteellinen ostovoimapariteetti .....	6
2.1.4 Ostovoimapariteetin lyhyen aikavälin tarkastelu .....	6
2.1.5 Ostovoimapariteettiteorian testaus pitkän aikavälin aineistolla .....	8
2.1.6 Reaalinen valuuttakurssi epälineaarisen prosessina.....	11
<b>2.2 Kattamaton korkopariteetti .....</b>	<b>14</b>
2.2.1 Kattamaton korkopariteettiteoria .....	15
2.2.2 Kattamattoman korkopariteetin empiirinen tarkastelu .....	16
2.2.3 Kattamaton korkopariteetti erikoistilanteissa .....	17
<b>3. Öljyn hinnan ja USA:n dollarin teoreettinen riippuvuussuhde .....</b>	<b>19</b>
<b>3.1 Kolmen maan-malli.....</b>	<b>19</b>
3.1.1 Maksutase ja sen osien määrittely .....	20
3.1.2 Kolmen maan-mallin oletukset.....	21
3.1.3 Mallin dynaaminen käyttäytyminen .....	24
3.1.4 Öljyn hinnannousun vaikutus lyhyellä aikavälillä.....	26
3.1.5 Öljyn hinnannousun vaikutus pitkällä aikavälillä.....	27
<b>3.2 Neljän maan-malli .....</b>	<b>28</b>
3.2.1 Öljyn hinnannousun vaikutus lyhyellä aikavälillä.....	29
3.2.2 Öljyn hinnannousun vaikutus pitkällä aikavälillä.....	31
<b>3.3 Kausaalisuus dollarin arvosta öljyn hintaan .....</b>	<b>33</b>
3.3.1 Käänteinen kausaalisuus neljän maan-mallissa .....	33
3.3.2 Dollarin arvon vaikutus öljymarkkinoiden kysyntään ja tarjontaan.....	37
3.3.3 Muut mahdolliset kanavat dollarin arvon ja öljyn hinnan välillä .....	38
<b>4. Tutkimusmenetelmät .....</b>	<b>41</b>
<b>4.1 Muuttujien stationaarisuus .....</b>	<b>41</b>
<b>4.2 Yksikköjuuritestit.....</b>	<b>42</b>
4.2.1 Laajennettu Dickey–Fuller-testi .....	42
4.2.2 Phillips–Perron-testi .....	45
4.2.3 KPSS-testi.....	45
<b>4.3 Vektoriautoregressiiviset mallit .....</b>	<b>47</b>
<b>4.4 Granger-kausalisuus .....</b>	<b>49</b>

<b>4.5 Impulssivastefunktio .....</b>	<b>50</b>
<b>4.6 Yhteisintegraatio .....</b>	<b>51</b>
4.6.1 Engle–Granger -menetelmä .....	52
4.6.2 Johansenin menetelmä .....	54
<b>5. Empiirinen tarkastelu .....</b>	<b>56</b>
<b>5.1 Aineisto .....</b>	<b>56</b>
5.1.1 Reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi .....	56
5.1.2 Reaalinen öljyn hinta .....	59
5.1.3 Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin yhteisliikkeiden alustava tarkastelu .....	61
<b>5.2 Muuttujien stationaarisuus .....</b>	<b>63</b>
<b>5.3 Yhteisintegraatiotestit .....</b>	<b>64</b>
<b>5.4 Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuus alaperiodien aikana .....</b>	<b>66</b>
5.4.1 Ensimmäisen alaperiodin yhteisintegraatiotestit .....	67
5.4.2 Ensimmäisen alaperiodin kausaalisuustestit .....	68
5.4.3 Ensimmäisen alaperiodin impulssivastefunktio .....	70
5.4.4 Toisen alaperiodin yhteisintegraatiotestit .....	72
5.4.5 Toisen alaperiodin kausaalisuustestit .....	74
5.4.6 Toisen alaperiodin impulssivastefunktio .....	75
5.4.7 Kolmannen alaperiodin yhteisintegraatiotestit .....	76
5.4.8 Kolmannen alaperiodin kausaalisuustestit .....	78
5.4.9 Kolmannen alaperiodin impulssivastefunktio .....	81
<b>6. Lopuksi .....</b>	<b>83</b>
<b>LÄHTEET .....</b>	<b>87</b>
<b>LIITTEET .....</b>	<b>92</b>
LIITE 1. Yksikköjuuren testausmenettely .....	92
LIITE 2. Kuluttajahintaindeksien kuvaajat .....	93
LIITE 3. Alaperiodien yksikköjuuritestit .....	94

# 1. Johdanto

Kansainvälisen talouden kaksi ehkä seuratuinta muuttujaa ovat öljyn hinta ja Yhdysvaltojen (USA) dollarin arvo. Öljyn hinnanmuutokset vaikuttavat kansainvälisen varallisuuden jakaumaan ja taloudelliseen aktiviteettiin. Esimerkiksi öljyn hinnannousu laskee kansainvälisen talouden aktiviteettia ja siirtää varallisuutta öljyntuojamaista öljyntuottajamaihin. Toisaalta dollarin arvonmuutokset vaikuttavat kansainvälisen kaupan rakenteeseen, koska ne muuttavat eri maissa tuotettujen hyödykkeiden suhteellisia hintoja.

Vuoden 2008 kesäkuussa öljyn nimellinen hinta saavutti kaikkien aikojen korkeimman arvonsa – lähes 150 dollaria tynnyriltä. Tästä öljyshokista johtuen ekonomistit ovat suunnanneet yhä enemmän voimavaroja energiamarkkinoiden analysointiin. Toisaalta kansainvälinen kauppa on muuttunut viime vuosien aikana yhä epätasapainoisempaan suuntaan. Esimerkiksi Kiinan vaihtotase on ollut pitkään merkittävästi ylijäämäinen ja USA:n vastaavasti alijäämäinen. Tämä kansainvälisen kaupan epätasapaino on lisännyt kiinnostusta valuuttakursseja kohtaan. Kiinnostusta valuuttakursseja kohtaan on lisännyt myös se, että dollari heikkeni euroon verrattuna ennätysmäisen heikoksi heinäkuussa 2008. Öljyn hinnannousun ja dollarin heikkenemisen samanaikaisuudesta huolimatta, teoreettisessa kirjallisuudessa on kiinnitetty vain vähän huomiota näiden muuttujien riippuvuussuhteeseen.

Tässä tutkielmassa tarkastellaan öljyn hinnan ja dollarin arvon välistä riippuvuutta sekä teoreettisesti että empiirisesti. Tutkielman tarkoituksena on selvittää, onko muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainotasoa vai muuttuvatko ne toisistaan riippumattomasti. Tämän lisäksi tarkastellaan muuttujien kausaalisuussuhdetta eli sitä, kumman muuttujan muutokset edeltävät toisen muuttujan muutoksia. Valuuttakurssikirjallisuudessa on esitetty väite siitä, että öljyn hinnan ja dollarin arvon kausaalisuussuhteessa olisi tapahtunut rakennemuutos 2000-luvulla. Aikaisempien tutkimusten aineistot yltävät enimmillään vuoteen 2004. Aikaisempien tutkimusten aineistot eivät siis sisällä riittävästi havaintoja, jotta rakennemuutoshypoteesia voitaisiin testata. Tämän tutkielman empiirisissä tarkasteluissa käytettävä aineisto ulottuu vuoden 2009 kesäkuuhun. Tutkielman aineiston avulla voidaan siis ensimmäistä kertaa tarkastella rakennemuutoshypoteesin paikkansapitävyyttä.

Tutkimustulokset osoittavat, että reaalian öljyn hinnan ja reaalian euro–dollari-valuuttakurssin välillä ei ole pitkän aikavälin tasapainotasoa. Tämä tulos on ristiriidassa aikaisempien tutkimusten

kanssa. Aikaisempien tutkimusten perusteella muuttujien pitkän aikavälin riippuvuussuhde on positiivinen: öljyn hinnan noustessa dollari vahvistuu. Poikkeavaa tulosta voidaan selittää tutkielmassa käytettävän valuuttakurssin ja aikavälin valinnalla. Uskottavin selitys on kuitenkin se, että muuttujien pitkän aikavälin riippuvuussuhteessa on tapahtunut muutoksia.

Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhteesta saadaan lisätietoa jakamalla tarkasteltava aineisto kolmeen keskeiseen alaperiodiin. Näille alaperiodeille suoritettujen testien perusteella muuttujien riippuvuussuhde on negatiivinen. Toisin sanoen öljyn hinnan noustessa dollari heikkenee euroon verrattuna. Alaperiodien avulla saadaan selville myös se, että muuttujien vaihtelun suuruudella ja öljyn hinnannousun aiheuttaman valuuttakurssimuutoksen suuruudella on selvä yhteys. Kun muuttujien vaihtelu on suurta, niin öljyn hinnanmuutos aiheuttaa suuren valuuttakurssimuutoksen. Toisaalta muuttujien vaihtelun ollessa tavanomaista pienempää, öljyn hinnannousu aiheuttaa pienen valuuttakurssimuutoksen. Aineiston jakaminen kolmeen alaperiodiin on hyödyllistä myös siksi, että se mahdollistaa kausaalisuudessa tapahtuneiden muutosten havaitsemisen. Testitulosten perusteella öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin kausaalisuussuhteessa on tapahtunut muutos 2000-luvulla. Tutkielman tulokset vahvistavat siis valuuttakurssikirjallisuudessa esitetyn rakennemuutoshypoteesin.

Tutkielman rakenne etenee siten, että aluksi luvussa 2 esitellään perinteiset valuuttakurssimallit. Näillä perinteisillä valuuttakurssimalleilla tarkoitetaan ostovoimapariteettiteoriaa ja kattamatonta korkopariteettiteoriaa. Tarkastelussa kiinnitetään erityistä huomiota teorioiden empiirisessä tutkimuksessa käytettäviin menetelmiin sekä niiden perusteella tehtyihin johtopäätöksiin.

Kolmannessa luvussa käsitellään teoreettisia malleja, joiden avulla pyritään selittämään öljyn hinnan ja USA:n dollarin riippuvuussuhdetta. Tarkasteltavat mallit voidaan jakaa kahteen ryhmään. Ensimmäisen ryhmän muodostavat mallit, jotka ennustavat kausaalisuuden menevän öljyn hinnasta dollarin arvoon. Toisessa ryhmässä kausaalisuussuhde on päinvastainen. On tärkeää esitellä molempiin ryhmiin kuuluvia malleja, sillä aikaisempien tutkimusten perusteella kausaalisuussuhteen suunnasta ei ole olemassa selvää yksimielisyyttä.

Neljännessä luvussa esitellään empiirisessä tutkimuksessa käytettävät menetelmät. Ekonometristen menetelmien esittely on melko kattavaa, jotta empiiristen tulosten tulkinta olisi mahdollisimman helppoa. Viidennessä luvussa esitetään empiirisessä tutkimuksessa käytettävät muuttujat sekä tutkimustulokset. Lopuksi luvussa kuusi kootaan yhteen tutkimuksen keskeisimmät tulokset ja johtopäätökset.

## 2. Perinteiset valuuttakurssiteoriat

Valuuttakurssi on tärkeä makrotaloudellinen muuttuja, koska se vaikuttaa sekä hyödyke- että rahoitusmarkkinoiden toimintaan. Tässä luvussa tarkastellaan perinteisiä valuuttakurssimalleja. Valuuttakurssimuutoksia on perinteisesti selitetty ostovoimapariteettiteorian ja kattamattoman korkopariteettiteorian avulla. Ostovoimapariteettiteoria tarkastelee valuuttakurssimuutoksia hyödykemarkkinoiden näkökulmasta ja kattamaton korkopariteettiteoria rahoitusmarkkinoiden näkökulmasta.

### 2.1 Ostovoimapariteetti

Lyhyellä aikavälillä kelluvat valuuttakurssit ovat usein hyvin volatiileja eli vaihtelevia, eikä niiden muutosten ymmärtäminen ole aina helppoa. Toisin sanoen taloudellisten fundamenttien avulla ei pystytä täsmällisesti selittämään lyhyen aikavälin valuuttakurssimuutoksia. Sen sijaan valuuttakurssin pitkän aikavälin kehitystä voidaan selittää taloudellisten fundamenttien avulla. (Pugel 2004, 453.)

Ostovoimapariteetti (*purchasing power parity*) tarkoittaa sitä, että kansallisten hintatasojen – muutettuna samaan valuuttaan – pitäisi olla yhtä suuret. Ostovoimapariteetti perustuu kansainvälisten hyödykemarkkinoiden arbitraasiin. Hyödykearbitraasilla tarkoitetaan sitä, että kansainvälinen kilpailu pakottaa yksittäisen hyödykkeen hinnan identtiseksi eri maissa. Arbitraasi toimii siten, että jos hyödykkeen hinta ei olisi sama kaikkialla, niin sijoittajat voisivat tehdä voittoja kuljettamalla hyödykettä alhaisen hintatason maasta korkean hintatason maahan. Tällöin kysynnän kasvu alhaisen hintatason maassa nostaa hyödykkeen hintaa ja tarjonnan kasvu korkean hintatason maassa laskee hintaa. Kansalliset hintatasot sopeutuvat, kunnes ne ovat yhtä suuret. Jos useiden yksittäisten hyödykkeiden hinnat ovat samat eri maissa, silloin myös kokonaishintatasojen tulisi olla voimakkaasti korreloituneita. (Rogoff 1996, 647; Taylor & Taylor 2004, 136.)

Hintatason ja valuuttakurssin välisestä riippuvuudesta voidaan esittää kolme erilaista versiota. Esitettävä versio riippuu siitä, tarkastellaanko yhtä hyödykettä vai hyödykekorja. Toisaalta voidaan tarkastella hetkellistä tilannetta tai tilanteen kehitystä yli ajan.

### 2.1.1 Yhden hinnan laki

Ennen ostovoimapariteetin esittämistä on syytä tarkastella yhden hinnan lakia (*law of one price*). Yhden hinnan laki on keskeinen osa ostovoimapariteettiteoriaa, ja se voidaan esittää matemaattisesti seuraavan yhtälön avulla

$$P_i = SP_i^*, \quad (2.1)$$

missä  $P_i$  = hyödykkeen  $i$  hinta kotimaan valuutassa,

$P_i^*$  = hyödykkeen  $i$  hinta ulkomaan valuutassa ja

$S$  = vieraan valuutan yhden yksikön arvo kotimaan valuutassa.

Yhden hinnan laki tarkoittaa sitä, että hyödykkeen reaalihinnan tulee olla sama eri maissa. Toisin sanoen hyödykkeen hinta samassa valuutassa ilmaistuna tulisi olla yhtä suuri kaikissa maissa. Yhden hinnan lakia perustellaan sillä, että kansainvälinen hyödykearbitraasi varmistaa identtisen hinnan eri maissa. (Solnik 2000, 36.)

Yhden hinnan laki ei kuitenkaan päde reaali maailmassa kaikille hyödykkeille. Hyödykkeiden hinnat eroavat eri maissa kansainvälisen kaupan epätäydellisyyksien kuten tullien, kuljetuskustannusten ja muiden kaupankäynninesteiden vuoksi. Empiirisesti on todettu, että yhden hinnan lain paikkansapitävyys riippuu tarkasteltavan hyödykkeen kaupattavuudesta. Kaupattavalla hyödykkeellä tarkoitetaan hyödykettä, joka on helppo siirtää maasta toiseen. Toisin sanoen kaupattavalla hyödykkeellä on helppoa käydä kansainvälistä kauppaa. Kaupattavia hyödykkeitä ovat esimerkiksi teollisuustuotteet. Toisen hyödykeryhmän muodostavat ei-kaupattavat hyödykkeet. Ei-kaupattavia hyödykkeitä ovat esimerkiksi palvelut, koska niitä ei voida siirtää helposti maasta toiseen. Yhden hinnan laki pätee joillekin kaupattaville hyödykkeille – kuten kulta ja raakaöljy – erittäin hyvin. Toisaalta yhden hinnan laki ei päde ei-kaupattaville hyödykkeille, koska niitä on vaikeaa tai mahdotonta siirtää maasta toiseen. Tällöin hyödykearbitraasin toteuttaminen on mahdotonta. (Rogoff 1996, 649–650.)



### 2.1.2 Absoluuttinen ostovoimapariteetti

Ostovoimapariteetista on olemassa kaksi versiota, joista absoluuttinen ostovoimapariteetti (*absolute purchasing power parity*) on rajoittavampi. Absoluuttisen ostovoimapariteetin mukaan valuuttakurssin tulisi määräytyä siten, että kahden maan keskimääräiset hintatasot ovat yhtä suuret samassa valuutassa ilmaistuna. Absoluuttinen ostovoimapariteetti voidaan esittää muodossa

$$\sum P_i = S \sum P_i^* , \quad (2.2)$$

missä  $\sum P_i$  = hyödykekorin hinta kotimaan valuutassa ja

$\sum P_i^*$  = hyödykekorin hinta ulkomaan valuutassa.

Absoluuttinen ostovoimapariteetti on selvästi yhteydessä yhden hinnan lakiin. Yhden hinnan lain ja absoluuttisen ostovoimapariteetin yhtälöt ovat hyvin samankaltaisia. Yhtälöt eroavat siten, että yhden hinnan laki viittaa yhteen hyödykkeeseen ja absoluuttinen ostovoimapariteetti kokonaiseen hyödykekoriin. Jos yhden hinnan laki pätee jokaiselle hyödykkeelle, niin myös absoluuttinen ostovoimapariteetti pätee. Tämä edellyttää kuitenkin, että hyödykekorit ovat samat molemmissa maissa. (Pugel 2004, 454.)

Ostovoimapariteetin analysointiin liittyy kaikki tavalliset indeksiongelmat, joihin törmätään vertailtaessa eri maita. Absoluuttisen ostovoimapariteetin analysoinnin kannalta suurin ongelma on aineiston saatavuus. Tarkastelua hankaloittaa se, että ei ole olemassa indeksiä, joka kuvaisi kansainvälisesti standardoidun hyödykekorin hintaa. Toisaalta saatavilla olevat hinta-aineistot eivät kuvaa hyödykekorin rahamääräistä hintaa, vaan ne ovat indeksimuotoisia. Hintaindekseissä jokin vuosi on valittu perusvuodeksi, jonka keskimääräinen hintataso on määritelty sadaksi. Tällöin hintaindeksin avulla voidaan tarkastella hintatason kehitystä perusvuoteen verrattuna. Hintaindeksien käyttäminen on ongelmallista, koska niiden avulla ei pystytä selvittämään sitä, milloin maiden rahamääräiset hintatasot ovat yhtä suuret. Tämä ongelma voidaan ratkaista joko olettamalla, että absoluuttinen ostovoimapariteetti pätee keskimäärin perusvuonna, tai tarkastella suhteellista ostovoimapariteettia. (Rogoff 1996, 650.)

### 2.1.3 Suhteellinen ostovoimapariteetti

Yhden hinnan laki ja absoluuttinen ostovoimapariteetti tarkastelevat kansainvälisiä hintoja tietyllä ajan hetkellä. Suhteellinen ostovoimapariteetti (*relative purchasing power parity*) puolestaan tarkastelee hintatasojen ja valuuttakurssin kehitystä yli ajan. Yleensä ostovoimapariteetista puhuttaessa tarkoitetaan nimenomaan suhteellista ostovoimapariteettia, joka voidaan esittää seuraavassa muodossa

$$\sum P_{it} / \sum P_{it-1} = (S_t / S_{t-1}) (\sum P_{it}^* / \sum P_{it-1}^*), \quad (2.3)$$

missä  $t$  kuvaa ajan hetkeä. Suhteellisen ostovoimapariteetin empiirinen tarkastelu on helpompaa kuin absoluuttisen ostovoimapariteetin tarkastelu. Suhteellinen ostovoimapariteetti vaatii ainoastaan, että tarkasteltavalla periodilla valuuttakurssin kasvunopeus kumoaa kotimaan hintaindeksin ja ulkomaan hintaindeksin kasvunopeuksien eron. (Pugel 2004, 455; Rogoff 1996, 650.)

Suhteellisen ostovoimapariteetin avulla voidaan tehdä päätelmiä valuutan yli- ja aliarvostuksesta. Jos esimerkiksi euroalueen hintatasoa kuvaava hintaindeksi on alhaisempi kuin Yhdysvaltojen hintaindeksi, samassa valuutassa ilmaistuna, niin euro on aliarvostettu dollariin verrattuna. Tällaiset päätelmät ovat kuitenkin hyvin herkkiä perusvuoden valinnalle. Herkkyys aiheutuu siitä, että valuuttakurssi ei välttämättä ole perusvuonna tasapainotasolla, vaan se voi olla jo silloin yli- tai aliarvostettu. Suhteellinen ostovoimapariteetti tuottaa myös ennustuksia nimellisen valuuttakurssin trendeistä – erityisesti pitkän aikavälillä. Yhtälön (2.3) perusteella alhaisen inflaation maiden nimelliset valuuttakurssit vahvistuvat ja toisaalta korkean inflaation maiden nimelliset valuuttakurssit heikkenevät. (Pugel 2004, 455.)

### 2.1.4 Ostovoimapariteetin lyhyen aikavälin tarkastelu

Ostovoimapariteetti tarjoaa hyödyllisen teoreettisen kehikon valuuttakurssikehityksen analysointiin. Teorian empiiristä paikkansapitävyyttä on kuitenkin syytä tarkastella. Ostovoimapariteetti – kuten kaikki teoriat – on liiallinen yksinkertaistus reaali maailmasta. Ostovoimapariteetti perustuu kansainvälisen kaupan täydellisyyteen. Reaali maailmassa kansainvälinen kauppa ei kuitenkaan ole

täydellistä: hyödykkeitä ei voida siirtää välittömästi maasta toiseen: kuljetuskustannukset ovat korkeita ja tuontirajoitukset rajoittavat kansainvälistä kauppaa. (Solnik 2000, 43.)

Ostovoimapariteettiteorian empiiristä paikkansapitävyyttä tarkastellaan yleensä reaalian valuuttakurssin avulla. Reaalinen valuuttakurssi muodostetaan kertomalla nimellinen valuuttakurssi kansallisten hintatasojen suhteella

$$RE_t = S_t \frac{P_t^*}{P_t}, \quad (2.4)$$

missä  $RE_t$  on reaalinen valuuttakurssi,  $P_t$  on kotimaan hintataso ja  $P_t^*$  on ulkomaan hintataso. Muuttuja  $S_t$  kuvaa vieraan valuutan yhden yksikön arvoa kotimaan valuutassa.

Ostovoimapariteettiteorian mukaan maiden hintatasojen tulisi olla yhtä suuret yhteisessä valuutassa ilmaistuna. Ostovoimapariteetti edellyttää kahden ehdon toteutumista yhtälössä (2.4). Ensinnäkin reaalian valuuttakurssin arvon tulee olla ykkönen. Toisaalta reaalian valuuttakurssin arvon täytyy pysyä vakiona yli ajan. Nämä ehdot varmistavat sen, että kansalliset hintatasot ovat jatkuvasti yhtä suuria.

Käytännön tarkasteluissa hintatasoja kuvataan hintaindekseillä, joiden perusvuosi on satunnaisesti valittu. Tällöin on hankalaa normalisoida tasapainoinen reaalinen valuuttakurssi ykköseksi, koska ei tiedetä, milloin hintatasot ovat yhtä suuria eli ostovoimapariteetti pätee. On myös syytä huomata, että ostovoimapariteetti implikoi reaalian valuuttakurssin pysyvän vakiona yli ajan, joten reaalian valuuttakurssin vaihtelun täytyy merkitä poikkeamia ostovoimapariteetista. Empiiristen tutkimusten perusteella reaalinen valuuttakurssi vaihtelee huomattavasti lyhyellä aikavälillä eli se ei ole jatkuvasti ostovoimapariteettiteorian mukaisella tasolla. (Taylor ym. 2004, 141.)

Ostovoimapariteetin lyhyen aikavälin epäonnistumista on selitetty nimellisten hintojen jäykkyydellä. Talouden rahoitus- ja rahashokit, jotka aiheutuvat esimerkiksi odottamattomasta rahapolitiikasta, vaikuttavat välittömästi nimelliseen valuuttakurssiin. Toisaalta nimelliset hinnat eivät sopeudu välittömästi shokkeihin, koska ne ovat jäykkiä lyhyellä aikavälillä. Tällöin rahoitus- ja rahashokit vaikuttavat lyhyellä aikavälillä myös reaalian valuuttakurssin arvoon. Tämä on Dornbuschin (1976) ylilyöntimallin keskeinen sisältö.

Dornbuschin ylilyöntimalliin liittyy kuitenkin ongelmia. Jos malli kuvaisi tarkasti todellisuutta, niin reaalian valuuttakurssin tulisi sopeutua kohti ostovoimapariteettitasoa vuoden tai kahden sisällä,

kun hinnat ja palkat sopeutuvat shokkiin. Empiiriset havainnot eivät kuitenkaan tue tätä väitettä, vaan sopeutuminen kohti ostovoimapariteettitasoa on hyvin hidasta. (Rogoff 1996, 654.)

Ostovoimapariteetin lyhyen aikavälin epäonnistumiselle on olemassa useita vaihtoehtoisia selityksiä. Ensinnäkin eri maiden vertailukelpoisen inflaatioasteen määrittäminen on vaikeaa. Sijoittajilla on erilaiset kulutuspreferenssit eri puolilla maailmaa, ja yhteistä kansainvälistä kulutuskoria ei ole olemassa. Tämä aiheuttaa sen, että inflaatio lasketaan eri maissa käyttäen erilaista hyödykekorjausta. Toisaalta kansainvälisen kaupan epätäydellisyys rajoittaa kaupattavien hyödykkeiden arbitraasia. Siirtokustannukset, tuontitullit ja -rajoitukset sekä vientituet saattavat estää arbitraasin hyödykemarkkinoilla. Kolmanneksi monet muutkin tekijät kuin inflaatio vaikuttavat valuuttakurssiin. Esimerkiksi maiden välinen korkoero vaikuttaa valuuttakurssiin. (Solnik 2000, 44–45.)

### 2.1.5 Ostovoimapariteettiteorian testaus pitkän aikavälin aineistolla

Aikasarjaekonometria on kehittynyt huomasti kolmen viime vuosikymmenen aikana. Tämä kehitys on muuttanut merkittävästi ostovoimapariteettiteorian empiiristä tarkastelua. Esimerkiksi yksikköjuurikäsitteen ymmärtäminen muutti tarkastelua siten, että perinteisistä regressiomenetelmistä luovuttiin ja siirryttiin reaalin valuuttakurssin stationaarisuuden testaamiseen. Stationaarisuuden testaamisessa käytetään yleensä reaalin valuuttakurssin logaritmuotoa. Logaritmoitu reaalin valuuttakurssi saadaan ottamalla logaritmi yhtälöstä (2.4)

$$q_t = s_t - p_t + p_t^*, \quad (2.5)$$

missä  $q_t$  on logaritmoitu reaalin valuuttakurssi,  $p_t$  on logaritmi kotimaan hintatasosta,  $p_t^*$  on logaritmi ulkomaan hintatasosta ja  $s_t$  on logaritmi nimellisestä valuuttakurssista. Yhtälössä (2.5) muuttujan  $q_t$  kasvu tarkoittaa siis reaalin valuuttakurssin vahvistumista.

Reaalin valuuttakurssin stationaarisuutta tutkitaan yksikköjuuritestien avulla. Stationaarisuutta tutkittaessa nollahypoteesina on se, että reaalin valuuttakurssi noudattaa satunnaiskulkuprosessia (*random walk*). Satunnaiskulkuprosessi on tyypillinen aikasarjaprosessi, joka ei palaa keskiarvoon. Satunnaiskulkuprosessin muutokset ovat täysin satunnaisia ja riippumattomia toisistaan. Jos reaalin valuuttakurssi noudattaa satunnaiskulkuprosessia, niin siihen tulevat shokit ovat pysyviä,

eivätkä ne poistu edes pitkällä aikavälillä. Tällöin ostovoimapariteettiteoria ei päde edes pitkällä aikavälillä.

Vaihtoehdoisen hypoteesin mukaan reaalin valuuttakurssi on keskiarvoon palaava prosessi (*mean reverting*). Reaalisen valuuttakurssin keskiarvoon palaaminen tarkoittaa sitä, että reaalin valuuttakurssi palaa fundamenttitasolleen eli ostovoimapariteettitasolleen pitkällä aikavälillä. Jos vaihtoehtoinen hypoteesi hyväksytään, niin ostovoimapariteettiteorian katsotaan pätevän pitkällä aikavälillä.

Perustulos empiirisessä kirjallisuudessa on se, että nollahypoteesia satunnaiskulkuprosessista on vaikea hylätä – erityisesti tutkittaessa kelluvia valuuttakursseja kuukausiaineistolla. Toisaalta hyvin pitkillä aineistoilla tehdyt tutkimukset ovat löytäneet todisteita reaalisen valuuttakurssin keskiarvoon palaamisesta. Keskiarvoon palaamisen nopeutta voidaan tutkia reaaliin valuuttakurssiin tulleiden shokkien puoliintumisajan perusteella. Puoliintumisajalla tarkoitetaan ajanjaksoa, jonka aikana 50 prosenttia shokin vaikutuksesta poistuu. Estimoitujen puoliintumisaikojen perusteella reaalisen valuuttakurssin poikkeamat ostovoimapariteettitasosta voivat olla pitkäaikaisia. Saattaa kestää jopa vuosia ennen kuin poikkeamat ostovoimapariteettitasosta poistuvat. (Solnik 2000, 44; Taylor ym. 2004, 146.)

Näitä tutkimuksia – jotka on tehty hyvin pitkillä aikasarjoilla – on kritisoitu, koska ne yhdistävät sekä kelluvan että kiinteän valuuttakurssijärjestelmän aikakaudet. Mussa (1986) osoitti, että reaalin valuuttakurssi on vaihdellut enemmän kelluvan kuin kiinteän valuuttakurssiregiimin aikana. Mussa (1986) toteaa, että eri valuuttakurssijärjestelmien yhdistäminen saattaa vaikuttaa yksikköjuuritestien tuloksiin. Tästä syystä ostovoimapariteetin empiirisestä toimivuudesta saadaan luotettavin kuva tarkastelemalla nykyistä, kelluvaa valuuttakurssijärjestelmää.

Yksikköjuuritestien perustulosta, jonka mukaan nollahypoteesia satunnaiskulkuprosessista ei voida hylätä, voidaan selittää testeihin liittyvillä ekonometrisilla ongelmilla. Frankel (1986, 1990) osoitti, että yksikköjuuritestien tilastollinen voima on alhainen. Yksikköjuuritestien alhainen voima perustuu siihen, että reaalin valuuttakurssi lähestyy hyvin hitaasti ostovoimapariteettitasoa. Froot ja Rogoff (1995) toteavat, että tällaisessa tilanteessa on vaikeaa erottaa reaalin valuuttakurssi, joka noudattaa satunnaiskulkuprosessia, ja stationaarinen reaalin valuuttakurssi, joka palautuu keskiarvoon hyvin hitaasti. Erottaminen on erityisen vaikeaa silloin, kun tarkastellaan kelluvia valuuttakursseja. Kelluvien valuuttakurssien vaihtelu on hyvin suurta, joten valuuttakurssiin tulleet häiriöt voivat helposti kätkeä hitaan sopeutumisen kohti tasapainoa.

Ostovoimapariteettiteoriaa voidaan tutkia myös yhteisintegraatiotestien avulla. Yhteisintegraatio edellyttää, että tarkasteltavat muuttujat ovat epästationaarisia. Epästationaaristen muuttujien sanotaan olevan yhteisintegroituja, jos niistä muodostettu lineaarikombinaatio on stationaarinen. Muuttujien yhteisintegraatio tarkoittaa sitä, että niiden välillä on pitkän aikavälin tasapainotaso, johon muuttujien arvot pyrkivät sopeutumaan. Yhteisintegraatiotestien nollahypoteesina on se, että muuttujat eivät ole yhteisintegroituja. Vaihtoehdoisen hypoteesin mukaan muuttujat ovat yhteisintegroituja. Yhteisintegraation käsitettä sekä testausmenettelyä tarkastellaan tarkemmin luvussa 4, jossa esitellään empiirisessä tutkimuksessa käytettävät ekonometriset menetelmät.

Ostovoimapariteettiteorian testaaminen yhteisintegraatiotestien avulla on mahdollista, koska nimellinen valuuttakurssi sekä maiden hintatasot ovat epästationaarisia muuttujia. Froot ym. (1995, 1662) toteavat, että yhteisintegraatiotestien avulla voidaan testata heikompaa versiota ostovoimapariteetista kuin yksikköjuuritestillä. Yhteisintegraatio edellyttää vain, että jokin nimellisen valuuttakurssin  $s_t$  ja hintaindeksien erotuksen  $(p_t - p_t^*)$  lineaarikombinaatio on stationaarinen. Yhteisintegraatiotestit eivät siis rajoita hintaindeksien erotuksen regressiokertoimen suuruutta millään tavalla. Toisaalta reaaliselle valuuttakurssille suoritettavat yksikköjuuritestit rajoittavat hintaindeksien erotuksen regressiokertoimen ykköseksi, joten yksikköjuuritestien avulla testataan voimakkaampaa versiota ostovoimapariteettiteoriasta.

MacDonald (1993, 690) toteaa, että ostovoimapariteetin empiirisessä tarkastelussa käytetään yleensä joko kuluttajahintaindeksiä tai tuottajahintaindeksiä kuvaamaan maiden hintatasoja. Nämä hintaindeksit sisältävät ei-kaupattavia hyödykkeitä, ja ne muodostetaan eri tavalla eri maissa. Eri maiden hintaindeksien erojen vuoksi niillä ei tarvitse olla yhtä suurta vaikutusta reaaliseseen valuuttakurssiin. Toisin sanoen hintaindeksien erotuksen regressiokertoimen ei tarvitse olla ykkönen. Tällä argumentilla perustellaan ostovoimapariteetin testaamista yhteisintegraatiotestien avulla.

Yhteisintegraatiotestit ovat paljastaneet tarkasteltavaan aineistoon liittyviä systemaattisia ominaisuuksia. Ensinnäkin nollahypoteesi eli ei-yhteisintegraatiota on helpompi hylätä kiinteiden kuin kelluvien valuuttakurssien aikakaudella. Toisin sanoen ostovoimapariteettiteoria saa enemmän tukea kiinteän valuuttakurssijärjestelmän aikakaudelta. Tämä tulos on sopusoinnussa reaalisen valuuttakurssin yksikköjuuritestien kanssa, sillä myös yksikköjuuritestien perusteella ostovoimapariteetti pätee paremmin kiinteiden valuuttakurssien aikakaudella. Toisen keskeisen havainnon perusteella yhteisintegraatiotestit, jotka käyttävät kuluttajahintaindeksiä kuvaamaan

maiden hintatasoa, hylkäävät nollahypoteesin harvemmin kuin testit, jotka käyttävät tuottajahintaindeksiä. Tätä ilmiötä voidaan perustella ei-kaupattavien hyödykkeiden erilaisella osuudella hintaindekseissä. Kuluttajahintaindeksissä ei-kaupattavilla hyödykkeillä on paljon suurempi painoarvo kuin tuottajahintaindeksissä, jossa kaupattavilla hyödykkeillä on suurempi painoarvo. Kolmas havainto on se, että nollahypoteesi hylätään useammin kolmen muuttujan systeemissä kuin kahden muuttujan systeemissä. Kolmen muuttujan systeemissä tarkastellaan molempien maiden hintaindeksejä  $p_t$  ja  $p_t^*$  erillisinä muuttujina. Kahden muuttujan systeemissä tarkastellaan ainoastaan nimellistä valuuttakurssia ja maiden hintaindeksien erotusta  $(p_t - p_t^*)$ . (Froot ym. 1995, 1665.)

Froot ym. (1995) kokoavat yhteen useiden aikaisempien empiiristen tutkimusten tulokset. Näiden tulosten perusteella yhteisintegraatiotestit hylkäävät nollahypoteesin ostovoimapariteetin pätemättömyydestä useammin kuin yksikköjuuritestit. Froot ym. (1995, 1665) kuitenkin huomauttavat, että yhteisintegraatiotestien tuloksiin liittyy tiettyjä ongelmia. Ensinnäkin hintaindeksien regressiokertoimien estimaatit vaihtelevat paljon eri tutkimusten välillä. Toisaalta estimoitujen kertoimien arvot poikkeavat ennakoituista ja niiden suuruutta on vaikeaa perustella talousteorian avulla. Yhteisintegraatiotesteihin liittyvien ongelmien takia tutkijat ovat etsineet vaihtoehtoisia menetelmiä ostovoimapariteettiteorian tutkimiseen. Eräs tällainen menetelmä on reaalisen valuuttakurssin epälineaarinen tulkinta, jota käsitellään seuraavaksi.

### **2.1.6 Reaalinen valuuttakurssi epälineaarisen prosessina**

Perinteisessä lineaarisessa näkökulmassa oletetaan, että reaalisen valuuttakurssin sopeutumisenopeus kohti ostovoimapariteettitasoa on vakio. Toisin sanoen tarkasteltava ajanhetki tai tasapainopoikkeaman suuruus ei vaikuta sopeutumisenopeuteen. Linearisessa näkökulmassa puoliintumisajan estimointi on tärkeää, koska sen avulla voidaan tarkastella sopeutumisenopeutta kohti tasapainotasoa. Useat tutkijat ovat kritisoineet tätä puoliintumisajan estimointia, koska sopeutumisenopeus ei välttämättä ole vakio. Nämä tutkijat ovat esittäneet teoreettisia perusteluja sille, että sopeutumisenopeuden pitäisi kasvaa, kun poikkeamat ostovoimapariteettitasosta kasvavat itseisarvoltaan. Tämä epälineaarinen sopeutuminen saattaa aiheutua esimerkiksi kansainvälisen arbitraasin kaupankäyntikustannuksista. (Taylor ym. 2004, 146–147.)

Ostovoimapariteettiteorian yhteydessä oletettiin, että arbitraasin toteuttamiseen ei liity kaupankäyntikustannuksia. Tällöin arbitraasi kannattaa toteuttaa aina, kun hyödykkeen hinta eroaa eri maissa. Tämä aiheuttaa lineaarisen sopeutumisen kohti tasapainotasoa. Reaalimaailmassa tilanne ei ole näin yksinkertainen, vaan arbitraasin toteuttamiseen liittyy kaupankäyntikustannuksia. Nämä kaupankäyntikustannukset aiheuttavat sen, että arbitraasia ei välttämättä kannata toteuttaa, vaikka hyödykkeen hinta eroaisi eri maissa. Arbitraasin toteuttaminen ei ole kannattavaa, jos hyödykkeen hintaero ei riitä kattamaan kaupankäynnistä aiheutuvia kustannuksia. Toisin sanoen kaupankäyntikustannukset määrittävät rajat hyödykkeen hinnassa, joiden sisäpuolella arbitraasin toteuttaminen ei ole kannattavaa. Näiden kaupankäyntikustannusten määrittämien rajojen sisällä reaalin valuuttakurssi noudattaa satunnaiskulkuprosessia, koska mikään voima ei pyri ajamaan sitä kohti ostovoimapariteettitasoa. Toisin sanoen reaalin valuuttakurssin muutokset ovat täysin satunnaisia kaupankäyntikustannusten määrittämien rajojen sisäpuolella. Jos hyödykkeen hinta eroaa enemmän kuin kaupankäyntikustannusten verran, niin arbitraasin toteuttaminen on kannattavaa. Tällöin hyödykearbitraasi aiheuttaa sen, että reaalin valuuttakurssi sopeutuu kaupankäyntikustannusten määrittämien rajojen sisäpuolelle. Tämän jälkeen arbitraasin toteuttaminen muuttuu kannattamattomaksi ja reaalin valuuttakurssi noudattaa taas satunnaiskulkuprosessia. (Taylor ym. 2004, 147.)

Reaalin valuuttakurssin epälineaarisuutta on tutkittu esimerkiksi autoregressiivisten kynnysmallien eli TAR-mallien avulla. Näiden mallien käyttöön liittyy kuitenkin eräs käsitteellinen ongelma. Autoregressiiviset kynnysmallit nimittäin olettavat, että on olemassa yksi ainoa kaupankäyntikustannusten määrittämä kynnystaso, jonka ylittämisen jälkeen reaalin valuuttakurssi sopeutuu kohti tasapainotasoa. Aikaisemmin todettiin, että reaalin valuuttakurssi muodostetaan kertomalla nimellinen valuuttakurssi kansallisten kuluttajahintaindeksien suhteella. Kuluttajahintaindeksihin sisältyvien hyödykkeiden kaupankäyntikustannukset eroavat toisistaan, joten myös niiden kynnystasot eroavat. Osa yksittäisten hyödykkeiden kynnystasoista on pieniä ja osa suuria. Näistä yksittäisistä kynnystasoista muodostuu kynnystasojen joukko. Tällöin ei voida määritellä yhtä ainoaa kynnystasoa, jonka jälkeen arbitraasi vaikuttaa hyödykkeiden hintoihin. Kun reaalin valuuttakurssi liikkuu yhä kauemmas ostovoimapariteettitasolta, niin yhä useamman hyödykkeen kaupankäyntikynnys rikotaan ja arbitraasin vaikutus voimistuu. Tällaista aggregointiongelmaa voidaan tutkia STAR-malleilla, jotka ilmentävät tasaista ja epälineaarista sopeutumista siten, että sopeutumisenopeus kasvaa reaalin valuuttakurssin liikkeessä yhä kauemmas ostovoimapariteettitasostaan. (Taylor ym. 2004, 148.)



Taylor, Peel ja Sarno (2001) tutkivat STAR-malleilla G5-maiden reaalisia valuuttakursseja Bretton Woods aikakauden jälkeisellä aineistolla. Taylor ym. (2001) hylkäävät nollahypoteesin yksikköjuuresta ja päättelivät, että reaalin valuuttakurssi on epälineaarisesti keskiarvoon palaava prosessi. STAR-mallien avulla voidaan tutkia reaaliin valuuttakurssiin tulleiden shokkien puoliintumisaikoja. Taylor ym. (2001) ovat havainneet, että pienten shokkien (1–5 %) puoliintumisaika on alle kolme vuotta. Toisaalta suurien shokkien puoliintumisaika on paljon lyhyempi. Tämä tulos viittaa siihen, että kaupankäyntikustannusten muodostaman kynnyksen ylittyessä reaalin valuuttakurssi palaa nopeasti kohti ostovoimapariteetin määrittämää tasapainotasoa.

Reaalin valuuttakurssin epälineaarista sopeutumista voidaan selittää myös muilla tekijöillä kuin kaupankäyntikustannuksilla. Esimerkiksi Kilian ja Taylor (2003) väittävät, että valuuttamarkkinoiden epäyhtenäinen näkemys nimellisen valuuttakurssin tasapainotasosta saattaa aiheuttaa reaalin valuuttakurssin epälineaarisen sopeutumisen. Kilian ym. (2003) perustelevat väitettään seuraavan esimerkin avulla. Kun nimellinen valuuttakurssi vaihtelee lähellä ostovoimapariteetin määrittämää tasapainotasoa, valuuttamarkkinoilla ei ole selvää yksimielisyyttä tulevasta valuuttakurssimuutoksesta. Osa valuuttakauppiaista ennustaa valuuttakurssin heikkenevän ja osa ennustaa valuuttakurssin vahvistuvan. Tällöin valuuttakurssi vaihtelee täysin satunnaisesti. Tilanne muuttuu, jos nimellinen valuuttakurssi ajautuu kauas tasapainotasosta. Tällöin yhä suurempi osa valuuttakauppiaista on samaa mieltä tulevasta valuuttakurssimuutoksesta. Valuuttakauppiat toimivat tämän konsensusnäkökuvan mukaisesti ja ajavat kaupankäynnillään valuuttakurssin kohti ostovoimapariteettitasoa.

Reaalin valuuttakurssin epälineaarisuutta voidaan perustella kaupankäyntikustannusten ja valuuttakauppiaiden toiminnan lisäksi myös keskuspankin toiminnalla. Tämän näkökulman mukaan epälineaarisuus aiheutuu siitä, että reaalisella valuuttakurssilla on alhainen painoarvo keskuspankin tavoitefunktiossa. Keskuspankki sallii, että reaalin valuuttakurssi vaihtelee vapaasti ostovoimapariteettitason läheisyydessä. Tällöin reaalin valuuttakurssi ei pyri sopeutumaan kohti ostovoimapariteettitasoa, vaan se noudattaa satunnaiskulkuprosessia tiettyjen rajojen sisällä. Toisaalta keskuspankki ei salli huomattavia poikkeamia ostovoimapariteettitasosta, koska tällöin reaalin valuuttakurssi vaikuttaa sekä kotimaisen tuotannon kilpailukykyyn että inflaatioon. Jos reaalin valuuttakurssi ylittää keskuspankin määrittämän implisiittisen rajan, keskuspankki puuttuu valuuttakurssin kehitykseen. Keskuspankki voi tehdä esimerkiksi tukioiston tai myydä

valuuttaa, jotta reaalin valuuttakurssi palautuisi lähemmäs ostovoimapariteettiteorian mukaista tasapainotasoa. (Lahtinen 2006, 119–120.)

Ostovoimapariteettiteoria ennustaa, että reaalin valuuttakurssi on stationaarinen muuttuja, joka palaa pitkällä aikavälillä tasapainotasolleen. Ostovoimapariteettiteorian empiiristä paikkansapitävyyttä voidaan testata yksikköjuuritestien avulla. Tyypillisesti reaaliselle valuuttakurssille suoritettavat yksikköjuuritestit eivät pysty hylkäämään nollahypoteesia yksikköjuuresta. Yksikköjuuritestien tulokset ovat siis ristiriidassa ostovoimapariteettiteorian kanssa. Taylor ym. (2001) argumentoivat, että reaalin valuuttakurssin yksikköjuuri ei välttämättä tarkoita sitä, että pitkän aikavälin tasapainotasoa ei olisi olemassa. Taylor ym. (2001) muistuttavat, että epälineaarisen tulkinnan mukaan reaalin valuuttakurssi noudattaa satunnaiskulkuprosessia ostovoimapariteettiteorian määrittämän tasapainotason läheisyydessä. Tämän näkökulman mukaan yksikköjuuritesteissä havaittu yksikköjuuri aiheutuu siitä, että reaalin valuuttakurssi on vaihdellut suurimman osan ajasta pitkän aikavälin tasapainotason ympärillä. Tällöin yksikköjuuritestien tulokset ovat sopusuhteissa ostovoimapariteettiteorian kanssa.

Ostovoimapariteettiteoriaa on tutkittu paljon sekä teoreettisesti että empiirisesti. Empiirisissä tarkasteluissa ekonometrisen menetelmän valinnalla on merkittävä vaikutus tutkimustuloksiin. Toisaalta myös tarkasteltava aikaperiodi vaikuttaa tutkimustuloksiin, sillä ostovoimapariteettiteoria saa enemmän tukea kiinteän kuin kelluvan valuuttakurssijärjestelmän aikakaudelta. Aikaisempien tutkimusten tulokset voidaan tiivistää toteamalla, että ostovoimapariteettiteoria ei selitä reaalin valuuttakurssin lyhyen aikavälin kehitystä. Pitkällä aikavälillä ostovoimapariteettiteoria selittää paremmin reaalin valuuttakurssin vaihtelua.

## **2.2 Kattamaton korkopariteetti**

Valuuttakurssimuutoksia voidaan selittää myös kattamattoman korkopariteettiteorian avulla (*uncovered interest parity*). Kattamatonta korkopariteettia käytetään toistuvasti sekä kansainvälisessä rahoituksessa että avoimen talouden makroteoriassa. Kattamaton korkopariteetti ja ostovoimapariteetti ovat käsitteellisesti hyvin samankaltaisia. Nämä teoriat ovat tasapainoehdoja, joiden täytyy päteä täydellisillä markkinoilla.

### 2.2.1 Kattamaton korkopariteettiteoria

Kattamaton korkopariteetti perustuu kansainvälisten rahoitusmarkkinoiden arbitraasiin ja se kuvaa markkinoiden odotuksia tulevasta valuuttakurssimuutoksesta. Kattamattoman korkopariteetin mukaan saman riskin sisältävien korkoinstrumenttien pitäisi tuottaa saman verran kahdessa eri maassa, kun tuotot ilmaistaan yhteisessä valuutassa. Kotimaisen korkosijoituksen tuotto muodostuu yksinkertaisesti kotimaan korkotasosta. Ulkomaisen korkosijoituksen tuottoon vaikuttaa sekä ulkomainen korkotaso että valuuttakurssimuutos. Jotta eri maiden korkoinstrumenteista saatavat tuotot olisivat yhtä suuret, täytyy valuuttakurssimuutoksen kumota maiden korkotasojen välinen ero. Flood ja Rose (1996) esittävät kattamattoman korkopariteetin seuraavassa muodossa

$$(1 + i_t) = \frac{E_t(S_{t+k})}{S_t} (1 + i_t^*), \quad (2.6)$$

missä  $S_t$  on vieraan valuutan yhden yksikön arvo kotimaan valuutassa ilmaistuna,  $i_t$  kuvaa kotimaisen korkoinstrumentin tuottoa ja  $i_t^*$  kuvaa ulkomaisen korkoinstrumentin tuottoa. Sekä kotimaisen että ulkomaisen korkoinstrumentin maturiteetti eli juoksuaika on  $k$  periodia. Termi  $E_t(S_{t+k})$  kuvaa markkinoiden odotuksia hetkellä  $t + k$  vallitsevasta valuuttakurssista. Tämä valuuttakurssiodotus perustuu hetkellä  $t$  saatavissa olevaan informaatioon. Yhtälön (2.6) vasen puoli kuvaa sijoittajan kotimaisesta korkoinstrumentista saamaa tuottoa ja oikea puoli kuvaa sijoittajan ulkomaisesta korkoinstrumentista saamaa tuottoa, kun tuotto ilmaistaan kotimaan valuutassa.

Kattamattoman korkopariteetin käsitettä voidaan havainnollistaa yksinkertaisen esimerkin avulla. Oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi, että kaikki sijoittajat ovat riskineutraaleja ja että heillä on rationaaliset odotukset. Riskineutraalit sijoittajat tarkastelevat ainoastaan sijoitusten odotettua tuottoa. Heille sijoituksen riskitaso on epäolennainen asia. Oletetaan lisäksi, että yhden vuoden korko on USA:ssa kaksi prosenttia ja euroalueella yhden prosentin. Kansainvälisten rahoitusmarkkinoiden arbitraasi vaatii, että saman riskin sisältävien arvopapereiden tulee tuottaa saman verran. Tällöin rationaalisten, riskineutraalien sijoittajien täytyy odottaa dollarin heikentyvän euroon nähden prosentilla seuraavan vuoden aikana. Tämän suuruinen heikkeneminen on riittävä tasapainottamaan odotetut tuotot dollari- ja euromääräisistä korkosijoituksista. (Froot & Thaler 1990, 181; Bodie, Kane & Marcus 2005, 1057.)

Kattamaton korkopariteettiteoria perustuu kansainvälisten rahoitusmarkkinoiden arbitraasiin. Tämän arbitraasin toimintalogiikkaa voidaan havainnollistaa muuttamalla yllä olevaa esimerkkiä. Jos dollarin odotettaisiin heikkenevän kahdella prosentilla yhden prosentin sijaan, sijoittajien kannattaisi ottaa lainaa dollareissa ja sijoittaa lainatut varat euromääräisiin arvopapereihin. Tarkastellaan strategiaa, jossa sijoittaja lainaa USA:sta esimerkiksi 1000 dollaria kahden prosentin korolla ja muuttaa dollarit euroiksi. Jos oletetaan tarkastelun helpottamiseksi, että dollari on yhtä arvokas kuin euro, niin sijoittaja voi sijoittaa 1000 euroa euroalueen yhden prosentin korkotasolla. Vuoden kuluttua korkosijoitus on kasvanut 1010 euroksi. Kun tämä summa käännetään takaisin dollareiksi – ottaen huomioon dollarin odotettu heikkeneminen kahdella prosentilla – havaitaan, että sijoitettu pääoma on kasvanut 1030 dollariksi. Kun tästä summasta vähennetään lainan takaisinmaksamiseen vaadittavat 1020 dollaria, saadaan arbitraasin tuotoksi 10 dollaria. Tällöin on siis mahdollista tehdä voittoja ilman omaa pääomaa, lainaamalla rahaa toisesta maasta ja sijoittamalla lainatut varat toiseen maahan. Sijoittajat ymmärtävät tämän arbitraasin mahdollisuuden ja alkavat toteuttaa sitä. USA:ssa lainarahan kysynnän kasvu nostaa korkotasoa ja euroalueella korkosijoitusten haluttavuus laskee korkotasoa. Maiden korkoero kasvaa, kunnes se on kaksi prosenttiyksikköä. Tällöin edellä esitettyä arbitraasia ei enää kannata toteuttaa. (Froot ym. 1990, 181.)

### 2.2.2 Kattamattoman korkopariteetin empiirinen tarkastelu

Kattamaton korkopariteettiteoria on hyvin suosittu tutkimusaihe valuuttakurssikirjallisuudessa. Kattamaton korkopariteetti implikoi, että kahden maan korkotasojen välinen ero on estimaatti tulevalle valuuttakurssimuutokselle. Froot ym. (1990, 181) toteavat, että jos sijoittajien odotukset ovat rationaalisia, niin korkoeron tulisi olla valuuttakurssimuutoksen harhaton estimaattori. Tätä harhattomuushypoteesia voidaan testata seuraavan regressioyhtälön avulla

$$\Delta s_{t+k} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+k}, \quad (2.7)$$

missä  $\Delta s_{t+k}$  on muutos logaritmoidussa valuuttakurssissa eli valuutan prosentuaalinen heikkeneminen tarkasteltavan periodin aikana ja  $(i_t - i_t^*)$  on nykyinen k periodin korkoero. Harhattomuushypoteesi edellyttää, että korkoeron regressiokerroin on ykkönen eli  $\beta = 1$  ja vakiotermin on nolla eli  $\alpha = 0$ .

Empiirisessä valuuttakurssikirjallisuudessa on kehittynyt vahva yksimielisyys siitä, että harhattomuushypoteesi ei yleisesti ottaen pidä paikkaansa. Froot (1990) tiivisti tulokset 75:stä aikaisemmasta tutkimuksesta. Näiden tutkimusten perusteella keskimääräinen korkoeron regressiokerroin on  $-0,88$ . Kerroin on hyvin samansuuruinen kattamattoman korkopariteetin ennustaman arvon kanssa, mutta vastakkaismerkkinen. Jos esimerkiksi USA:n yhden vuoden korko ylittää vastaavan euroalueen koron prosenttiyksiköllä, niin korkoeron regressiokerroin implikoi, että dollari vahvistuu euroon nähden lähes prosentilla seuraavan vuoden aikana. Tämä on vastakohta yhden prosentin heikkenemiselle, jota kattamaton korkopariteettiteoria implikoi.

### **2.2.3 Kattamaton korkopariteetti erikoistilanteissa**

Empiiristen tutkimusten perusteella on muodostunut yksimielisyys siitä, että kattamattoman korkopariteettiteorian avulla ei voida selittää valuuttakurssimuutoksia. Tämä havainto on saanut tutkijat pohtimaan tilanteita, jossa tämä hyvin tunnettu teoria saattaisi toimia. Meredith ja Chinn (1998) väittävät, että korkoeron ja valuuttakurssimuutoksen teoriaan nähden käänteinen riippuvuussuhde aiheutuu tarkasteltavista korkoinstrumenteista. Meredith ym. (1998) huomauttavat, että kattamattoman korkopariteettiteorian testauksessa on käytetty lähes yksinomaan alle 12 kuukauden korkoinstrumentteja. Meredith ym. (1998) tulosten perusteella kattamaton korkopariteettiteoria selittää paremmin valuuttakurssimuutoksia, kun tarkastelussa käytetään korkoinstrumentteja, joiden maturiteetti on 5–10 vuotta.

Lothian ja Wu (2005) tutkivat kattamatonta korkopariteettiä kahden vuosisadan aineistolla. He toteavat, että erittäin pitkistä aikavälistä ja epälinearisista regressiomenetelmistä huolimatta kattamattoman korkopariteetin ennustuskyky on melko huono. Pariteetin ennustuskyky on erityisen huono lyhyellä aikavälillä sekä tarkasteltaessa maita, joiden välinen korkoero on pieni. Toisaalta kattamaton korkopariteetti pätee paremmin pitkällä aikavälillä. Palautuminen pariteettitasolle on sitä voimakkaampaa ja selvempää, mitä suurempia poikkeamat ovat.

Flood ja Rose (2002) huomauttavat, että suurin osa empiirisestä kirjallisuudesta tutkii korkoeron ja valuuttakurssimuutoksen suhdetta alhaisen inflaatiotason maissa. Flood ym. (2002, 253) väittävät, että kattamaton korkopariteetti kuvaa paremmin valuuttakurssimuutoksia niissä maissa, jotka ovat taloudellisessa kriisissä. Taloudellisessa kriisissä olevissa maissa sekä korkotaso että valuuttakurssi

vaihtelevat tyypillisesti paljon muita maita enemmän. Floodin ym. (2002) suorittamien estimointien perusteella korkean korkotason maiden valuutoilla on tapana heiketä – kuten kattamaton korkopariteettiteoria ennustaa – mutta heikkeneminen ei kuitenkaan vastaa korkoeron implikoimaa suuruusluokkaa.

Kattamattoman korkopariteetin ja ostovoimapariteetin empiirisessä paikkansapitävyudessa on selvää yhteneväisyyttä. Kumpikin teoria selittää huonosti valuuttakurssin lyhyen aikavälin muutoksia. Toisaalta pariteettiehdot selittävät paremmin valuuttakurssin pitkän aikavälin muutoksia. Perinteisten valuuttakurssimallien huono selityskyky viittaa siihen, että jokin muu tekijä saattaa selittää valuuttakurssin vaihtelua. Valuuttakurssikirjallisuudessa on tarkasteltu öljyn hintaa eräänä mahdollisena selittäjänä. Seuraavassa luvussa käsitellään öljyn hinnan ja USA:n dollarin teoreettista riippuvuussuhdetta.

### **3. Öljyn hinnan ja USA:n dollarin teoreettinen riippuvuussuhde**

Tutkielman kolmannessa luvussa tarkastellaan teoreettisia malleja, joilla pyritään selittämään öljyn hinnan ja USA:n dollarin välistä riippuvuutta. Tarkastelun kohteena olevat mallit voidaan jakaa niiden ennustaman riippuvuuden suunnan sekä kausaalisuuden perusteella eri ryhmiin. Tarkastelu aloitetaan Krugmanin (1983) kolmen maan-mallista, joka on ensimmäinen teoreettinen malli, jolla on selitetty öljyn hinnan ja USA:n dollarin välistä riippuvuutta. Kolmen maan-mallin jälkeen on luontevaa siirtyä tarkastelemaan Bénassy-Quérén, Mignon ja Penotin (2007) kehittämää neljän maan-mallia. Tämä malli laajentaa Krugmanin kolmen maan tarkastelua siten, että se huomioi kehittyvien talouksien – erityisesti Kiinan – kasvavan merkityksen kansainvälisillä öljy- ja valuuttamarkkinoilla. Sekä kolmen maan-malli että neljän maan-malli ovat niin sanottuja portfoliomalleja. Näiden kahden portfoliomallin perusteella öljyn hinnanmuutos aiheuttaa muutoksen USA:n dollarin arvossa. Toisin sanoen kausaalisuus menee näissä portfoliomalleissa öljyn hinnasta valuuttakurssiin.

Tutkijat ovat esittäneet teoreettisia perusteluja myös käänteiselle kausaalisuudelle eli sille, että valuuttakurssimuutokset aiheuttavat öljyn hinnanmuutoksia. Tätä käänteistä kausaalisuutta perustellaan teoreettisessa kirjallisuudessa esimerkiksi ostovoimapariteettikanavalla, paikallisen hinnan kanavalla, arvopaperikanavalla sekä rahapolitiikkakanavalla.

#### **3.1 Kolmen maan-malli**

Krugman (1983) kehitti yksinkertaisen teoreettisen mallin, jonka avulla voidaan tarkastella öljyn hinnannousun ja valuuttakurssikehityksen välistä riippuvuussuhdetta. Krugman väittää, että näiden kahden muuttujan välinen riippuvuussuhde on mielenkiintoinen tarkastelukohde, koska se tarjoaa esimerkin mahdollisesta ristiriidasta valuuttakurssin arvopaperimarkkina- ja hyödykemarkkinanäkemyksen välillä.

Valuuttakurssin hyödykemarkkinanäkökulma keskittyy reaalityekijöiden tarkasteluun. Hyödykemarkkinanäkökulmassa tarkastellaan, kuinka Opec-maat<sup>1</sup> kuluttavat öljynviennistä saamansa tulot USA:ssa ja muissa teollisuusmaissa tuotettuihin hyödykkeisiin. Valuuttakurssin arvopaperimarkkinanäkemys keskittyy puolestaan rahoitustekijöihin. Tässä näkökulmassa erityisen huomion kohteena on se, miten Opec-maat allokoivat öljynviennistä saamansa vientilyijämät eri valuuttoihin. Krugman osoitti, että nämä kaksi erilaista lähestymistapaa valuuttakurssikehityksen analysoinnissa voivat helposti johtaa keskenään ristiriitaisiin lopputuloksiin. (Krugman 1983, 180.)

### 3.1.1 Maksutase ja sen osien määrittely

Kolmen maan-mallin toimintaperiaatteen ymmärtämiseksi on välttämätöntä tarkastella maksutaseen (*balance of payments*) muodostumista. Ulkomaankaupan ja pääomaliikkeiden vaikutusten käsittelemiseksi on tarpeen luokitella ja mitata kansantalouden ulkomaiset taloustoimet. Tätä tarkoitusta varten on kehitetty maksutasetilit. Maksutasetileille kirjataan kaikki ulkomaiset taloustoimet, jotka liittyvät hyödykkeiden kauppaan, tulonsiirtoihin ja pääomaliikkeisiin. Maksutaseen positiiviselle puolelle kirjataan ne liiketoimet, joista maa saa maksuja ulkomailta. Toisaalta ulkomaille suoritettavat maksut kirjataan tilien negatiiviselle puolelle. (Carlin & Soskice 2006, 315.)

Maksutase koostuu kahdesta osasta: vaihtotaseesta (*current account*) ja pääomataseesta (*capital account*). Vaihtotase kuvaa tarkasteluajanjakson kuluessa kansantalouden juokseviin ulkomaisiin liiketoimiin liittyvät rahavirrat. Vaihtotase koostuu kauppataseesta (*trade balance*) ja nettokoroista sekä -voitoista. Vaihtotaseen keskeisin osa on kauppatase, joka kuvaa maan viennin ja tuonnin erotusta eli nettovientiä. Nettokorot ja -voitot ovat kotimaisten sijoittajien ulkomaisista arvopapereista eli joukkovelkakirjoista ja osakkeista saamat ansiot, joista vähennetään ulkomaisien sijoittajien kotimaisista arvopapereista saamat tuotot. Positiivinen eli ylijäämäinen vaihtotase merkitsee sitä, että maa on saanut juoksevista ulkomaisista liiketoimistaan enemmän maksuja kuin se on joutunut samaan aikaan maksamaan ulkomaille. Maksutaseen toinen osa on pääomatase. Pääomataseessa pääoman tuonti kirjataan positiiviselle puolelle, koska se aiheuttaa maahan

---

<sup>1</sup> OPEC eli Organization of the Petroleum Exporting Countries perustettiin vuonna 1960 Irakin, Iranin, Kuwaitin, Saudi-Arabian ja Venezuelan toimesta. Vuonna 2010 Opec-järjestöön kuuluu näiden perustajajäsenten lisäksi Algeria, Angola, Ecuador, Libya, Nigeria, Qatar ja Yhdistyneet Arabiemiirikunnat. Lähde: Opec (2010)



suuntautuvan maksuvirran. Pääoman vienti kirjataan negatiiviselle puolelle, sillä pääoman vientiin liittyy maksu ulkomaille. (Carlin ym. 2006, 315–316.)

Maksutase on identiteetti, joka on määritelmän mukaan aina tasapainossa. Maksutaseen tasapaino tarkoittaa sitä, että vaihtotase ja pääomatase summautuvat nolllaksi. Koska maksutase summautuu nolllaksi, niin vaihtotase osoittaa koko kansantalouden rahoitusylijäämän eli sen nettolainanannon ulkomaille. Esimerkiksi maan vaihtotaseen ollessa ylijäämäinen, maan viennistä saamat ansiot ylittävät tuonnin aiheuttamat kustannukset. Jotta maksutase olisi tasapainossa, täytyy maan pääomataseen olla negatiivinen eli maan täytyy viedä pääomaa ulkomaille. (Carlin ym. 2006, 316.)

### 3.1.2 Kolmen maan-mallin oletukset

Krugmanin (1983) alkuperäisessä mallissa tarkastellaan Yhdysvaltoja, Saksaa ja Opec-maita. Nykyisin on luontevaa korvata Saksa euroalueella, koska euro on korvannut Saksan markan johtavana eurooppalaisena valuuttana. Valuuttakurssikirjallisuudessa kolmannesta maasta ei kuitenkaan käytetä nimitystä euroalue, vaan sitä kutsutaan Euroopan unioniksi (EU). Tämän tutkielman jatkotarkasteluissa noudatetaan tätä valuuttakurssikirjallisuudessa vallitsevaa yleistä käytäntöä, vaikka Euroopan unioni ja euroalue eivät tarkoita samaa maantieteellistä aluetta.

Kolmen maan-mallissa USA ja EU ovat teollisuusmaita. Nämä teollisuusmaat tuottavat kaupattavia hyödykkeitä, joita ne myyvät sekä toisilleen että Opec-maille. Opec-maat eivät tuota lainkaan kaupattavia hyödykkeitä, vaan niiden ainoa vientituote on öljy. Mallissa on vain euro–dollari-valuuttakurssi, koska Opec-maiden oletetaan pitävän valuuttansa arvon kiinteänä suhteessa dollariin. EU:n ja USA:n välisen dollarimääräisen kauppataseen eli muuttujan  $T$  oletetaan riippuvan euro–dollari-valuuttakurssista. Valuuttakurssin vaikutusta kauppataseeeseen perustellaan sillä, että se muuttaa eri maissa tuotettujen hyödykkeiden suhteellisia hintoja ja vaikuttaa siten maiden vientikilpailukykyyn

$$T = T(V), \tag{3.1}$$

missä muuttuja  $V$  kuvaa yhdellä dollarilla saatavien eurojen lukumäärää. (Krugman 1983, 180.)

Mallin oletuksiin kuuluu myös se, että teollisuusmaiden öljyntuontimäärät ovat eksogeenisesti kiinnitettyjä. Toisin sanoen teollisuusmaiden öljyntuontimäärät ovat aina samat mahdollisesta öljyn

hinnanvaihtelusta huolimatta. Tämä oletus on ristiriidassa intuition ja empiiristen havaintojen kanssa, mutta se helpottaa mallin rakentamista ja kvalitatiivisten tulosten esittämistä.

$$\begin{aligned} O_A &= \bar{O}_A, \\ O_E &= \bar{O}_E, \end{aligned} \tag{3.2}$$

missä  $O_A$  on USA:n öljyntuonti ja  $O_E$  on EU:n öljyntuonti. (Krugman 1983, 180.)

Koska Opec-maat eivät tuota lainkaan kaupattavia hyödykkeitä, niin niiden täytyy tuoda kaikki kuluttamansa hyödykkeet USA:sta ja EU:sta. Opec-maat kuluttavat tuontikustannuksistaan osuuden  $\gamma$  EU:ssa valmistettuihin hyödykkeisiin ja osuuden  $(1 - \gamma)$  USA:ssa valmistettuihin hyödykkeisiin. EU:n hyödykkeiden osuus Opec-maiden tuonnista eli muuttuja  $\gamma$  riippuu EU:n ja USA:n hyödykkeiden suhteellisista hinnoista ja siten euro–dollari-valuuttakurssista

$$\begin{aligned} X_E &= \gamma(V)X, \\ X_A &= [1 - \gamma(V)]X, \end{aligned} \tag{3.3}$$

missä  $X_E$  ja  $X_A$  ovat Opec-maiden dollarimääräinen kulutus EU:n ja USA:n hyödykkeisiin ja  $X$  on Opec-maiden dollareissa ilmaistu kokonaiskulutus. (Krugman 1983, 180.)

Krugmanin (1983, 180) mukaan Opec-maiden kulutuskysynnän dynamiikka vaikuttaa oleellisesti öljyn hinnan ja USA:n dollarin riippuvuussuhteeseen. Empiiristen havaintojen perusteella öljyn hinnan noustessa Opec-maiden vientitulot kasvavat välittömästi, mutta niiden tuonti kasvaa vasta viiveellä. Kolmen maan-malli huomioi tämän empiirisen havainnon olettamalla, että Opec-maiden dollarimääräinen kulutuskysyntä sopeutuu vähitellen kasvaneiden vientitulojen mukaiselle tasolle

$$\dot{X} = \lambda(P_O \bar{O} - X), \quad 0 < \lambda < 1 \tag{3.4}$$

missä  $\dot{X}$  kuvaa Opec-maiden kulutuksen muutosnopeutta,  $\bar{O} = \bar{O}_A + \bar{O}_E$  on Opec-maiden öljyvienti,  $P_O$  on öljyn dollarimääräinen hinta ja  $\lambda$  on positiivinen vakio, jonka täytyy olla ykköstä pienempi.

Kolmen maan-mallissa teollisuusmaiden tuonnit riippuvat ainoastaan kaupattavien hyödykkeiden suhteellisista hinnoista, sillä niiden öljyntuonnin oletetaan pysyvän vakiona. Toisaalta Opec-maiden tuonti riippuu hyödykkeiden hintojen lisäksi myös tulotasosta. Krugman (1983, 181) perustelee tätä epäsymmetriaa sillä, että öljyn hinnannousun aiheuttama prosentuaalinen muutos Opec-maiden

reaalituloissa on paljon suurempi kuin esimerkiksi OECD-maiden tuloissa. Tämä selittyy sillä, että öljyntuonti muodostaa vain pienen osan OECD-maiden bruttokansantuotteista, mutta öljynvienti muodostaa suurimman osan Opec-maiden bruttokansantuotteista. Tällöin tulovaikutus on syytä huomioida analysoitaessa Opec-maiden käyttäytymistä, mutta sitä ei tarvitse huomioida teollisuusmaiden kohdalla.

Hyödykemarkkinoiden ohella myös arvopaperimarkkinat vaikuttavat valuuttakurssikehitykseen. Arvopaperimarkkinoilla oletetaan olevan vain kaksi vaihtoehtoista sijoituskohteita: euro ja dollari. Kaikki kolme maata sijoittavat varansa näihin kahteen sijoituskohteeseen, mutta maiden sijoitusstrategioissa on eroja. USA:n oletetaan pitävän hallussaan kiinteän dollarimäärän arvosta euroja ja vastaavasti EU:n kiinteän euromäärän arvosta dollareita

$$\begin{aligned} Eur_A / V &= H_A, \\ D_E V &= H_E, \end{aligned} \tag{3.5}$$

missä  $Eur_A$  on USA:n euromääräiset varat,  $D_E$  on EU:n dollarimääräiset varat ja muuttujat  $H_A$  ja  $H_E$  ovat vakioita. (Krugman 1983, 180.)

Opec-maiden oletetaan sijoittavan varallisuuttaan kiinteässä suhteessa euroihin ja dollareihin. Opec-maiden kokonaisvarallisuus dollareissa ilmaistuna on

$$W_O = D_O + Eur_O / V, \tag{3.6}$$

missä  $W_O$  on Opec-maiden dollarimääräinen kokonaisvarallisuus,  $D_O$  on Opec-maiden dollarimääräiset varat ja  $Eur_O$  on Opec-maiden euromääräiset varat. Opec-maiden kokonaisvarallisuudesta sijoitetaan euroihin osuus  $\alpha$  ja dollareihin osuus  $(1 - \alpha)$  eli

$$\begin{aligned} Eur_O / V &= \alpha W_O, \\ D_O &= (1 - \alpha) W_O. \end{aligned} \tag{3.7}$$

Yhtälöt (3.1) – (3.7) muodostavat dynaamisen mallin, jonka avulla voidaan analysoida öljyn hinnannousun ja dollarin arvonmuutoksen välistä riippuvuussuhdetta. (Krugman 1983, 180.)

### 3.1.3 Mallin dynaaminen käyttäytyminen

Krugman (1983, 182) toteaa, että mallin dynaamisesta käyttäytymisestä saadaan lisätietoa johtamalla maksutaseeseen liittyviä mittareita. Ensimmäisenä tarkastellaan EU:n dollareissa ilmaistua vaihtotasetta. EU:n vaihtotase saadaan selville laskemalla yhteen EU:n nettovienti USA:han eli maiden välinen kauppatase sekä vienti Opec-maihin ja vähentämällä tästä summasta EU:n öljyntuonti Opec-maista

$$B_E = T(V) + \gamma(V)X - P_O \bar{O}_E. \quad (3.8)$$

Vastaavasti USA:n vaihtotase saadaan selville vähentämällä USA:n viennistä Opec-maihin EU:n nettovienti USA:han sekä USA:n öljyntuonti Opec-maista

$$B_A = -T(V) + [1 - \gamma(V)]X - P_O \bar{O}_A. \quad (3.9)$$

Mallin dynaamisessa tarkastelussa oletetaan, että niin sanotut Marshall–Lerner- ehdot ovat voimassa eli

$$\frac{\partial B_E}{\partial V} > 0, \quad \frac{\partial B_A}{\partial V} < 0. \quad (3.10)$$

Marshall–Lerner- ehtojen perusteella dollarin vahvistuminen kohentaa EU:n vientikilpailukykyä USA:han verrattuna ja kasvattaa siten EU:n vaihtotasetta. Toisaalta USA:n vaihtotase heikkenee, koska sen vientikilpailukyky huononee. Opec-maiden vaihtotase voidaan esittää yksinkertaisesti viennin ja tuonin erotuksena

$$B_O = P_O \bar{O} - X. \quad (\text{Krugman 1983, 182.}) \quad (3.11)$$

Kolmen maan-mallissa Opec-maiden varallisuuden muutosnopeus koostuu kahdesta komponentista. Ensinnäkin Opec-maiden varallisuuden kasvuun vaikuttaa vaihtotaseen yli- tai alijäämä. Vaihtotaseen ollessa ylijäämäinen Opec-maiden varallisuus kasvaa ja varallisuus vähenee vaihtotaseen ollessa alijäämäinen. Toisaalta myös valuuttakurssimuutokset vaikuttavat Opec-maiden varallisuuteen. Euron heikkeneminen aiheuttaa Opec-maille pääomatappioita euromääräisistä sijoituksista ja euron vahvistuminen aiheuttaa puolestaan pääomatuottoja. Huomioimalla nämä kaksi komponenttia, Opec-maiden varallisuuden muutosnopeus on

$$\dot{W} = B_o - \alpha W_o (\dot{V}/V), \quad (3.12)$$

missä  $\dot{W}$  kuvaa varallisuuden muutosnopeutta ja  $(\dot{V}/V)$  kuvaa valuuttakurssimuutosta. Euro heikkenee dollariin verrattuna, jos muuttuja  $(\dot{V}/V)$  on positiivinen. (Krugman 1983, 182.)

Tarkastellaan seuraavaksi maksutaseen toista osaa – pääomatasetta. Nettopääoman virtaus EU:hun saadaan laskemalla yhteen USA:n ja Opec-maiden eurojen ostot ja vähentämällä tästä summasta EU:n dollareiden ostot eli dollareissa mitattuna

$$K_E = \dot{E}ur_A / V + \dot{E}ur_O / V - \dot{D}_E. \quad (3.13)$$

Edellä yhtälön (3.5) avulla kuvattiin sitä, että molemmat teollisuusmaat pitävät hallussaan kiinteän määrän vierasta valuuttaa kotimaansa valuutassa ilmaistuna. Esimerkiksi euron heikentyessä, USA:n täytyy ostaa lisää euroja, jotta sen euromääräisten sijoitusten arvo dollareissa mitattuna pysyisi kiinteänä. Vastaavasti EU:n täytyy myydä dollareita, jotta sen dollarimääräisten sijoitusten arvo euroissa mitattuna pysyisi vakiona. Valuuttakurssimuutokset aiheuttavat siis sen, että toinen tarkasteltavista teollisuusmaista ostaa vierasta valuuttaa ja toinen myy. Tämän havainnon perusteella yhtälö (3.13) voidaan muokata seuraavaan muotoon

$$K_E = (Eur_A / V)(\dot{V}/V) + \dot{E}ur_O / V + D_E (\dot{V}/V). \quad (3.14)$$

Toisaalta Opec-maiden eurojen nettokysyntä voidaan muokata seuraavaan muotoon huomioimalla yhtälöt (3.7) ja (3.12)

$$\begin{aligned} \dot{E}ur_O / V &= (Eur_O / V)(\dot{V}/V) + \alpha \dot{W} \\ &= \alpha W_o (\dot{V}/V) + \alpha [B_o - \alpha W_o (\dot{V}/V)] \\ &= \alpha(1 - \alpha)W_o (\dot{V}/V) + \alpha B_o. \end{aligned} \quad (3.15)$$

Sijoittamalla yhtälö (3.15) yhtälöön (3.14) ja järjestelemällä termejä, saadaan nettopääomanvirtaus EU:hun sievennetyssä muodossa

$$K_E = [Eur_A / V + \alpha(1 - \alpha)W_o + D_E](\dot{V}/V) + \alpha B_o. \quad (3.16)$$

Maksutase koostuu vaihtotaseesta ja pääomataseesta. EU:n maksutaseen tasapaino edellyttää, että sen vaihtotase ja pääomatase summautuvat nolaksi eli  $B_E + K_E = 0$ . Tämä ehto voidaan esittää valuuttakurssimuutoksen  $(\dot{V}/V)$  avulla seuraavassa muodossa

$$\frac{\dot{V}}{V} = - \frac{[B_E + \alpha B_O]}{Eur_A / V + \alpha(1 - \alpha)W_O + D_E} \quad (3.17)$$

$$= - \frac{T(V) + \gamma(V)X - P_O \bar{O}_E + \alpha P_O \bar{O} - \alpha X}{Eur_A / V + \alpha(1 - \alpha)W_O + D_E}. \text{ (Krugman 1983, 182.)}$$

### 3.1.4 Öljyn hinnannousun vaikutus lyhyellä aikavälillä

Kolmen maan-mallin avulla voidaan analysoida öljyn hinnannousun ja valuuttakurssimuutoksen riippuvuussuhdetta sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä. Malli on rakenteeltaan niin yksinkertainen, että muuttujien riippuvuussuhteeseen vaikuttaa ainoastaan kolme parametria. Nämä parametrit ovat:  $\alpha$  eli eurojen osuus Opec-maiden portfoliosijoituksista:  $\gamma$  eli EU:n hyödykkeiden osuus Opec-maiden tuonnista ja  $\sigma = \bar{O}_E / \bar{O}$  eli EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista. Jatkotarkasteluissa keskeiseksi muodostuu se, että mallissa ei ole valuuttakurssiodotuksia. Öljyn hinnan noustessa reaalin valuuttakurssi ei voi välittömästi hypätä uudelle tasapainotasolle, vaan se sopeutuu hitaasti kohti uutta tasapainotasoa.

Öljyn hinnan ja valuuttakurssin riippuvuussuhteen analysointi on luontevaa aloittaa lyhyen aikavälin tarkastelusta. Öljyn hinnannousun välitön vaikutus euro–dollari-valuuttakurssiin saadaan selville differoimalla yhtälö (3.17) öljyn hinnan eli muuttujan  $P_O$  suhteen

$$\frac{\partial(\dot{V}/V)}{\partial P_O} = \frac{\bar{O}(\sigma - \alpha)}{Eur_A / V + \alpha(1 - \alpha)W_O + D_E}. \quad (3.18)$$

Yhtälön (3.18) osoittajan perusteella Opec-maiden arvopaperipreferensseillä on keskeinen merkitys lyhyen aikavälin tarkastelussa. Lyhyellä aikavälillä euro–dollari-valuuttakurssin kehitys riippuu siitä, onko eurojen osuus Opec-maiden portfoliossa eli  $\alpha$  suurempi vai pienempi kuin EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista eli  $\sigma$ . Jos eurojen osuus Opec-maiden portfoliossa on pienempi kuin EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista eli  $\alpha < \sigma$ , niin yhtälö (3.18) on positiivinen. Tällöin öljyn hinnan noustessa dollari vahvistuu euroon verrattuna. Toisaalta, jos eurojen osuus Opec-maiden portfoliossa on suurempi kuin EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista eli  $\alpha > \sigma$ , niin yhtälö (3.18) on negatiivinen. Tässä tapauksessa öljyn hinnannousu aiheuttaa dollarin heikkenemisen euroon verrattuna. (Krugman 1983, 185.)

Näitä tuloksia voidaan perustella intuitiivisesti seuraavalla tavalla. Mallin keskeisen oletuksen mukaan Opec-maiden kulutus sopeutuu viiveellä vastaamaan niiden vientituloja. Hidas sopeutuminen aiheuttaa sen, että öljyn hinnan noustessa teollisuusmaiden tuontikustannukset kasvavat, mutta niiden vientitulot Opec-maihin eivät kasva välittömästi. Lyhyellä aikavälillä sekä EU:n että USA:n vaihtotaseet heikkenevät. Koska Opec-maat eivät kuluta välittömästi kaikkia vientitulojaan, niin niiden täytyy sijoittaa vientiylijäämänsä dollareihin ja euroihin. Opec-maiden sijoitukset parantavat EU:n ja USA:n pääomataseita. Toisin sanoen öljyn hinnannousu aiheuttaa teollisuusmaiden vaihtotaseiden heikkenemisen ja pääomataseiden kohentumisen. Lyhyellä aikavälillä valuuttakurssikehityksen määrää se, kumpi näistä vastakkaissuuntaisista voimista dominoi. Nettovaikutus on dollarin kannalta suotuisa, jos öljyn hinnannousun seurauksena USA:n pääomatase vahvistuu enemmän kuin sen vaihtotase heikkenee. Toisaalta dollari heikkenee euroon verrattuna, jos USA:n pääomatase vahvistuu vähemmän kuin sen vaihtotase heikkenee. (Krugman 1983, 185.)

### 3.1.5 Öljyn hinnannousun vaikutus pitkällä aikavälillä

Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin pitkän aikavälin riippuvuussuhde eroaa merkittävästi lyhyen aikavälin riippuvuussuhteesta. Pitkällä aikavälillä Opec-maiden tuonti kasvaa öljynviennistä saatujen tulojen tasolle ja siksi Opec-maat vähentävät ulkomaisten arvopaperien hankkimisnopeutta. Tällöin öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhteeseen vaikuttaa enemmän Opec-maiden hyödykepreferenssit kuin arvopaperipreferenssit. (Krugman 1983, 185.)

Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin pitkän aikavälin riippuvuussuhde voidaan määrittää ehtojen  $X = P_O \bar{O}$  eli  $B_O = 0$  ja  $\frac{\dot{V}}{V} = 0$  avulla. Ensimmäinen ehto tarkoittaa sitä, että Opec-maiden tuonti vastaa niiden vientiä ja toinen ehto sitä, että valuuttakurssi ei enää muutu. Huomioimalla nämä ehdot yhtälössä (3.16) havaitaan, että EU:n pääomatase on tasapainossa eli  $K_E = 0$ . Tällöin EU:n maksutaseen tasapaino eli ehto  $B_E + K_E = 0$  edellyttää, että  $B_E = 0$  eli EU:n vaihtotase on tasapainossa. Asettamalla EU:n vaihtotase eli yhtälö (3.8) nolaksi ja differoimalla se muuttujan  $P_O$  suhteen saadaan

$$\frac{\partial V}{\partial P_o} = \frac{\bar{O}(\sigma - \gamma)}{\frac{\partial T}{\partial V} + X \frac{\partial \gamma}{\partial V}}. \quad (3.19)$$

Yhtälön (3.19) osoittajan perusteella Opec-maiden hyödykepreferenssit määrittävät valuuttakurssin pitkän aikavälin kehityksen. Pitkän aikavälin kehitystä voidaan analysoida vertaamalla EU:n hyödykkeiden osuutta Opec-maiden tuonnista eli parametria  $\gamma$  ja EU:n osuutta teollisuusmaiden öljyntuonnista eli parametria  $\sigma$ . Öljyn hinnannousu aiheuttaa dollarin vahvistumisen eli yhtälö (3.19) on positiivinen, jos EU:n osuus Opec-maiden tuonnista on pienempi kuin EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista eli  $\gamma < \sigma$ . Toisaalta dollari heikkenee euroon verrattuna eli yhtälö (3.19) on negatiivinen, jos EU:n osuus Opec-maiden tuonnista on suurempi kuin EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista eli  $\gamma > \sigma$ . (Krugman 1983, 185.)

Vertaamalla yhtälöitä (3.18) ja (3.19) havaitaan, että öljyn hinnannousun pitkän ja lyhyen aikavälin vaikutukset voivat olla vastakkaisuuntaisia. Kolmen maan-mallin ennustamaan riippuvuuden suuntaan vaikuttaa kolmen keskeisen parametrin suuruusjärjestys. Empiiristen havaintojen perusteella nämä parametrit voidaan asettaa seuraavaan suuruusjärjestykseen  $\gamma > \sigma > \alpha$ . Parametrien suuruusjärjestyksen perusteella EU:n hyödykkeiden osuus Opec-maiden tuonnista on suurempi kuin EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista. Toisaalta EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista on suurempi kuin eurojen osuus Opec-maiden portfolioissa. Toisin sanoen Opec-mailla on vahvat preferenssit dollarimääräisiä arvopapereita ja EU:ssa tuotettuja hyödykkeitä kohtaan. Huomioimalla nämä preferenssit yhtälöissä (3.18) ja (3.19), kolmen maan-malli ennustaa, että öljyn hinnannousun pitäisi johtaa dollarin vahvistumiseen lyhyellä aikavälillä, mutta heikkenemiseen pitkällä aikavälillä.

### 3.2 Neljän maan-malli

Krugmanin (1983) kolmen maan-malli tarkastelee siis USA:ta, EU:ta ja Opec-maita, jotka ovat keskeisessä asemassa kansainvälisessä taloudessa. Bénassy-Quéré ym. (2007, 5796) toteavat, että näiden maiden tarkasteleminen muodosti hyvän kuvauksen öljyn hinnan ja dollarin arvon välisestä riippuvuussuhteesta mallin luomisen aikaan. Kansainvälisen talouden rakenteessa on kuitenkin tapahtunut merkittäviä muutoksia alkuperäisen mallin kehittämisen jälkeen. Kehittyvien talouksien ja erityisesti Kiinan merkitys on kasvanut kansainvälisillä öljy- ja valuuttamarkkinoilla. Esimerkiksi



vuosina 1995–2004 Kiinan osuus maailmanlaajuisesta öljyn kysynnän kasvusta oli yksi neljäsosa ja vuonna 2004 peräti yksi kolmasosa<sup>2</sup>. Kehittyvien talouksien kasvavan merkityksen huomioimiseksi Bénassy-Quéré ym. (2007) kehittivät neljän maan laajennuksen Krugmanin (1983) mallista. Neljäs tarkastelun kohteena oleva maa on Kiina, jonka taloudellinen rakenne poikkeaa muista tarkasteltavista maista. Mallin tarkoituksena on selvittää, miten Kiinan huomioiminen muuttaa öljyn hinnan ja dollarin arvon välistä riippuvuussuhdetta.

Neljän maan-mallin rakenne perustuu pääpiirteittäin kolmen maan-malliin, joten mallin yksityiskohtainen johtaminen ei ole välttämätöntä muuttujien välisen dynamiikan ymmärtämiseksi. Neljän maan-mallissa EU, USA ja Kiina ovat teollisuusmaita, jotka myyvät kaupattavia hyödykkeitä sekä tuovat öljyä Opec-maista. Opec-maat puolestaan myyvät ainoastaan öljyä ja ostavat hyödykkeitä kaikista teollisuusmaista. Mallin keskeisen oletuksen mukaan Opec-maat ja Kiina pitävät valuuttansa arvon kiinteänä suhteessa dollariin. Tällöin mallissa on vain yksi valuuttakurssi: euro–dollari-valuuttakurssi. Lisäksi oletetaan, että Kiinan kuluttajahintaindeksi seuraa täsmällisesti USA:n kuluttajahintaindeksiä. Näiden kahden oletuksen perusteella Kiinan valuutan, juanin ja euron välinen reaalin valuuttakurssi on täsmälleen sama kuin dollarin ja euron välinen reaalin valuuttakurssi. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5799.)

### 3.2.1 Öljyn hinnannousun vaikutus lyhyellä aikavälillä

Myös neljän maan-mallissa Opec-maiden säästämiskäyttäytymisellä on keskeinen merkitys tarkasteltaessa öljyn hinnan ja valuuttakurssin riippuvuussuhdetta. Opec-maiden säästämiskäyttäytymisestä johtuen niiden tuonti pysyy muuttumattomana lyhyellä aikavälillä. Tällöin öljyn hinnan noustessa Opec-maiden vientitulot ja säästäminen kasvavat yhtä paljon. Öljyn hinnannousun välitön vaikutus euro–dollari-valuuttakurssiin voidaan kuvata seuraavan yhtälön avulla

$$\frac{\partial(\dot{V}/V)}{\partial P_O} = \frac{\sigma_E + \alpha_C \sigma_C - \alpha_O}{(Eur_A/V) + D_E + \alpha_O(1 - \alpha_O)W_O + \alpha_C(1 - \alpha_C)W_C} \bar{O}, \quad (3.20)$$

<sup>2</sup> Lähde: OECD (2004, 13) ja Maailmanpankki (2005, 43)

missä  $\bar{O} = \bar{O}_E + \bar{O}_A + \bar{O}_C$  on teollisuusmaiden öljyntuonti,  $\sigma_E = \bar{O}_E / \bar{O}$  on EU:n osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista,  $\sigma_C = \bar{O}_C / \bar{O}$  on Kiinan osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista,  $\alpha_O$  on eurojen osuus Opec-maiden portfolioissa,  $\alpha_C$  on eurojen osuus Kiinan portfolioissa,  $W_O$  on Opec-maiden nettovarallisuus dollareina ja  $W_C$  on Kiinan nettovarallisuus dollareina. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5801.)

Öljyn hinnannousu johtaa dollarin vahvistumiseen lyhyellä aikavälillä, jos yhtälön (3.20) osoittaja on positiivinen eli seuraava ehto toteutuu

$$\alpha_O - \alpha_C \sigma_C < \sigma_E. \quad (3.21)$$

Yhtälön (3.21) vasen puoli liittyy öljyn hinnannousun aiheuttamaan eurojen kansainvälisen nettokysynnän muutokseen. Eurojen nettokysyntään vaikuttaa kaksi eri tekijää. Ensinnäkin Opec-maiden eurojen kysyntä kasvaa, koska Opec-maat sijoittavat tietyn osuuden kasvaneista vientituloistaan euroihin. Toisaalta öljyn hinnan noustessa Kiinan öljyntuonti muuttuu kalliimmaksi ja se joutuu myymään osan kokonaisvarallisuudestaan rahoittaakseen kasvaneet öljymenonsa. Kasvaneiden öljymenojen rahoittaminen vaatii, että Kiina myy euroja määrällä  $\alpha_C \sigma_C$ . On syytä huomata, että USA:n eurojen kysyntä ei muutu, koska valuuttakurssi  $V$  ei ole – vielä – muuttunut. Yhtälön (3.21) oikea puoli kuvaa EU:n ulkomaisen pääoman lisätarvetta. Öljyn hinnan noustessa EU:n vaihtotase heikkenee, jolloin maksutaseen tasapainottuminen edellyttää pääomavirtaa EU:hun. Yhtälön (3.21) perusteella dollari vahvistuu euroon verrattuna, jos eurojen lisääntynyt kansainvälinen kysyntä ei riitä kattamaan EU:n vaihtotaseen heikkenemisestä johtuvaa pääoman lisätarvetta. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5801.)

Neljän maan-mallin kehittämisen keskeisenä tavoitteena on tutkia, miten Kiinan huomioiminen vaikuttaa öljyn hinnan ja dollarin arvon väliseen riippuvuussuhteeseen. Krugmanin (1983) kolmen maan-mallissa ei huomioida lainkaan Kiinan vaikutusta, jolloin  $\alpha_C = \sigma_C = 0$ . Tässä kolmen maan-mallissa öljyn hinnannousu johtaa dollarin vahvistumiseen lyhyellä aikavälillä, jos EU:n osuus maailman öljyntuonnista on suurempi kuin eurojen osuus Opec-maiden portfoliosijoituksista eli  $\sigma_E > \alpha_O$ . Vertaamalla tätä ehtoa ja yhtälöä (3.21) havaitaan, että kolmen maan-mallin ehto on erikoistapaus neljän maan-mallin ehdosta. Kiinan osuus maailman öljyntuonnista on nolaa suurempi eli  $\sigma_C > 0$  ja Kiina sijoittaa osan kokonaisvarallisuudestaan euroihin eli  $\alpha_C > 0$ . Huomioimalla nämä empiiriset havainnot yhtälössä (3.21) voidaan päätellä, että neljän maan

tarkastelussa ehdon toteutuminen on aina todennäköisempää kuin kolmen maan tarkastelussa. Kolmen maan-mallin tarkastelun yhteydessä luvussa 3.1.5 todettiin, että EU:n osuus maailman öljyntuonnista on suurempi kuin eurojen osuus Opec-maiden portfolioissa eli  $\sigma_E > \alpha_O$ . Näiden tietojen perusteella Kiinan huomioiminen vahvistaa entisestään jo kolmen maan-mallin ennustamaa öljyn hinnan ja dollarin arvon välistä positiivista lyhyen aikavälin riippuvuutta. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5801.)

### 3.2.2 Öljyn hinnannousun vaikutus pitkällä aikavälillä

Neljän maan-mallin pitkän aikavälin tarkastelu eroaa lyhyen aikavälin tarkastelusta, koska Opec-maiden ja Kiinan kokonaisvarallisuudet muuttuvat endogeenisiksi. Kokonaisvarallisuuksien endogeenisuus tarkoittaa sitä, että niiden arvot voivat vaihdella mallin sisäisen dynamiikan mukaisesti. Toisaalta pitkällä aikavälillä Opec-maiden kulutus kasvaa vastaamaan öljynviennistä saatuja tuloja eli  $X = P_O \bar{O}$ . Öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin pitkän aikavälin riippuvuussuhdetta voidaan analysoida seuraavan yhtälön avulla

$$\frac{\partial V}{\partial P_O} = \frac{\alpha_C(\sigma_C - \gamma_C) + (\sigma_E - \gamma_E)}{\frac{\partial T_{EA}}{\partial V} + (1 - \alpha_C)\frac{\partial T_{EC}}{\partial V} + P_O \bar{O}(\alpha_C \gamma'_C + \gamma'_E)}, \quad (3.22)$$

missä  $T_{EA}$  on EU:n ja USA:n välinen kauppataase ja  $T_{EC}$  on EU:n ja Kiinan välinen kauppataase. Marshall–Lerner- ehtojen perusteella dollarin vahvistuminen kasvattaa EU:n ja USA:n välistä kauppataasetta sekä EU:n ja Kiinan välistä kauppataasetta eli  $\partial T_{EA} / \partial V > 0$  ja  $\partial T_{EC} / \partial V > 0$ . Osittaisderivaatat  $\gamma'_E$  ja  $\gamma'_C$  kuvaavat, kuinka EU:n ja Kiinan vientiosuudet Opec-maihin muuttuvat, kun valuuttakurssi  $V$  muuttuu. Termin  $\alpha_C \gamma'_C + \gamma'_E$  oletetaan olevan positiivinen. Oletus termin  $\alpha_C \gamma'_C + \gamma'_E$  positiivisuudesta tarkoittaa sitä, että dollarin vahvistumisella on positiivinen vaikutus EU:n maksutaseeseen: Opec-maiden EU:n hyödykkeisiin kohdistuva kysynnän kasvu eli  $\gamma'_E$  dominoi Kiinan viennin laskusta johtuvaa euromääräisten arvopaperien kysynnän laskua eli  $\alpha_C \gamma'_C$ . Näiden tarkastelujen perusteella yhtälön (3.22) nimittäjä on aina positiivinen. Tällöin yhtälön osoittaja määrittää öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin pitkän aikavälin riippuvuussuhteen suunnan. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5802.)

Öljyn hinnannousu johtaa dollarin vahvistumiseen pitkällä aikavälillä, jos yhtälön (3.22) osoittaja on positiivinen eli seuraava ehto toteutuu

$$\alpha_C(\gamma_C - \sigma_C) < \sigma_E - \gamma_E. \quad (3.23)$$

Yhtälön (3.23) vasen puoli kuvaa sitä, kuinka Kiinan eurojen kysyntä muuttuu öljyn hinnannousun seurauksena pitkällä aikavälillä. Toisaalta yhtälön oikea puoli kuvaa öljyn hinnannousun vaikutusta EU:n kauppavajeeseen ja siten EU:n ulkomaisten sijoitusten lisätarvetta. Yhtälön (3.23) perusteella dollari vahvistuu euroon verrattuna pitkällä aikavälillä, jos Kiinan lisääntynyt eurojen kysyntä ei riitä kattamaan EU:n kauppataaseen heikkenemistä. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5802.)

Krugmanin (1983) kolmen maan-mallissa ei huomioida Kiinan vaikutusta, joten yhtälön (3.23) vasen puoli supistuu pois. Kolmen maan tarkastelussa dollari vahvistuu pitkällä aikavälillä öljyn hinnannousun seurauksena, jos EU:n osuus Opec-maiden tuonnista eli  $\gamma_E$  on pienempi kuin sen osuus teollisuusmaiden öljyntuonnista eli  $\sigma_E$ .

Kolmen maan-mallin ja neljän maan-mallin eroja voidaan havainnollistaa vertailemalla niiden ennustamia pitkän aikavälin riippuvuussuhteita. Mallien ennustamat riippuvuussuhteet saadaan selville sijoittamalla keskeisten parametrien arvot muuttujien välistä riippuvuutta kuvaaviin yhtälöihin. Bénassy-Quéren ym. (2007, 5802) laskelmien mukaan euroalueen osuus Opec-maiden tuonnista –  $\gamma_E$  – oli 26 % vuonna 2003. Toisaalta euroalueen osuus maailman öljyntuonnista –  $\sigma_E$  – oli 25,5 %. Nämä osuudet ovat hyvin lähellä toisiaan. Sijoittamalla kyseisten parametrien arvot yhtälöön (3.19), kolmen maan-malli ennustaa, että reaalin euro–dollari-valuuttakurssi palaa pitkällä aikavälillä alkuperäiselle tasolle öljyn hinnannousun seurauksena.

Vuonna 2003 Kiinan osuus Opec-maiden tuonnista eli  $\gamma_C$  oli 6,8 %, mutta sen osuus maailmanlaajuisesta öljyntuonnista eli  $\sigma_C$  oli vain 4,2 %. Öljyn hinnan noustessa Opec-maat lisäävät Kiinassa valmistettujen hyödykkeiden kulutusta enemmän kuin mitä Kiinan öljyntuonti kallistuu. Öljyn hinnannousu aiheuttaa siis Kiinan kauppataaseen vahvistumisen pitkällä aikavälillä. Kiinan kauppataaseen vahvistuminen johtaa puolestaan eurojen kysynnän kasvuun. Sijoittamalla parametrien  $\gamma_E, \gamma_C, \sigma_E$  ja  $\sigma_C$  arvot yhtälöön (3.22) havaitaan, että yhtälön osoittaja on negatiivinen ja nimittäjä positiivinen. Kiinan huomioiminen luo siis mahdollisuuden, että öljyn hinnan ja dollarin arvon pitkän aikavälin riippuvuussuhde on negatiivinen. Öljyn hinnan noustessa dollarin arvo laskee ja euro vahvistuu. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5802.)

Tiivistäen voidaan sanoa, että Kiinan huomioiminen vahvistaa öljyn hinnan ja dollarin arvon positiivista lyhyen aikavälin riippuvuussuhdetta. Pitkällä aikavälillä sen sijaan Kiinan huomioiminen saattaa aiheuttaa negatiivisen riippuvuuden muuttujien välillä. Tämä neljän maan-malli syventää monella tavalla ymmärrystämme öljyn ja dollarin välisestä riippuvuussuhteesta, mutta se ei kuitenkaan pysty selittämään muuttujien negatiivista lyhyen aikavälin riippuvuutta, joka havaittiin vuosina 2002–2008. Tutkijat ovat pyrkineet selittämään mallin epäonnistumista sillä, että se ennustaa kausaalisuuden menevän öljyn hinnasta dollarin arvoon. Muuttujien välinen kausaalisuus saattaa kuitenkin olla päinvastainen – dollarin arvonmuutokset saattavat vaikuttaa öljyn hintaan. Seuraavaksi tarkastellaan teoreettisia malleja, joilla perustellaan tätä käänteistä kausaalisuutta. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5802.)

### **3.3 Kausaalisuus dollarin arvosta öljyn hintaan**

Edellä tarkastelluissa portfoliomalleissa kausaalisuuden oletetaan menevän öljyn hinnasta dollarin arvoon. Tutkijat ovat esittäneet hyviä teoreettisia perusteluja myös päinvastaiselle kausaalisuudelle. Käänteinen kausaalisuus on tullut erityisen mielenkiinnon kohteeksi 2000-luvulla, kun öljyn hinnan ja dollarin välinen korrelaatio on muuttunut negatiiviseksi. Bénassy-Quéré ym. (2007, 5802) väittävät, että tämä epätyypillinen negatiivinen korrelaatio saattaa aiheutua uudesta regiimistä, jossa kausaalisuus menee dollarin arvosta öljyn hintaan. He perustelevat tätä rakennemuutosta Kiinan ja muiden kehittyvien talouksien kasvavalla merkityksellä kansainvälisillä öljy- ja valuuttamarkkinoilla. Käänteistä kausaalisuutta voidaan perustella teoreettisesti myös dollarin vaikutuksella öljymarkkinoiden toimintaan, ostovoimapariteettikanavalla, paikallisen hinnan kanavalla, arvopaperikanavalla sekä rahapolitiikkakanavalla.

#### **3.3.1 Käänteinen kausaalisuus neljän maan-mallissa**

Bénassy-Quéré ym. (2007) kehittivät edellä esitellyn neljän maan-mallin lisäksi myös toisen teoreettisen mallin. Tämä toinen malli eroaa aikaisemmin esitetystä siten, että siinä kausaalisuus menee valuuttakurssista öljyn hintaan. Tässä toisessa mallissa on myös neljä maata: EU, USA,

Kiina ja Opec-maat. Tämän luvun jatkotarkasteluissa neljän maan-mallilla tarkoitetaan nimenomaan tätä toista mallia, jossa kausaalisuus menee dollarin arvosta öljyn hintaan.

Bénassy-Quéré ym. (2007) kehittämässä neljän maan-mallissa teollisuusmaat eli EU, USA ja Kiina tuottavat kaupattavia hyödykkeitä ja Opec-maat ainoastaan öljyä. Mallissa on vain euro-dollarin valuuttakurssi, koska sekä Opec-maiden että Kiinan valuutta on tosiasiasa sidottu dollarin arvoon. Tarkastelussa luovutaan öljyn kysynnän eksogeenisuusoletuksesta. Eksogeenisuuden sijaan oletetaan, että öljyn kysyntä on negatiivinen funktio öljyn hinnasta. Tämä tarkoittaa sitä, että öljyn hinnannousu aiheuttaa kysynnän laskun ja hinnan laskeminen aiheuttaa puolestaan kysynnän kasvun. Tarkastelun helpottamiseksi oletetaan lisäksi, että öljyn kysynnän hintajousto  $\varepsilon$  on yhtä suuri EU:ssa, USA:ssa ja Kiinassa. Hintajouston yhtä suuruus tarkoittaa sitä, että öljyn hinnanmuutoksen aiheuttama öljyn kysynnän suhteellinen eli prosentuaalinen muutos on yhtä suuri jokaisessa teollisuusmaassa. Toisaalta öljyn kysyntä on positiivinen funktio tarkasteltavien maiden taloudellisesta aktiviteetista ja siten niiden hyödykkeiden ja palveluiden kokonaiskysynnästä. Eri maiden öljyn kysynät voidaan esittää seuraavan yhtälöryhmän avulla

$$\begin{aligned} O_E &= P_O^{-\varepsilon} \omega_E Y_E(V), \\ O_A &= P_O^{-\varepsilon} \omega_A Y_A(V), \\ O_C &= P_O^{-\varepsilon} \omega_C Y_C(V), \end{aligned} \tag{3.24}$$

missä  $O_E$  on EU:n öljyn kulutus,  $O_A$  on USA:n öljyn kulutus,  $O_C$  on Kiinan öljyn kulutus,  $\omega_i$  ( $i = E, A, C$ ) ovat parametreja, jotka kuvaavat kyseisen talouden energiaintensiteettiä ja  $Y_i$  ( $i = E, A, C$ ) kuvaavat kunkin maan kokonaiskysyntää reaalisesta valuuttakurssin funktiona. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5802.)

Reaalisesta valuuttakurssin muutokset vaikuttavat teollisuusmaiden taloudelliseen aktiviteettiin, koska ne muuttavat eri maissa tuotettujen hyödykkeiden suhteellisia hintoja ja siten maiden vientikilpailukykyä. Teollisuusmaiden taloudellisen aktiviteetin muutokset vaikuttavat puolestaan öljyn kysyntään, koska teollisuusmaiden energiaintensiteeteissä on eroja. Reaalisesta valuuttakurssin muutokset vaikuttavat siis epäsuorasti myös öljyn kysyntään. Reaalisesta valuuttakurssin kasvaessa euro heikkenee dollariin verrattuna. Tämä tekee EU:n vientituotteista kilpailukykyisempiä ja lisää EU:n kokonaiskysyntää eli  $Y'_E > 0$ . Toisaalta dollarin vahvistuminen heikentää USA:n ja Kiinan vientikilpailukykyä ja vähentää siten niiden taloudellista aktiviteettia eli  $Y'_A < 0$  ja  $Y'_C < 0$ . (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5802.)

Reaalisen valuuttakurssin muutokset vaikuttavat siis eri maiden taloudelliseen aktiviteettiin. Jotta kansainvälisen kaupan volyyymi pysyisi muuttumattomana valuuttakurssimuutoksen jälkeen, niin teollisuusmaiden kokonaiskysyntöjen muutosten tulisi summautua nolllaksi eli  $Y'_E + Y'_A + Y'_C = 0$ . Bénassy-Quéré ym. (2007, 5802) kuitenkin huomauttavat, että valuuttakurssimuutokset vaikuttavat Kiinan kokonaiskysyntään  $Y_C$  myös Kiinan rahamekanismin (*monetary mechanism*) kautta. Esimerkiksi dollarin heikentyessä Kiinan keskuspankin täytyy myydä kotimaan valuuttaa, jotta se voisi säilyttää kiinteän valuuttakurssin juanin ja dollarin välillä. Jos keskuspankin valuuttainterventiot eivät ole täysin sterilioivia, niin dollarin heikkeneminen aiheuttaa rahamäärän kasvun Kiinassa. Rahamäärän kasvaminen puolestaan kiihdyttää Kiinan taloudellista aktiviteettia. Tämän päättelyn perusteella on uskottavaa, että valuuttakurssimuutoksen vaikutus Kiinan taloudelliseen tuotantoon eli  $Y'_C$  on itseisarvoltaan erityisen suuri. Muuttujan  $Y'_C$  ollessa erityisen suuri, teollisuusmaiden kokonaiskysyntöjen muutokset eivät summaudu nolllaksi, vaan termi  $Y'_E + Y'_A + Y'_C$  on negatiivinen. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5802.)

Bénassy-Quéré ym. (2007) kehittämässä neljän maan-mallissa öljyn tarjonnan eli muuttujan  $O$  oletetaan olevan eksogeeninen. Öljyn tarjonnan eksogeenisuus tarkoittaa sitä, että hinnanmuutokset eivät vaikuta tarjontaan. Öljymarkkinat ovat tasapainossa, kun kysyntä ja tarjonta ovat yhtä suuret eli

$$O = O_E + O_A + O_C,$$

$$O = P_O^{-\varepsilon} [\omega_E Y_E(V) + \omega_A Y_A(V) + \omega_C Y_C(V)]. \quad (3.25)$$

Yhtälöstä (3.25) saadaan ratkaistua markkinatasapainon implikoima öljyn hinta

$$P_O = \left( \frac{\omega_E Y_E(V) + \omega_A Y_A(V) + \omega_C Y_C(V)}{O} \right)^{1/\varepsilon}. \quad (3.26)$$

Reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin vaikutus öljyn hintaan saadaan selville differoimalla yhtälö (3.26) valuuttakurssin  $V$  suhteen eli

$$\frac{\partial P_O}{\partial V} = \frac{1}{\varepsilon O} (\omega_E Y'_E + \omega_A Y'_A + \omega_C Y'_C) \left( \frac{\omega_E Y_E(V) + \omega_A Y_A(V) + \omega_C Y_C(V)}{O} \right)^{1/\varepsilon - 1}. \quad (3.27)$$

Yhtälön (3.27) perusteella termi  $\omega_E Y'_E + \omega_A Y'_A + \omega_C Y'_C$  määrittää euro–dollari-valuuttakurssin ja öljyn hinnan välisen riippuvuuden suunnan. Jos tämä termi on negatiivinen, niin dollarin heikkeneminen eli muuttujan  $V$  lasku johtaa öljyn hinnannousuun. Toisaalta termin ollessa positiivinen, dollarin heikkeneminen johtaa öljyn hinnanlaskuun. Dollarin heikkeneminen johtaa siis öljyn hinnannousuun, jos seuraava ehto toteutuu

$$\omega_E Y'_E < -(\omega_A Y'_A + \omega_C Y'_C). \quad (3.28)$$

Yhtälön (3.28) perusteella dollarin heikkeneminen aiheuttaa öljyn hinnannousun, jos USA:n ja Kiinan muodostaman ”dollariblokin” öljyn kysyntä reagoi enemmän valuuttakurssimuutokseen kuin euroalueen öljyn kysyntä. Kysynnän suurempi herkkyys voi aiheutua joko tuotannon suuremmasta herkkyydestä valuuttakurssin vaihtelulle tai energiaintensiivisemmästä tuotantofunktiosta. (Bénassy-Quéré ym. 2007, 5803–5804.)

Kolmen maan tarkastelussa dollarin heikkeneminen aiheuttaa öljyn hinnannousun, jos  $\omega_E Y'_E < -\omega_A Y'_A$ . Kansainvälisen energiajärjestön IEA:n (2005b) tilastotietojen perusteella USA:n tuotanto on energiaintensiivisempää kuin EU:n tuotanto eli  $\omega_A > \omega_E$ . Toisaalta euro–dollari-valuuttakurssin muutokset vaikuttavat todennäköisesti vähemmän USA:n kuin EU:n taloudelliseen tuotantoon, koska monien maiden valuuttakurssit ovat kiinteitä suhteessa dollariin, mutta kelluvia euroon verrattuna. Tällöin muuttuja  $Y'_A$  on itseisarvoltaan pienempi kuin muuttuja  $Y'_E$ . Näiden tietojen perusteella ehdon  $\omega_E Y'_E < -\omega_A Y'_A$  toteutumisesta ei voida olla varmoja. Bénassy-Quéré ym. (2007, 5804) toteavat, että ehdon toteutumisen epäselvyys on sopusoinnussa aikaisempien empiiristen tutkimusten kanssa, jotka eivät ole havainneet kausaalisuutta dollarin arvosta öljyn hintaan.

Kiinan huomioiminen muuttaa edellä olevaa tarkastelua merkittävästi. Kansainvälisen energiajärjestön IEA:n (2005a, 2005b) tilastotietojen mukaan Kiinan tuotannon öljyintensiteetti on yli kaksinkertainen USA:han verrattuna. Energiaintensiteettiä kuvaavien muuttujien suuruusjärjestys on siis  $\omega_C > \omega_A > \omega_E$ . Lisäksi Bénassy-Quéré ym. (2007, 5804) väittävät, että Kiinan kokonaiskysyntä on todennäköisesti hyvin herkkä euro–dollari-valuuttakurssin vaihtelulle eli muuttuja  $Y'_C$  on itseisarvoltaan suuri. Kiinan tuotannon herkkyyttä valuuttakurssimuutoksille perustellaan sekä Kiinan valuuttakurssimekanismilla, jossa reaalin rahavaranto (*money stock*) kasvaa dollarin heiketessä että Kiinan keskittymisellä heikkolaatuisiin tuotteisiin. Heikkolaatuisten



tuotteiden myynti reagoi voimakkaasti valuuttakurssimuutoksiin, koska eri maissa tuotetut hyödykkeet ovat samanlaisia ja kuluttajat tekevät ostopäätöksensä tuotteen hinnan perusteella. Näiden tietojen perusteella Bénassy-Quéré ym. (2007, 5804) toteavat, että yhtälön (3.28) toteutuminen on hyvin todennäköistä. Tällöin tarkasteltava malli ennustaa, että dollarin heikkeneminen aiheuttaa öljyn hinnannousun.

### 3.3.2 Dollarin arvon vaikutus öljymarkkinoiden kysyntään ja tarjontaan

Coudert, Mignon ja Penot (2008, 3–4) selittävät, että dollarin arvonmuutokset saattavat vaikuttaa öljyn kysyntään myös seuraavalla tavalla. Dollaria käytetään laskutusvaluuttana kansainvälisillä öljymarkkinoilla eli öljyostokset maksetaan dollareilla. Kunkin maan öljyn kysyntä riippuu kuitenkin öljyn kotimaan valuutassa ilmaistusta hinnasta, eikä dollarimääräisestä hinnasta. Dollarin arvonmuutokset aiheuttavat muutoksia öljyn kotimaisessa hinnassa, vaikka öljyn dollarimääräinen hinta pysyisi vakiona. Esimerkiksi dollarin efektiivisen eli kauppapainoilla painotetun valuuttakurssin heikkeneminen laskee keskimääräistä öljyn hintaa niissä maissa, joiden valuuttakurssi on kelluva suhteessa dollariin. Tällaisia maita ovat esimerkiksi euroalue, Iso-Britannia ja Japani. Toisaalta dollarin efektiivinen heikkeneminen ei vaikuta öljyn hintaan niissä maissa, joiden valuuttakurssi on sidottu dollarin arvoon – esimerkiksi Kiinassa. Dollarin efektiivinen heikkeneminen – kaikkien muiden tekijöiden pysyessä ennallaan – johtaa keskimääräisen, paikallisessa valuutassa ilmaistun öljyn hinnan laskuun. Öljyn paikallisen hinnan lasku tarkoittaa sitä, että maiden reaalitytulot kasvavat. Reaalitytulojen kasvaessa öljyn kysyntä kasvaa, koska öljy on normaalihyödyke. Toisin sanoen dollarin heikkeneminen aiheuttaa öljyn kysynnän kasvun ja siksi sen pitäisi johtaa myös öljyn hinnannousuun. Tätä perustelua dollarin arvon ja öljyn hinnan välisestä negatiivisesta riippuvuussuhteesta kutsutaan paikallisen hinnan kanavaksi (*local price channel*).

Coudert ym. (2008, 4) mukaan dollarin arvonmuutokset vaikuttavat myös öljymarkkinoiden tarjontapuoleen. Dollarin arvon ja öljyn pumppausaktiviteetin välistä riippuvuutta voidaan perustella tarkastelemalla öljyntuottajamaita, joiden valuutat on kiinnitetty dollarin arvoon. Öljyn dollarimääräisen hinnan pysyessä muuttumattomana, dollarin arvonmuutokset eivät vaikuta öljyntuottajamaiden tuloihin. Dollarin heikkeneminen aiheuttaa kuitenkin inflaatiota öljyntuottajamaissa, koska esimerkiksi euroalueelta tuodut hyödykkeet muuttuvat kalliimmiksi.

Inflaatio ei ole yhtä suurta kaikissa öljyntuottajamaissa, vaan sen suuruus riippuu tarkasteltavan maan kaupparakenteesta. Dollarin heikkenemisen inflatorinen vaikutus on vähäisempi niissä maissa, jotka tuovat paljon hyödykkeitä USA:sta ja suurempi niissä maissa, jotka tuovat enemmän hyödykkeitä Euroopasta ja Aasiasta. Tulojen pysyessä ennallaan ja tuonnin kallistuessa öljyntuottajamaiden reaaliset, käytettävissä olevat tulot laskevat. Coudert ym. (2008, 4) väittävät, että käytettävissä olevien tulojen lasku vähentää öljyn pumppaamiseen käytettävää rahamäärää ja siten öljyn tuotantoa.

### 3.3.3 Muut mahdolliset kanavat dollarin arvon ja öljyn hinnan välillä

Breitenfellner ja Crespo Cuaresma (2008, 102–103) sekä Cheng (2008, 48) toteavat, että edellä esitettyjen perusteluiden lisäksi on olemassa useita muita kanavia, joiden kautta USA:n dollarin nimellinen heikkeneminen saattaa nostaa öljyn hintaa. Tässä tutkielmassa käydään läpi näistä vaikutuskanavista vain kaikkein keskeisimmät ja esitellään niiden toimintaa selittävät tekijät.

Dollarin ja öljyn hinnan välistä riippuvuutta voidaan selittää myös ostovoimapariteettikanavalla (*purchasing power channel*). Ostovoimapariteettikanavan ymmärtämiseksi on huomioitava, että öljynviejämaiden vienti koostuu lähes yksinomaan öljynviennistä. Öljy hinnoitellaan kansainvälisillä hyödykemarkkinoilla dollareissa, joten öljynviejämaiden vientitulot ovat pääasiassa dollarimääräisiä. Toisaalta suurin osa öljynviejämaiden tuonnista on euromääräistä ja vain pieni osa dollarimääräistä. Esimerkiksi Euroopan keskuspankin EKP:n (2007, 78) mukaan vuonna 2005 euroalueen osuus kymmenen merkittävimmän öljyntuottajamaan<sup>3</sup> tuonnista oli 29,2 prosenttia ja USA:n osuus vain 6,8 prosenttia. Ostovoimapariteettikanava perustuu siihen, että öljynviejämaat pyrkivät stabiloimaan dollarimääräisen vientinsä ostovoiman euromääräiseen tuontiinsa verrattuna. (Breitenfellner ym. 2008, 107.)

Useiden öljynviejämaiden valuutat on sidottu USA:n dollarin arvoon (EKP 2007, 77). Tällöin dollarin arvonmuutokset muuttavat öljynviejämaiden vientitulojen ja tuontikustannusten välistä suhdetta ja siten öljynviejämaiden ostovoimaa. Dollarin heiketessä euromääräinen tuonti muuttuu kalliimmaksi ja toisaalta viennin arvo pysyy muuttumattomana, joten öljynviejämaiden ostovoima

---

<sup>3</sup> Kymmenen merkittävintä öljyntuottajamaata ovat Algeria, Iran, Kuwait, Libya, Nigeria, Norja, Saudi-Arabia, Venezuela, Venäjä ja Yhdistyneet Arabiemiirikunnat.

laskee. Ostovoimapariteettikanavan perusteella öljynviejämailla on insentiivi reagoida dollarin heikkenemisestä aiheutuvaan ostovoiman laskuun kasvattamalla vientitulojensa arvoa. Vientituloja voidaan kasvattaa nostamalla öljyn dollarimääräistä hintaa ja pitämällä öljyn vientimäärä kiinteänä. (Breitenfellner ym. 2008, 107.)

Ostovoimapariteettikanavan empiirinen paikkansapitävyys edellyttää siis, että öljynviejämaat pystyvät omilla toimillaan vaikuttamaan öljyn hintaan eli niillä on hinnanasetanta kapasiteettia. Esimerkiksi mediassa öljymarkkinoita kuvataan usein kartellilla, jossa Opec-maat sopivat keskenään öljyn hinnasta. Breitenfellner ym. (2008, 107) toteavat, että tämä kuvaus on parhaimmillaankin vain liiallinen yksinkertaistus öljymarkkinoiden toiminnasta. Opec-maat käyttävät markkinavoimaa, mutta sen suuruus riippuu yleisistä markkinaolosuhteista. Viimeaikoina Kiinan ja muiden kehittyvien talouksien öljyn kysynnän kasvaessa ja muiden kuin Opec-maiden öljyn tuotannon laskiessa, öljymarkkinoiden tilanne on kiristynyt. Öljymarkkinoiden tilanteen kiristyessä pienetkin muutokset öljyn tarjonnassa saattavat aiheuttaa suuria muutoksia öljyn hinnassa. Tällaisessa kireässä markkinatilanteessa Opec-mailla on siis hinnanasetanta voimaa.

Toisaalta dollarin arvon vaikutusta öljyn hintaan voidaan selittää arvopaperikanavan avulla (*investment channel*). Tässä näkökulmassa tarkastellaan sijoittajien saamaa tuottoa dollarimääräisistä arvopapereista ja tämän tuoton vaikutusta sijoittajien tekemiin sijoituspäätöksiin. On syytä huomata, että valuuttakurssimuutokset vaikuttavat epäsymmetrisesti erilaisten sijoittajien dollarimääräisistä arvopapereista saamiin tuottoihin. Valuuttakurssimuutoksilla ei ole vaikutusta niiden sijoittajien tuottoihin, joiden kotimainen valuutta on dollari. Toisaalta dollarin heikkeneminen laskee ulkomaisten sijoittajien dollarimääräisistä arvopapereista saamia tuottoja. Tällöin ulkomaisten sijoittajien mielenkiinto vaihtoehtoisia sijoituskohteita – kuten öljy ja muut hyödykkeet – kohtaan kasvaa. Öljyn ja muiden hyödykkeiden sijoituskysynnän kasvaessa niiden hinnalla on taipumusta nousta. Lisäksi dollarin heikkeneminen nostaa inflaatiopaineiden riskiä USA:ssa, kannustaen sijoittajia siirtymään öljyn ja muiden hyödykkeiden tapaisiin reaaliarvopapereihin suojautuakseen inflaatiolta. Tämä näkökulma saa empiiristä tukea erityisesti 1970-luvulta, jolloin hyödykemarkkinat nousivat ja inflaatio oli samanaikaisesti korkea. (Breitenfellner ym. 2008, 111; Cheng 2008, 48.)

Öljyn hinnan ja dollarin arvon väliset yhteisliikkeet voivat aiheutua myös keskuspankkien harjoittamasta rahapolitiikasta. Tätä näkökulmaa kutsutaan kirjallisuudessa rahapolitiikkakanavaksi (*monetary channel*). USA:n dollarin heikkeneminen aiheuttaa rahapolitiikan löysentämisen muualla

maailmassa – mukaan lukien öljynviejämaat, joiden valuutat on kiinnitetty dollarin arvoon. Löysempi rahapolitiikka tarkoittaa käytännössä sitä, että korkotasot laskevat. Alhaisemmat korot lisäävät talouden likviditeettiä ja siten kokonaiskysyntää. Kokonaiskysynnän kasvu lisää puolestaan öljyn kysyntää ja johtaa siten öljyn hinnannousuun. (Breitenfellner ym. 2008, 111; Cheng 2008, 48.)

Krichene (2005, 2006) havaitsee empiiristen tarkasteluidensa perusteella, että rahapolitiikan harjoittamisesta aiheutuvat korko- ja valuuttakurssishokit vaikuttavat öljyn hintaan. Krichenen (2005, 16–17) estimointitulosten perusteella korkoshokit vaikuttavat negatiivisesti ja tilastollisesti merkittävästi öljyn hintaan. Korkotason nousu aiheuttaa siis öljyn hinnanlaskun ja korkotason lasku aiheuttaa puolestaan öljyn hinnannousun. Toisaalta dollarin nimelliseen efektiiviseen valuuttakurssiin tulleet shokit vaikuttavat myös negatiivisesti öljyn hintaan. Negatiivinen vaikutus on erityisen merkittävä niiden periodien aikana, jolloin korkotason ja valuuttakurssin muutokset ovat olleet suuria. Estimointitulosten perusteella USA:n nimellisen efektiivisen dollarin heikkeneminen yhdellä prosentilla aiheuttaa öljyn hinnan nousemisen 0,62 prosentilla.

Tutkielman kolmannessa luvussa esitettyjen mallien avulla pyritään selittämään öljyn hinnan ja dollarin arvon välistä riippuvuutta. Teoreettisten mallien välillä on eroja, koska eri mallien ennustamat kausaalisuuden suunnat ja riippuvuussuhteen etumerkki eroavat toisistaan. Kolmen maan-mallin ja neljän maan-mallin eli niin sanottujen portfoliomallien perusteella öljyn hinnanmuutokset aiheuttavat muutoksia dollarin arvossa. Portfoliomallien perusteella öljyn hinnannousu aiheuttaa dollarin vahvistumisen lyhyellä aikavälillä, mutta heikkenemisen pitkällä aikavälillä. Toisen ryhmän muodostavat mallit, jotka ennustavat kausaalisuuden menevän dollarin arvosta öljyn hintaan. Nämä mallit ennustavat, että dollarin heikkeneminen aiheuttaa öljyn hinnannousun.

Koska mallien ennustukset eroavat toisistaan ja jokaiselle näistä malleista voidaan esittää teoreettisia perusteluja, niin on tärkeää selvittää empiirisen aineiston perusteella öljyn hinnan ja USA:n dollarin kausaalisuussuhteen suunta. Toisaalta on tärkeää selvittää empiirisesti, onko muuttujien riippuvuussuhde positiivinen vai negatiivinen. Seuraavaksi esitellään ekonometriset menetelmät, joita sovelletaan tutkielman empiirisessä tarkastelussa.

## 4. Tutkimusmenetelmät

### 4.1 Muuttujien stationaarisuus

Muuttujien stationaarisuuden tutkiminen on oleellinen osa aikasarja-analyysia. Muuttuja  $Y_t$  on heikosti stationaarinen eli kovarianssistationaarinen, jos kaikilla ajanhetkillä  $t$

$$E(Y_t) = \mu, \quad (4.1)$$

$$Var(Y_t) = \sigma < \infty, \quad (4.2)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-h}) = \gamma_h, \quad h = 1, 2, 3, \dots \quad (4.3)$$

Yhtälön (4.1) perusteella stationaarisen aikasarjan odotusarvo on vakio, jolloin aikasarja vaihtelee tietyn tason ympärillä. Toisaalta yhtälön (4.2) perusteella stationaarisen aikasarjan varianssi on äärellinen vakio. Varianssin ollessa vakio, sarjan vaihtelu pysyy muuttumattomana ajan kuluessa. Kolmas stationaarisen aikasarjan keskeinen ominaisuus on se, että sarjan autokovarianssi riippuu vain tarkasteltavien havaintojen välisestä aikaerosta  $h$ , mutta ei ajanhetkestä  $t$ .

Jos aikasarja ei täytä yhtälöiden (4.1) – (4.3) määrittämiä ehtoja, niin sitä kutsutaan epästationaariseksi. Epästationaarisen aikasarjan odotusarvon ei tarvitse olla vakio, joten sarjassa voi olla trendi. Tällöin sarjalla ei ole mitään tiettyä pitkän aikavälin tasapainoarvoa, jonka ympärillä se vaihtelee. Toisaalta epästationaarisen sarjan varianssi voi kasvaa ajan kuluessa. (Lütkepohl & Krätzig 2004, 11.)

Stationaarisuuden tutkiminen on tärkeää, koska pienimmän neliösumman estimointi eli OLS-menetelmä olettaa muuttujien olevan stationaarisia. Jos tarkasteltavat muuttujat eivät ole stationaarisia, niin OLS-menetelmän oletukset eivät toteudu ja estimointitulokset ovat harhaanjohtavia. Esimerkiksi selitettäessä epästationaarisen muuttujan vaihtelua toisen epästationaarisen muuttujan vaihtelulla, saatetaan havaita vahva yhteys muuttujien välillä, vaikka muuttujat olisivat tosiasiaa toisistaan riippumattomia. Tätä ilmiötä kutsutaan näennäisregressioksi (*spurious regression*). Näennäisregressiolle on ominaista, että estimoidut regressiokertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä, mallin selitysaste on hyvin korkea ja mallin residuaalit ovat voimakkaasti korreloituneita. Näennäisregressio on osoitus OLS-menetelmän pettämisestä epästationaaristen muuttujien yhteydessä.

## 4.2 Yksikköjuuritestit

### 4.2.1 Laajennettu Dickey–Fuller-testi

Muuttujien stationaarisuutta voidaan tutkia yksikköjuuritestien avulla. Yleisin yksikköjuuritesti on laajennettu Dickey–Fuller-testi (*augmented Dickey-Fuller test*, ADF), joka suoritetaan estimoimalla jokin seuraavista yhtälöistä

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \quad (4.4)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \quad (4.5)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t. \quad (4.6)$$

Muuttujan  $Y_t$  stationaarisuus ratkaistaan regressiokertoimen  $\gamma$  perusteella. ADF-testin nollahypoteesin mukaan aikasarja on epästationaarinen, jolloin regressiokerroin  $\gamma$  on nolla. Epästationaarisen sarjan sanotaan sisältävän yksikköjuuren, koska sen karakteristisen yhtälön juuri sijaitsee yksikköympyrällä. ADF-testin vaihtoehdoisen hypoteesin perusteella aikasarja on stationaarinen, jolloin regressiokerroin  $\gamma$  on nollaa pienempi. (Enders 2004, 181–182.)

Yhtälö (4.4) on ADF-testin perusmuoto, jonka nollahypoteesin vallitessa muuttuja  $Y_t$  noudattaa satunnaiskulkuprosessia (*random walk*). Satunnaiskulkuprosessissa muuttujan muutokset ovat satunnaisia ja muuttujan varianssi kasvaa ajan kuluessa. Yhtälön (4.5) nollahypoteesin vallitessa aikasarjassa on lineaarinen trendi eli se noudattaa ajalehtivaa satunnaiskulkuprosessia (*random walk with drift*). Yhtälö (4.6) sisältää sekä vakiotermin että aikatrendin ja se tulee estimoida, jos sarjassa on kvadraattinen eli toisen asteen trendi. (Enders 2004, 181 – 182.)

ADF-testin rakenne, jossa nollahypoteesin vallitessa aikasarja on epästationaarinen, aiheuttaa sen, että tilastollisessa päättelyssä ei voida käyttää tavanomaisia t-jakauman kriittisiä arvoja. Nollahypoteesin hylkäämisestä päätetään Dickeyn ja Fullerin (1979) laskemien kriittisten arvojen perusteella, joiden suuruus riippuu estimoitavan yhtälön muodosta. ADF-testin yhteydessä noudatetaan seuraavaa päätössääntöä: nollahypoteesi yksikköjuuresta hylätään, jos DF-testisuureen

arvo on pienempi kuin Dickey–Fuller-jakauman kriittinen arvo; nollahypoteesi jää voimaan, jos testisuureen arvo on suurempi kuin Dickey–Fuller-jakauman kriittinen arvo. (Verbeek 2004, 269.)

Muuttujan integroituneisuuden asteen selvittäminen on myös oleellinen osa aikasarjojen alustavaa tarkastelua. Muuttujan  $Y_t$  sanotaan olevan integroitunut astetta nolla eli  $I(0)$ , jos se on stationaarinen. Toisaalta muuttuja  $Y_t$  on integroitunut astetta yksi eli  $I(1)$ , jos se on epästationaarinen, mutta sen ensimmäinen differenssi  $\Delta Y_t$  on stationaarinen. Yleisessä tapauksessa muuttuja pitää differoida  $d$  kertaa, jotta se olisi stationaarinen. Tällöin sarja on integroitunut astetta  $d$ , jota merkitään  $I(d)$ . Yleensä taloudelliset aikasarjat ovat integroituneita astetta nolla tai yksi.

ADF-testissä estimoitavaan yhtälöön lisätään viivästettyjä differenssejä  $\Delta Y_{t-i+1}$ , jotta yhtälön virhetermi olisi valkoisen kohinan prosessi. Viivästettyjen differenssien lukumäärä eli käytettävä viivepituus voidaan valita usealla vaihtoehdoisella tavalla. Ensimmäkin voidaan käyttää informaatiokriteerejä, jotka huomioivat mallin sopivuuden aineistoon sekä mallin vähäparametrisuuden. Vaihtoehdoisista viivepituuksista tulee valita se, joka minimoi käytettävän informaatiokriteerin arvon. Viivepituuden valinnassa voidaan käyttää esimerkiksi Akaiken (AIC) tai Bayesin (BIC) informaatiokriteeriä.

Näiden informaatiokriteerien lisäksi viivepituus voidaan valita Hallin (1994) esittelemien valintasääntöjen perusteella (*sequential rule*). Ensimmäistä sääntöä kutsutaan yleisestä yksinkertaiseen -säännöksi (*general to specific rule*). Tässä lähestymistavassa lähdetään liikkeelle jostain suuresta viivepituudesta  $p_{\max}$  ja tarkastellaan viimeisen viivästetyn termin tilastollista merkitsevyyttä. Jos viimeinen viivästetty termi ei ole tilastollisesti merkitsevä  $t$ -jakauman perusteella, niin se pudotetaan pois ja yhtälö estimoidaan uudestaan. Tätä vaihetta toistetaan kunnes viimeinen termi on tilastollisesti merkitsevä (Pfaff 2006, 27). Toista sääntöä kutsutaan yksinkertaisesta yleiseen -säännöksi (*specific to general rule*). Tässä säännössä aloitetaan jostain pienestä viivepituudesta  $p_{\min}$  ja lisätään viiveitä yksi kerrallaan, kunnes viimeinen termi ei ole tilastollisesti merkitsevä. Hall (1994) havaitsi, että yleisestä yksinkertaiseen -sääntö on tehokkaampi kuin yksinkertaisesta yleiseen -sääntö. Ng ja Perron (1995) vertasivat simulaatiotutkimuksissa Akaiken ja Bayesin informaatiokriteerien sekä yleisestä yksinkertaiseen -menettelytavan tehokkuutta oikean viivepituuden valinnassa. Tulosten perusteella Hallin (1994) yleisestä yksinkertaiseen -sääntö on suositeltavampi menetelmä viivepituuden valinnassa kuin informaatiokriteerit.

Dickey ja Fuller (1981) kehittivät kolme F-testisuuretta, joilla voidaan testata yhtälöissä (4.5) ja (4.6) esiintyviä parametreja koskevia yhteishypoteeseja. Yhtälössä (4.5) nollahypoteesia  $a_0 = \gamma = 0$  testataan  $\phi_1$ -testisuureella. Jos regressioyhtälössä on mukana myös aikatrendi eli estimoidaan yhtälö (4.6), niin yhteishypoteesia  $a_0 = \gamma = a_2 = 0$  testataan  $\phi_2$ -testisuureella ja yhteishypoteesia  $\gamma = a_2 = 0$  testataan  $\phi_3$ -testisuureella.

Yhteishypoteesien testauksessa käytettävät testisuureet  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  ja  $\phi_3$  muodostetaan samalla tavalla kuin tavanomaiset F-testisuureet. Testisuureiden laskemiseksi estimoidaan rajoitettu ja rajoittamaton malli ja verrataan näiden mallien jäännösneliösummia

$$\phi_i = \frac{(RSS_R - RSS_U)/r}{RSS_U/(T-k)}, \quad (4.7)$$

missä  $RSS_R$  on rajoitetun mallin jäännösneliösumma,  $RSS_U$  on rajoittamattoman mallin jäännösneliösumma,  $r$  on rajoitusten lukumäärä,  $T$  on käytettävissä olevien havaintojen lukumäärä ja  $k$  on estimoitavien parametrien lukumäärä rajoittamattomassa mallissa. (Enders 2004, 183.)

F-testien nollahypoteesin mukaan rajoitettu malli on generoinut aineiston ja vaihtoehtoisen hypoteesin mukaan rajoittamaton malli on generoinut aineiston. Jos tarkasteltava rajoitus ei ole sitova, niin rajoitetun mallin jäännösneliösumman  $RSS_R$  pitäisi olla lähellä rajoittamattoman mallin jäännösneliösummaa  $RSS_U$  ja siten  $\phi_i$ -testisuureen arvon pitäisi olla pieni. Jos  $\phi_i$ -testisuureen arvo on pienempi kuin Dickeyn ja Fullerin (1981) raportoima kriittinen arvo, niin nollahypoteesi jää voimaan ja rajoitettu malli hyväksytään. Toisaalta  $\phi_i$ -testisuuren arvon ollessa suurempi kuin kriittinen arvo, nollahypoteesi hylätään ja rajoittamaton malli hyväksytään. (Enders 2004, 183.)

Tutkijan täytyy päättää ADF-testin muoto eli mikä yhtälöistä (4.4) – (4.6) estimoidaan. Eräs lähestymistapa yksikköjuuren tutkimisessa on estimoida kaikkein yleisin yhtälö (4.6). Tätä lähestymistapaa voidaan perustella sillä, että jos todellinen prosessi on satunnaiskulkuprosessi, niin estimoitavan yhtälön pitäisi osoittaa, että  $a_0 = \gamma = a_2 = 0$ . Päätelyn ongelmana on kuitenkin se, että ylimääräiset estimoitavat parametrit vähentävät testin vapausasteita ja siten sen voimaa. Alhaisesta voimasta johtuen yksikköjuuritestit viittaavat liian usein siihen, että sarjassa on yksikköjuuri, vaikka sarja olisi todellisuudessa stationaarinen. Oikean testituloksen saavuttamiseksi on tärkeää käyttää regressioyhtälöä, joka jäljittelee mahdollisimman hyvin todellista aineiston generoivaa prosessia (Enders 2004, 207 & 210–211). Liitteessä 1 esitetään Doladon, Jenkinsonin ja



Sosvilla-Riveron (1990) suosittama menetelytapa yksikköjuuren testaamisessa, kun aineiston generoiva prosessi on täysin tuntematon.

#### 4.2.2 Phillips–Perron-testi

Aikasarjan stationaarisuutta voidaan testata myös Phillipsin ja Perronin (1988) kehittämän menetelmän avulla. Tässä Phillips–Perron-testissä (PP) estimoitavaan yhtälöön ei lisätä viivästettyjä differenssejä  $\Delta Y_{t-i+1}$ , kuten ADF-testissä, vaan testi perustuu alkuperäiseen Dickey–Fuller-regressioon. DF-testisuuretta korjataan siten, että se huomioi virhetermin mahdollisen autokorrelaatorakenteen. Nämä korjaukset ovat melko monimutkaisia, eikä niiden esittäminen ei ole tarpeellista tässä yhteydessä (Verbeek 2004, 273).

#### 4.2.3 KPSS-testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ja Shin (1992, 159–160) toteavat, että standardi yksikköjuuritestit eivät yleensä onnistu hylkäämään nollahypoteesia yksikköjuuresta, kun tarkastellaan taloudellisia aikasarjoja. Kwiatkowski ym. (1992) perustelevat tätä ilmiötä yksikköjuuritestien rakenteella, jossa yksikköjuuri on testattava nollahypoteesi. Klassinen hypoteesien testaus suoritetaan siten, että nollahypoteesi jää voimaan, ellei sitä vastaan ole voimakasta todistusaineistoa. Siksi yksikköjuuren hylkäämisen vaikeutta voidaan selittää sillä, että suurin osa taloudellisista aikasarjoista ei sisällä riittävästi informaatiota sen suhteen, onko niissä yksikköjuuri vai ei.

Klassiseen hypoteesien testaukseen liittyvien ongelmien ratkaisemiseksi Kwiatkowski ym. (1992) kehittivät KPSS-testin, jonka nollahypoteesina on muuttujan stationaarisuus. Testin perusidea on se, että aikasarja  $Y_t$  voidaan muodostaa deterministisen eli ennalta määrätyn aikatrendin  $t$ , satunnaiskulun  $r_t$  ja stationaarisen virhetermin  $\varepsilon_t$  summana

$$\begin{aligned} Y_t &= \xi t + r_t + \varepsilon_t, \\ r_t &= r_{t-1} + u_t, \end{aligned} \tag{4.8}$$

missä  $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$  ja  $r_0$  on kiinteä vakio.

KPSS-testin nollihypoteesin mukaan satunnaiskulkukomponentin varianssi on nolla eli  $\sigma_u^2 = 0$ . Tällöin satunnaiskulkukomponentin vaihtelu poistuu ja muuttujasta  $r_t$  tulee vakio  $r_0$ . Nollahypoteesin vallitessa muuttuja  $Y_t$  on trendi-stationaarinen eli stationaarinen ennalta määrätyn trendin ympärillä, koska se muodostuu aikatrendistä  $t$ , kiinteästä vakiosta  $r_0$  ja stationaarisesta virhetermistä  $\varepsilon_t$ . KPSS-testin avulla voidaan testata myös tavanomaista stationaarisuutta tason  $r_0$  ympärillä. Tässä tapauksessa termi  $\xi$  on nolla, jolloin aikasarja  $Y_t$  muodostuu nollihypoteesin vallitessa vakiotermitä  $r_0$  ja stationaarisesta virhetermistä  $\varepsilon_t$ . (Kwiatkowski ym. 1992, 162; Lütkepohl ym. 2004, 64–65.)

KPSS-testi on Lagrangen kerroin-testi eli LM-testi. KPSS-testin ensimmäisessä vaiheessa suoritetaan apuregressio, jossa selitetään aikasarjan  $Y_t$  vaihtelua aikatrendillä  $t$  ja vakiotermitä  $r_0$

$$Y_t = \xi t + r_0 + e_t. \quad (4.9)$$

Seuraavassa vaiheessa tallennetaan yhtälön (4.9) OLS residuaalit  $e_t$  ja lasketaan osittaissummat

$S_t = \sum_{s=1}^t e_s$  kaikilla  $t$ :n arvoilla. Näiden osittaissummien avulla voidaan laskea testisuuren arvon

$$KPSS = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}^2, \quad (4.10)$$

missä  $\hat{\sigma}^2$  on pitkän aikavälin virhevarienssin estimaattori. Testattaessa stationaarisuutta tason ympärillä, yhtälöstä (4.9) poistetaan termi  $\xi t$  eli muuttujan  $Y_t$  vaihtelua selitetään ainoastaan vakiotermitä. Muilta osin KPSS-testi suoritetaan täsmälleen samalla tavalla. Testisuuren asymptoottinen jakauma on epästandardi ja sen kriittiset arvot löytyvät esimerkiksi Kwiatkowski ym. (1992). Testauksessa noudatettava päätössääntö on se, että nollihypoteesi stationaarisuudesta hylätään, jos testisuuren arvo ylittää kriittisen arvon. (Kwiatkowski ym. 1992, 162; Lütkepohl ym. 2004, 64–65; Maddala & Kim 2002, 121; Verbeek 2004, 271.)

Schwertin (1987) simulaatiotulosten perusteella ADF- ja PP-testien voima hylätä nollihypoteesi yksikköjuuresta on hyvin alhainen. Amano ja van Norden (1992) osoittivat, että muuttujan stationaarisuudesta saadaan paras mahdollinen käsitys suorittamalla kaikki kolme edellä mainittua yksikköjuuritestiä. Kwiatkowski ym. (1992, 175) suosittelivat seuraavaa menettelytapaa muuttujan stationaarisuuden selvittämisessä. Aikasarja on stationaarinen, jos ADF- ja PP-testit hylkäävät

nollahypoteesin yksikköjuuresta ja KPSS-testin perusteella nollahypoteesi stationaarisuudesta jää voimaan. Toisaalta aikasarja on epästationaarinen, jos ADF- ja PP-testeissä nollahypoteesi yksikköjuuresta jää voimaan ja KPSS-testin nollahypoteesi hylätään. Päätelytilanne on hankalampi, jos yksikään testi ei hylkää nollahypoteesia. Tällöin aikasarjan pitkän aikavälin ominaisuuksista ei ole saatavilla riittävästi informaatiota. Jos sen sijaan kaikki yksikköjuuritestit hylkäävät nollahypoteesin, niin aikasarjan stationaarisuudesta ei voida tehdä päätelmiä. Tässä tapauksessa aikasarjaa ei voida luonnehtia  $I(0)$  tai  $I(1)$  muuttujana.

### 4.3 Vektoriautoregressiiviset mallit

Yhden yhtälön malleissa selitettävä muuttuja on endogeeninen eli sen arvo määräytyy mallin muiden muuttujien perusteella. Mallin muut muuttujat ovat eksogeenisiä eli ne määräytyvät mallin ulkopuolelta. Taloudellisten muuttujien riippuvuussuhteet ovat hyvin monimutkaisia, jolloin myös selitettävän muuttujan muutokset saattavat aiheuttaa muutoksia muiden muuttujien arvoissa. Tämä aiheuttaa sen, että yhden yhtälön mallien avulla ei pystytä kuvaamaan talouden rakennetta riittävän hyvin. Ongelman ratkaisemiseksi on kehitetty vektoriautoregressiivinen eli VAR-malli, jossa kaikki muuttujat ovat endogeenisiä.

Havainnollistetaan VAR-malleja tutkimalla yksinkertaista kahden muuttujan tapusta

$$Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt}, \quad (4.11)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt}, \quad (4.12)$$

missä sekä  $Y_t$  että  $Z_t$  ovat stationaarisia muuttujia ja  $\varepsilon_{yt}$  sekä  $\varepsilon_{zt}$  ovat korreloimattomia valkoisen kohinan prosesseja. Mallin rakenteessa esiintyy palautetta (*feedback*), koska  $Y_t$  ja  $Z_t$  voivat vaikuttaa toistensa arvoihin. Esimerkiksi kerroin  $-b_{12}$  kuvaa muuttujan  $Z_t$  samanaikaisen muutoksen vaikutusta muuttujan  $Y_t$  arvoon ja kerroin  $\gamma_{12}$  kuvaa puolestaan viivästetyn muuttujan  $Z_{t-1}$  vaikutusta. Termit  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  kuvaavat muuttujiin  $Y_t$  ja  $Z_t$  tulleita shokkeja tai innovaatioita. On tärkeää huomata, että shokilla  $\varepsilon_{yt}$  on epäsuora samanaikainen vaikutus muuttujan  $Z_t$  arvoon, jos kerroin  $b_{21}$  ei ole nolla. Vastaavasti shokilla  $\varepsilon_{zt}$  on epäsuora samanaikainen vaikutus muuttujan

$Y_t$  arvoon, jos kerroin  $b_{12}$  ei ole nolla. Yhtälöt (4.11) ja (4.12) muodostavat ensimmäisen asteen vektoriautoregressiivisen mallin eli VAR(1)-mallin, koska muuttujien suurin viivepituus on yksi. Yleisessä muodossa eli VAR(p)-mallissa on jokaisessa yhtälössä p kappaletta jokaisen tarkasteltavan muuttujan viiveitä. (Enders 2004, 264–265; Verbeek 2004, 322.)

Yhtälöt (4.11) ja (4.12) kuvaavat VAR(1)-mallin rakennemuodon (*structural VAR*). VAR-mallin rakennemuodon estimointi on ongelmallista, koska standardi estimointimenetelmät vaativat, että selittävät muuttujat eivät saa korreloida yhtälön virhetermin kanssa. VAR-mallin rakennemuodossa muuttuja  $Z_t$  korreloi virhetermin  $\varepsilon_{yt}$  kanssa ja muuttuja  $Y_t$  korreloi virhetermin  $\varepsilon_{zt}$  kanssa, joten rakennemuotoa ei voida estimoida OLS-menetelmällä, koska estimointitulokset olisivat harhaisia. (Enders 2004, 271.)

VAR-mallin rakennemuoto voidaan esittää matriisien avulla seuraavasti

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.13)$$

$$\text{missä } B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix}, X_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix}, \Gamma_0 = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix}, \Gamma_1 = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \text{ ja } \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix}.$$

Kertomalla yhtälö (4.13) vasemmalta matriisilla  $B^{-1}$  saamme VAR-mallin standardimuodon

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t, \quad (4.14)$$

missä  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$  ja  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ . Standardimuoto voidaan purkaa seuraavaan muotoon

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}, \quad (4.15)$$

missä  $a_{i0}$  kuvaa vektorin  $A_0$  elementtiä  $i$ ,  $a_{ij}$  kuvaa matriisin  $A_1$  rivin  $i$  ja sarakkeen  $j$  elementtiä ja  $e_{it}$  kuvaa vektorin  $e_t$  elementtiä  $i$ . Molemmat standardimuodon virhetermit  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$  koostuvat kahdesta shokkitermistä  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  ja siksi ne voivat olla korreloituneita. (Enders 2004, 265–266.)

VAR-mallin standardimuodossa on selittäjinä ainoastaan muuttujien viivästettyjä arvoja, jotka eivät korreloi nykyhetken virhetermien kanssa. Lisäksi virhetermien varianssit ovat vakiota ja virhetermien oletetaan olevan autokorreloimattomia. Tällöin systeemin jokainen yhtälö voidaan

estimoida OLS-menetelmän avulla. Saadut OLS-estimaatit ovat tarkentuvia (*consistent*) ja asympotoottisesti tehokkaita. (Enders 2004, 270.)

#### 4.4 Granger-kausaalisuus

Granger (1969) määritteli kausaalisuuden käsitteen, jonka avulla saadaan lisätietoa muuttujien välisen riippuvuussuhteen luonteesta. VAR-mallien yhteydessä kausaalisuuden testaaminen on melko yksinkertaista ja siksi siitä on tullut suosittu empiirinen tarkastelukohde. Granger-kausaalisuuden keskeinen idea on se, että syy ei voi tulla seurauksen jälkeen. Määritelmän mukaan muuttuja  $Y_t$  on Granger-kausaalinen muuttujaan  $Z_t$  nähden, jos muuttujan  $Z_t$  ennustusta – joka on laadittu sen oman historian eli viivästettyjen arvojen perusteella – voidaan parantaa huomioimalla muuttujan  $Y_t$  viivästetyt arvot. (Enders 2004, 239; Lütkepohl 2005, 41–42.)

Granger-kausaalisuutta tutkitaan siten, että estimoidaan VAR-malli ja testataan, ovatko muuttujan  $Y_t$  viiveet tilastollisesti merkitseviä selitettäessä muuttujan  $Z_t$  arvoa. Esimerkiksi VAR(p)-mallin tapauksessa muuttujan  $Z_t$  yhtälö on

$$Z_t = a_{20} + a_{21}(1)Y_{t-1} + \dots + a_{21}(p)Y_{t-p} + a_{22}(1)Z_{t-1} + \dots + a_{22}(p)Z_{t-p} + \varepsilon_{zt}. \quad (4.16)$$

Muuttuja  $Y_t$  ei ole Granger-kausaalinen muuttujaan  $Z_t$  nähden jos ja vain jos kaikki muuttujan  $Y_t$  viivästettyjen arvojen kertoimet ovat nollia. Tätä voidaan testata tavanomaisella F-testillä seuraavan hypoteesin avulla

$$H_0 : a_{21}(1) = a_{21}(2) = \dots = a_{21}(p) = 0. \quad (4.17)$$

Nollahypoteesin mukaan muuttuja  $Y_t$  ei ole Granger-kausaalinen muuttujaan  $Z_t$  nähden. (Enders 2004, 283.)

## 4.5 Impulssivastefunktio

VAR-malli voidaan esittää vektorimuotoisena liukuvan keskiarvon mallina eli VMA-mallina. VMA-muodon johtaminen lähtee liikkeelle yhtälöstä (4.15), jota iteroimalla taaksepäin saadaan seuraava esitysmuoto

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{pmatrix}. \quad (\text{Enders 2004, 272–273.}) \quad (4.18)$$

VAR-mallien yhteydessä todettiin, että standardimuodon virhetermien ja rakennemuodon shokkien välillä on yhteys  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ . Sijoittamalla tämä riippuvuus yhtälöön (4.18) ja määrittelemällä (2 x 2) matriisi  $\phi(i) = A_1^i B^{-1} = \frac{A_1^i}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{pmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{pmatrix}$ , muuttujat  $Y_t$  ja  $Z_t$  voidaan

esittää rakennemuodon shokkien  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  avulla seuraavasti

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{pmatrix}. \quad (\text{Enders 2004, 273.}) \quad (4.19)$$

Yhtälön (4.19) kuvaama VMA-esitysmuoto on erittäin keskeinen, koska sen avulla voidaan tutkia muuttujien  $Y_t$  ja  $Z_t$  riippuvuus- ja vuorovaikutussuhteita. Matriisin  $\phi(i)$  parametrien avulla voidaan selvittää, kuinka muuttujiin  $Y_t$  ja  $Z_t$  tulleet shokit –  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  – vaikuttavat muuttujien aikauriin. Matriisin  $\phi(0)$  neljää elementtiä  $\phi_{jk}(0)$  kutsutaan vaikutuskertoimiksi (*impact multiplier*), koska ne kuvaavat shokkien välittömiä vaikutuksia. Esimerkiksi parametri  $\phi_{12}(0)$  kuvaa shokin  $\varepsilon_{zt}$  yhden yksikön suuruisen muutoksen välitöntä vaikutusta muuttujan  $Y_t$  arvoon. Kertoimia  $\phi_{11}(i)$ ,  $\phi_{12}(i)$ ,  $\phi_{21}(i)$  ja  $\phi_{22}(i)$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots$  kutsutaan impulssivastefunktioksi (*impulse response function*). Impulssivastefunktioiden piirtäminen on kätevä tapa esittää visuaalisesti, kuinka shokit vaikuttavat tarkasteltavien sarjojen kehitykseen yli ajan. (Enders 2004, 274.)

Impulssivastefunktioiden määrittäminen edellyttää, että VAR-mallin rakenteeseen asetetaan joitakin rajoituksia. Eräs mahdollisuus on käyttää Choleskin dekomponointia, jonka mukaan kahden muuttujan tapauksessa muuttujalla  $Y_t$  ei ole samanaikaista vaikutusta muuttujan  $Z_t$  arvoon.

Formaalisti tämä rajoitus toteutetaan asettamalla VAR-mallin rakennemuodossa (4.12) kerroin  $b_{21}$  nolllaksi. Tällöin virhetermit voidaan muodostaa seuraavasti

$$\begin{aligned} e_{1t} &= \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}, \\ e_{2t} &= \varepsilon_{zt}. \end{aligned} \tag{4.20}$$

Choleskin dekomponointi pakottaa malliin tiettyä epäsymmetriaa. Shokki  $\varepsilon_{zt}$  vaikuttaa samanaikaisesti molempien muuttujien arvoon, mutta shokki  $\varepsilon_{yt}$  vaikuttaa samanaikaisesti ainoastaan muuttujan  $Y_t$  arvoon. Tästä epäsymmetriasta johtuen muuttujan  $Z_t$  sanotaan kausaalisesti edeltävän muuttujaa  $Y_t$ . (Enders 2004, 274–275.)

#### 4.6 Yhteisintegraatio

Edellä luvussa 4.1 todettiin, että OLS-menetelmä saattaa johtaa epästationaaristen muuttujien tapauksessa näennäisregressioon. On kuitenkin olemassa tärkeä erikoistapaus, jossa OLS-menetelmän käyttökelpoisuus palautuu. Tässä erikoistapauksessa epästationaariset muuttujat ovat yhteisintegroituneita (*cointegrated*).

Tarkastellaan kahta epästationaarista muuttujaa  $Y_t$  ja  $Z_t$ . Määritelmän mukaan muuttujat  $Y_t$  ja  $Z_t$  ovat yhteisintegroituneita, jos niistä voidaan muodostaa lineaarikombinaatio  $x_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 Z_t$ , joka on stationaarinen eli  $I(0)$ . Muuttujien yhteisintegraatio tarkoittaa sitä, että niiden välillä on pitkän aikavälin tasapainorelaatio, johon muuttujien arvot pyrkivät palaamaan epätasapainotilanteessa. Toisin sanoen yhteisintegroituneiden muuttujien stokastisilla trendeillä on jotain yhteistä ja siten sarjat eivät voi liikkua tai kehittyä toisistaan riippumattomina. Jos muuttujat  $Y_t$  ja  $Z_t$  eivät ole yhteisintegroituneita, niin niiden lineaarikombinaatio  $x_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 Z_t$  on epästationaarinen eli  $I(1)$ . Tässä tapauksessa muuttujat ajautuvat toisistaan riippumattomasti ajan kuluessa. (Enders 2004, 319; Maddala ym. 2002, 26; Verbeek 2004, 314.)

#### 4.6.1 Engle–Granger -menetelmä

Yhteisintegraatiota voidaan testata Englen ja Grangerin (1987) kehittämän menetelmän avulla. Menetelmän ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan muuttujien pitkän aikavälin tasapainorelaatio

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Z_t + \varepsilon_t. \quad (4.21)$$

Yhtälön (4.21) residuaaleja kutsutaan tasapainovirheiksi, koska ne kuvaavat muuttujien poikkeamia niiden pitkän aikavälin tasapainorelaatiosta. Jotta pitkän aikavälin tasapainorelaatio olisi järkevä, täytyy tasapainovirheiden olla tilapäisiä eli stationaarisia. Tätä tutkitaan suorittamalla yhtälön (4.21) estimoinnista saaduille OLS residuaaleille  $e_t$  laajennettu Dickey–Fuller-yksikköjuuritestillä

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta e_{t-i+1} + u_t. \quad (4.22)$$

Jos nollihypoteesia  $\gamma = 0$  ei voida hylätä Englen ym. (1987) laskemien kriittisten arvojen perusteella, niin residuaalisarja  $e_t$  sisältää yksikköjuuren. Tällöin muuttujat  $Y_t$  ja  $Z_t$  eivät ole yhteisintegroituja, vaan niiden välinen riippuvuus on seurausta näennäisregressiosta. Sen sijaan, jos nollihypoteesi voidaan hylätä, niin residuaalisarja on stationaarinen. Tässä tapauksessa muuttujat  $Y_t$  ja  $Z_t$  ovat yhteisintegroituja eli niiden välillä on pitkän aikavälin tasapainorelaatio. (Enders 2004, 336; Verbeek 2004, 314–316.)

Grangerin esitysteoreeman (*Granger representation theorem*) perusteella muuttujien yhteisintegraatio implikoi virheenkorjausmallin olemassaolon. Engle–Granger -menetelmän toisessa vaiheessa estimoidaan virheenkorjausmalli

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha_1 + \alpha_y e_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_{yt}, \\ \Delta Z_t &= \alpha_2 + \alpha_z e_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_{zt}, \end{aligned} \quad (4.23)$$

missä  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  ovat valkoisen kohinan prosesseja,  $e_t$  on OLS residuaali yhtälöstä (4.21) ja  $\alpha_y$  sekä  $\alpha_z$  ovat sopeutumisparametreja. Virheenkorjausmallin mukaan muuttujan  $Y_t$  muutoksia



voidaan selittää sen omilla viivästetyillä muutoksilla, muuttujan  $Z_t$  viivästetyillä muutoksilla sekä edellisen periodin tasapainovirheellä  $e_{t-1}$ . (Enders 2004, 337; Pfaff 2006, 42–43.)

Sopeutumisparametrit  $\alpha_y$  ja  $\alpha_z$  kuvaavat sopeutumisenopeutta kohti tasapainorelaatiota: mitä suurempi kerroin, sitä enemmän muuttuja reagoi edeltävän periodin tasapainopoikkeamaan. Kertoimen  $\alpha_y$  täytyy olla negatiivinen ja kertoimen  $\alpha_z$  positiivinen, jotta systeemi sopeutuisi kohti pitkän aikavälin tasapainorelaatiota (Pfaff 2006, 42–43). Yleisesti ottaen yhteisintegroivan systeemin molemmat muuttujat reagoivat tasapainopoikkeamiin eli molemmat sopeutumisparametrit eroavat nolasta. On kuitenkin mahdollista, että toinen sopeutumisparametreista on nolla. Esimerkiksi, jos kerroin  $\alpha_y$  on nolla, niin muuttuja  $Y_t$  ei reagoi poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainorelaatiosta ja muuttuja  $Z_t$  hoitaa kaiken sopeutumisen. Tässä tapauksessa muuttujan  $Y_t$  sanotaan olevan heikosti eksogeeninen (*weak exogeneity*). (Enders 2004, 333–334.)

Granger-kausalisuuden testaaminen yhteisintegroituneessa systeemissä eroaa tavanomaisesta menettelystä. Yhteisintegroituneessa systeemissä muuttuja  $Y_t$  ei ole Granger-kausallinen muuttujaan  $Z_t$  nähden, jos sen viivästetyt arvot  $\Delta Y_{t-i}$  eivät esiinny muuttujan  $\Delta Z_t$  yhtälössä ja jos  $Z_t$  ei reagoi poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainorelaatiosta. Toisin sanoen muuttujan  $Z_t$  täytyy olla heikosti eksogeeninen. Edellä todettiin, että yhteisintegroituneessa systeemissä ainakin toisen muuttujan on reagoitava tasapainopoikkeamiin eli ainakin toinen kertoimista  $\alpha_y$  ja  $\alpha_z$  eroaa nolasta. Tällöin kahden yhteisintegroituneen muuttujan tapauksessa ainakin yksi muuttuja on Granger-kausallinen toiseen nähden. (Enders 2004, 333–334; Pfaff 2006, 42–43.)

Lütkepohl ja Reimers (1992) osoittivat, että yhteisintegroituneessa systeemissä voidaan hyödyntää impulssivastefunktioita tutkittaessa muuttujien välisiä riippuvuussuhteita. Impulssivastefunktion muoto voi indikoida, onko muuttujien dynaaminen reagointi sopusoinnussa teorian kanssa. Koska yhtälöryhmän (4.23) kaikki muuttujat ovat stationaarisia, niin muuttujien  $\Delta Y_t$  ja  $\Delta Z_t$  impulssivasteiden tulisi konvergoitua noltaan.

Enders (2004, 347–348) toteaa, että Engle–Granger -menetelmä on yksinkertainen toteuttaa, mutta siihen liittyy useita merkittäviä puutteita. Ensinnäkin pitkän aikavälin tasapainorelaation eli yhtälön (4.21) estimointi edellyttää, että tutkija valitsee yhden muuttujan yhtälön vasemmalle puolelle

selitettäväksi. Selitettävän muuttujan valinta saattaa vaikuttaa testitulokseen. Tämä on hyvin epätoivottava ominaisuus, koska yhteisintegraatiotestien tuloksen ei pitäisi riippua siitä, minkä muuttujan suhteen normalisointi tehdään. Toisaalta ongelmia aiheuttaa Engle–Granger -menetelmän perustuminen kaksivaiheiseen estimaattoriin. Aluksi luodaan OLS residuaalit  $e_t$ , joita käytetään Dickey–Fuller-yksikköjuuritestissä. Kaikki residuaalien muodostamisessa tehdyt virheet periytyvät yksikköjuuritesteihin, jolloin testitulokset ja niiden perusteella tehtävät johtopäätökset vääristyvät.

#### 4.6.2 Johansenin menetelmä

Johansen (1988) ja Johansen & Juselius (1990) kehittivät vaihtoehdoisen menetelmän yhteisintegraation testaamiseen. Tämä Johansenin menetelmä perustuu suurimman uskottavuuden - estimointimenetelmään ja sen avulla voidaan välttää kaksivaiheiseen menettelyyn liittyvät ongelmat. Johansenin menetelmän avulla voidaan estimoida ja testata usean yhteisintegroituuusvektorin olemassaoloa.

Johansenin menetelmän lähtökohtana on  $n:n$  muuttujan VAR-malli

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.24)$$

Vähennetään termi  $X_{t-1}$  yhtälön (4.24) molemmilta puolilta, jolloin saadaan

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= (A_1 - I) X_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (4.25)$$

missä  $X_t$  ja  $\varepsilon_t$  ovat  $(n \times 1)$ -vektoreita,  $A_1$  on  $(n \times n)$ -parametrimatriisi,  $I$  on  $(n \times n)$ -identiteettimatriisi ja  $\Pi$  on  $(A_1 - I)$ . (Enders 2004, 348.)

Yhtälöä (4.25) voidaan yleistää usealla tavalla. Yhtälöön voidaan lisätä esimerkiksi vakiotermi (*drift*), jolloin havainnot generoiva prosessi voi sisältää lineaarisen trendin. Vakiotermi lisätään silloin, kun muuttujilla on taipumus kasvaa tai pienentyä ajan kuluessa. Toisaalta yhtälöä (4.25) voidaan laajentaa lisäämällä siihen viivästettyjä differenssejä, jolloin sallitaan korkeamman kertaluvun autoregressiivinen prosessi. (Enders 2004, 349–352.)

Yhteisintegroituvuusvektorien lukumäärä saadaan selville tarkastelemalla matriisin  $\Pi$  karakterististen juurten tilastollista merkitsevyyttä. Matriisin aste (*rank*) on sama kuin sen nolasta eroavien karakterististen juurten lukumäärä. Toisin sanoen matriisin  $\Pi$  aste kertoo siis yhteisintegroituvuusvektorien lukumäärän. Jos matriisin  $\Pi$  aste on nolla eli yksikään sen karakteristisista juurista ei eroa tilastollisesti merkitsevästi nolasta, niin kaikki muuttujat ovat yksikköjuuriprosesseja. Koska yksikään lineaarikombinaatio ei ole stationaarinen, niin muuttujat eivät ole yhteisintegroituja. Toisaalta, jos matriisin aste on  $n$  eli se on täysi asteinen, niin kaikki muuttujat ovat stationaarisia. Tällöin kyseessä on stationaarinen tasomalli. Näiden kahden ääritapauksen välissä on tilanne, jossa matriisin  $\Pi$  aste on  $1 \leq r < n$ . Tällöin on olemassa  $r$  yhteisintegroituvuusvektoria. (Enders 2004, 352.)

Nolasta eroavien karakterististen juurten lukumäärää voidaan tutkia seuraavien  $\lambda_{trace}$  - ja  $\lambda_{max}$  - testisuureiden avulla

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (4.26)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (4.27)$$

missä  $T$  on havaintojen lukumäärä ja  $\hat{\lambda}$  on karakteristisen juuren estimaatti. (Enders 2004, 352–353.)

Ensimmäisen  $\lambda_{trace}$ -testisuureen avulla voidaan testata nollahypoteesia, jonka mukaan yhteisintegroituvuusvektoreita on enintään  $r$  kappaletta. Vaihtoehtoisen hypoteesin mukaan yhteisintegroituvuusvektoreita on enemmän kuin  $r$  kappaletta. Tämän testin vaihtoehtoinen hypoteesi on siis hyvin yleinen, eikä sen perusteella voida päätellä yhteisintegroituvuusvektorien tarkkaa lukumäärää. Yhteisintegroituvuusvektorien tarkka lukumäärä voidaan selvittää  $\lambda_{max}$ -testisuureen avulla. Tämän testisuureen nollahypoteesina on  $r$  kappaletta yhteisintegroituvuusvektoreita ja vaihtoehtoisena hypoteesina  $r + 1$  kappaletta. Molemmissa testeissä nollahypoteesi hylätään, jos estimoinnin perusteella laskettu testisuureen arvo on suurempi kuin kriittinen arvo. (Enders 2004, 353.)

## 5. Empiirinen tarkastelu

### 5.1 Aineisto

Tutkielman empiirisessä osiossa tarkastellaan öljyn hinnan ja USA:n dollarin välistä riippuvuutta joulukuusta 1978 kesäkuuhun 2009. Tarkasteltava aineisto on kuukausiaineisto ja se sisältää 367 havaintoa. Tutkimuksessa käytettävä aikaväli valittiin mahdollisimman pitkäksi, jotta muuttujien välisestä riippuvuudesta voidaan tehdä luotettavia johtopäätöksiä ja jotta voidaan tutkia mahdollisia rakennemuutoksia.

#### 5.1.1 Reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi

Öljyn hinnan ja dollarin arvon välistä riippuvuutta voidaan tutkia usean erilaisen valuuttakurssin avulla. Tarkastelussa täytyy tehdä valinta reaalisen ja nimellisen sekä kahdenkeskisen että efektiivisen valuuttakurssin välillä. Valuuttakurssikirjallisuudessa muuttujien välistä suhdetta tutkitaan yleensä dollarin reaalisen efektiivisen valuuttakurssin avulla. Tämä tutkielma eroaa valuuttakurssikirjallisuuden valtavirrasta, koska tutkielmassa tarkastellaan reaalista euro–dollari-valuuttakurssia. Tätä tarkasteltavan valuuttakurssin valintaa voidaan perustella usealla tavalla. Ensinnäkin luvussa 3 esitetyt portfoliomallit – kolmen maan-malli ja neljän maan-malli – perustuvat euro–dollari-valuuttakurssiin. Toisaalta on kiinnostavaa tarkastella, miten öljyn hinnanmuutokset vaikuttavat tämän nimenomaisen valuuttaparin liikkeisiin.

Estimoinneissa käytetään logaritmoitua reaalista euro–dollari-valuuttakurssia, joka muodostetaan seuraavasti

$$re_t = s_t - (EUROcpi_t - USAcpi_t), \quad (5.1)$$

missä  $s_t$  = logaritmoitu nimellinen euro–dollari-valuuttakurssi,

$EUROcpi_t$  = euroalueen logaritmoitu kuluttajahintaindeksi ja

$USAcpi_t$  = USA:n logaritmoitu kuluttajahintaindeksi.

Yhtälössä (5.1) esiintyvä nimellinen valuuttakurssi on määritelty siten, että se kertoo yhdellä dollarilla saatavien eurojen lukumäärän. Nimellinen valuuttakurssi on päivärvojen kuukausittainen keskiarvo ja sen lähde on St. Louis FED:n FRED aikasarjätietokanta. Euro otettiin käyttöön tilivaluuttana 1. tammikuuta 1999. Ennen tätä euro–dollari-valuuttakurssi on laskettu painotettuna keskiarvona euroalueeseen kuuluvien maiden valuutoista. USA:n kuluttajahintaindeksi on kaikkien hyödykkeiden hintakehitystä kuvaava kausitasoittamaton kuluttajahintaindeksi. USA:n kuluttajahintaindeksin perusvuosi on tammikuu 1990, jolloin se saa arvon 100. Sarjan lähde on St. Louis FED:n FRED aikasarjätietokanta. Euroalueelta ei ollut saatavissa valmista kuluttajahintaindeksiä, joka kattaisi tarkasteltavan aikavälin. Tästä johtuen euroalueen kuluttajahintaindeksi laskettiin painotettuna keskiarvona yksittäisten jäsenmaiden<sup>4</sup> kausitasoittamattomista kuluttajahintaindekseistä. Painoina käytettiin maan osuutta koko euroalueen bruttokansantuotteesta. Jäsenvaltioiden kuluttajahintaindeksien ja bruttokansantuotteiden lähde on OECD:n Main Economic Indicators julkaisu. Euroalueen kuluttajahintaindeksin perusvuodeksi määriteltiin tammikuu 1990, jolloin sarja saa arvon 100. Euroalueen ja USA:n kuluttajahintaindeksien kuvaajat esitetään liitteessä 2.

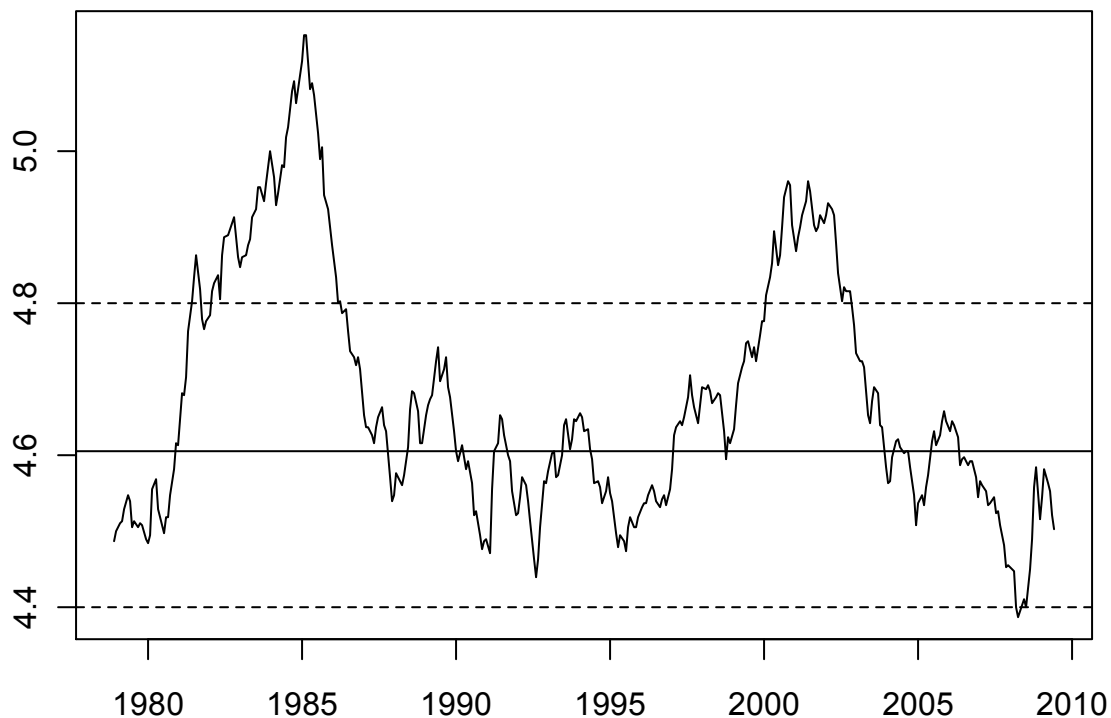
Logaritmoidun reaalian valuuttakurssin perusvuosi on tammikuu 1990, jolloin sen arvo on logaritmi sadasta eli 4,605. Tämä arvo kuvaa suhteellisen ostovoimapariteetin mukaista tasapainovaluuttakurssia. Logaritmoitu reaalin valuuttakurssi on määritelty siten, että sen kasvu tarkoittaa dollarin vahvistumista euroon verrattuna. Jos reaalin valuuttakurssi on tammikuun 1990 määrittämän tasapainotason yläpuolella, niin dollari on yliarvostettu suhteellisen ostovoimapariteettiteorian perusteella. Toisaalta, jos reaalin valuuttakurssi on tasapainotason alapuolella, niin dollari on aliarvostettu euroon verrattuna. Kuten luvussa 2.1.3 todettiin, suhteellisen ostovoimapariteetin perusteella tehtävät päätelmät valuutan yli- ja aliarvostuksesta ovat hyvin herkkiä perusvuoden valinnalle. Herkkyys aiheutuu siitä, että valuuttakurssi ei välttämättä ole perusvuonna tasapainotasolla, vaan se voi olla jo silloin yli- tai aliarvostettu.

Kuviossa 1 esitetään logaritmoidun reaalian euro–dollari-valuuttakurssin kehitys joulukuusta 1978 kesäkuuhun 2009. Ostovoimapariteettiteorian mukaista tasapainovaluuttakurssia kuvaa vaakasuora

---

<sup>4</sup> Jäsenmaat: Alankomaat, Belgia, Espanja, Irlanti, Italia, Itävalta, Kreikka, Luxemburg, Portugali, Ranska, Saksa ja Suomi. Euroalueen kuluttajahintaindeksiä laskettaessa ei siis huomioitu Kyprosta, Maltaa, Slovakiaa ja Sloveniaa. Lasketun kuluttajahintaindeksin ja EKP:n harmonisoidun kuluttajahintaindeksin (HICP) korrelaatio on 0,9988 aikavälillä tammikuu 1990 kesäkuu 2009.

viiva ja katkoviivat kuvaavat 20 prosentin poikkeamaa tasapainotasosta. Kuviosta 1 voidaan tehdä useita mielenkiintoisia havaintoja. Ensinnäkin reaalin valuuttakurssi vaihtelee merkittävästi lyhyellä aikavälillä, joten se ei ole jatkuvasti ostovoimapariteettiteorian mukaisella tasapainotasolla. Toisaalta reaalin valuuttakurssin arvo on vaihdellut suurimman osan ajasta katkoviivojen välisellä alueella eli poikkeamat tasapainotasosta ovat yleensä pienempiä kuin 20 prosenttia. Jos reaalin valuuttakurssi on poikennut enemmän kuin 20 prosenttia tasapainotasosta, niin se on palannut suhteellisen nopeasti katkoviivojen väliselle alueelle. Toisin sanoen suuret poikkeamat tasapainotasosta ovat olleet lyhytaikaisia. Tämä havainto tukee luvussa 2 esitettyä reaalin valuuttakurssin epälineaarista tulkintaa. Kuvion 1 perusteella dollari on ollut huomattavasti yliarvostettu vuosina 1983–1986 ja 2000–2002. Toisaalta dollari on ollut aliarvostettu 1990-luvun alkupuolella sekä vuosina 2007–2008.



KUVIO 1. Logaritmoitu reaalin euro–dollari-valuuttakurssi (1990:1 =  $\log(100)$ ).

Taulukossa 1 esitetään logaritmoidun reaalin euro–dollari-valuuttakurssin keskeiset tunnusluvut aikaväliltä 1978:12–2009:6. Logaritmoidun reaalin valuuttakurssin keskiarvo on 4,675. Sarjan vaihtelu on hyvin suurta, sillä sen keskihajonta on 0,162. Vaihtelun suuruutta kuvaa myös se, että sarjan minimiarvo on 4,387 ja maksimiarvo 5,153. Taulukossa 1 esitetyn Shapiro–Wilk-testin

avulla voidaan tutkia logaritmoidun reaalisin euro–dollari-valuuttakurssin normaalijakautuneisuutta. Testitulos hylkää nollahypoteesin normaalijakaumasta jopa yhden prosentin merkitsevyystasolla.

TAULUKKO 1. Reaalisin euro–dollari-valuuttakurssin tunnusluvut (1978:12–2009:6).

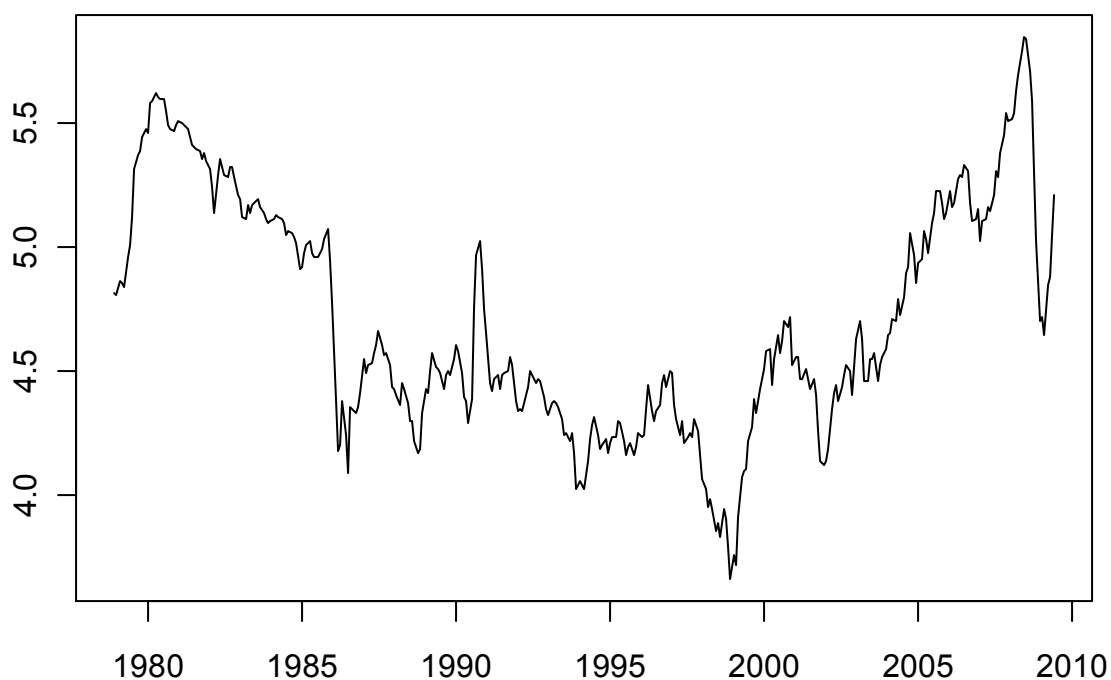
Keskiarvo	Minimi	Maksimi	Keskihajonta	Shapiro–Wilk
4,675	4,387	5,153	0,162	0,930***

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

### 5.1.2 Reaalinen öljyn hinta

Öljyn hintasarjana käytetään West Texas Intermediate (WTI) sarjaa, joka kuvaa öljytynnyrin kuukaussittaista keskihintaa USA:n dollareissa ilmaistuna. Öljyn hintasarjan lähde on St. Louis FED:n FRED aikasarjatietokanta. Reaalinen öljyn hintasarja saadaan deflatoimalla nimellinen öljyn hinta USA:n kuluttajahintaindeksillä. Tämän reaalisin öljyn hinnan perusvuosi on tammikuu 1990, jolloin se saa arvo 100. Jatkotarkasteluissa käytetään logaritmoitua reaalista öljyn hintaa, jonka kehitys joulukuusta 1978 kesäkuuhun 2009 esitetään kuviossa 2.

Kuviosta 2 voidaan helposti erottaa tapahtumat, jotka ovat aiheuttaneet merkittäviä muutoksia öljyn hinnassa. Ensimmäinen merkittävä tapahtuma oli vuoden 1979 öljyshokki, joka aiheutui Iranin vallankumouksesta. Tämä vallankumous vähensi tilapäisesti Iranin öljyntuotantoa, jonka seurauksena öljyn hinta nousi erittäin voimakkaasti. Toisaalta kuviossa 2 erottuu öljyn hinnan romahtaminen vuonna 1986. Tämä romahdus aiheutui, kun Saudi-Arabia muutti tuotantostrategiaansa ja kasvatti öljyntuotantonsa yli kaksinkertaiseksi. Persianlahden sota oli 1990-luvun alun merkittävin tapahtuma öljymarkkinoilla, koska se aiheutti huomattavan öljyn hinnannousun vuonna 1991. Sodan vaikutus oli kuitenkin hyvin lyhytaikainen ja öljyn hinta palasi nopeasti alkuperäiselle tasolle. Öljyn reaalinen hinta saavutti kaikkien aikojen alhaisimman arvonsa Aasian valuuttakriisistä johtuen vuonna 1998. Aasian valuuttakriisin jälkeen öljyn hinta nousi erittäin voimakkaasti usean vuoden ajan, kunnes se saavutti uuden ennätystasonsa kesällä 2008. Tämän jälkeen öljyn hinta romahti kansainvälisen rahoituskriisin ja vähentyneen kysynnän seurauksena. (Breitenfellner ym. 2008, 104–107.)



KUVIO 2. Logaritmoitu reaalinen öljyn hinta (1990:1 = log(100)).

Taulukossa 2 esitetään logaritmoidun reaalinen öljyn hinnan keskeiset tunnusluvut. Taulukon perusteella öljyn hinnanvaihtelu on ollut merkittävää, sillä keskihajonta on peräti 0,469. Shapiro–Wilk-testi hylkää nollahypoteesin normaalijakaumasta jopa yhden prosentin merkitsevyystasolla.

TAULUKKO 2. Logaritmoidun reaalinen öljyn hinnan tunnusluvut (1978:12–2009:6).

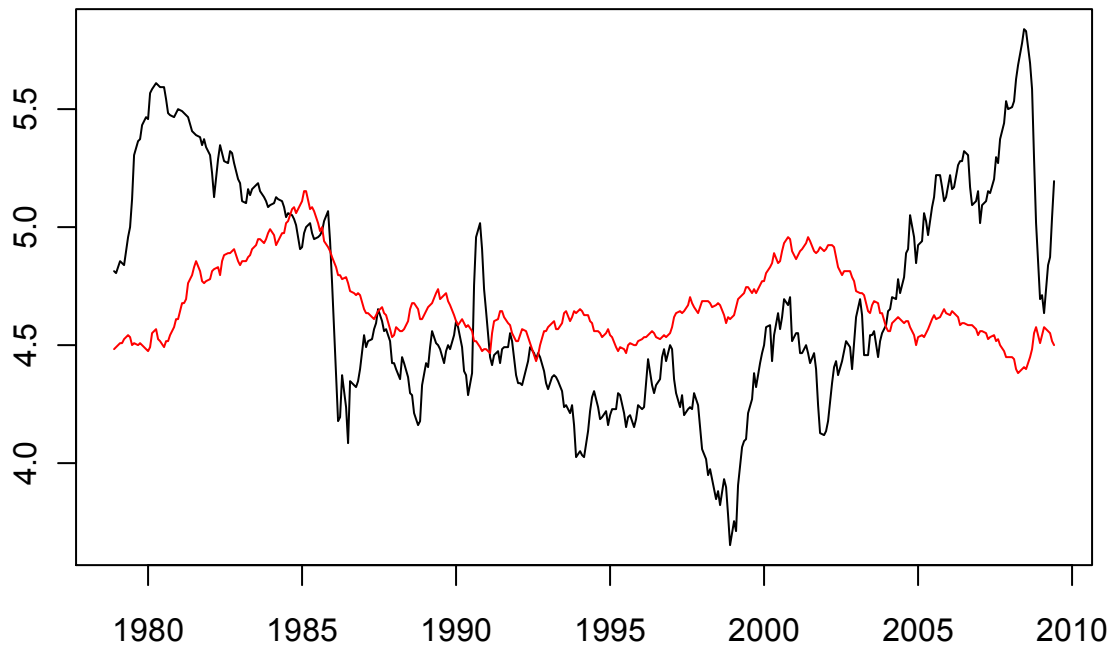
Keskiarvo	Minimi	Maksimi	Keskihajonta	Shapiro–Wilk
4,702	3,657	5,842	0,469	0,957***

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.



### 5.1.3 Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin yhteisliikkeiden alustava tarkastelu

Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin yhteisliikkeiden tutkimiseksi on aluksi hyödyllistä piirtää molemmat muuttujat samaan kuvioon. Näin on tehty kuviossa 3, jossa punainen viiva kuvaa logaritmoitua reaalista euro–dollari-valuuttakurssia ja musta viiva logaritmoitua reaalista öljyn hintaa.



KUVIO 3. Reaalinen öljyn hinta ja reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi (1978:12–2009:6).

Kuvion perusteella voidaan tehdä useita johtopäätöksiä. Ensinnäkin öljyn hinta on volatiilimpi eli se vaihtelee enemmän kuin euro–dollari-valuuttakurssi. Taulukot 1 ja 2 vahvistavat tämän visuaalisen havainnon. Taulukoiden mukaan öljyn hinnan keskihajonta on 0,469, joka on huomattavasti suurempi kuin euro–dollari-valuuttakurssin keskihajonta 0,162.

Coudert ym. (2008, 10) ovat havainneet, että öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin vaihtelun suuruus saattaa vaikuttaa muuttujien riippuvuussuhteeseen. Kuvion 3 perusteella näyttää siltä, että molemmat muuttujat kehittyvät samansuuntaisesti silloin, kun muuttujien keskimääräinen vaihtelu on vähäistä. Esimerkiksi vuosina 1986–1997 öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin välillä näyttäisi olevan positiivinen ja suhteellisen vakaa riippuvuus. Toisaalta valuuttakurssimuutosten ollessa tavanomaista suurempia, riippuvuusuhde näyttäisi muuttuvan negatiiviseksi. Tätä ilmiötä

havainnollistaa hyvin 1980-luvun alku, jolloin dollarin voimakkaaseen vahvistumiseen liittyi öljyn hinnanlasku. Näiden havaintojen perusteella öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuuden suunta ei ole yksikäsitteinen, vaan se näyttäisi riippuvan tarkasteltavasta periodista. Lisäksi kuvio 3 viittaa siihen, että öljyn hinnanmuutokset edeltävät euro–dollari-valuuttakurssin muutoksia. Toisin sanoen kausaalisuus näyttää menevän öljyn hinnasta valuuttakurssiin.

Breitenfellner ym. (2008, 104) toteavat, että aikaväli 1978:12–2009:6 voidaan jakaa kolmeen keskeiseen alaperiodiin, joiden avulla saadaan lisätietoa muuttujien riippuvuussuhteesta. Nämä alaperiodit voidaan erottaa öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin korrelaation muutosten sekä volatiliteetin perusteella. Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin korrelaatio koko tarkasteluajanjakson aikana on vain 0,013, mutta taulukon 3 perusteella korrelaation suuruus ja etumerkki vaihtelevat huomattavasti eri alaperiodien välillä.

TAULUKKO 3. Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin korrelaatio alaperiodien aikana.

Aikaväli	Keskeinen elementti	Volatiliteetti	Korrelaatio
1978:12–1984:12	Öljyn tarjontashokki	Korkea	-0,369
1985:1–1998:12	Opecin romahdus	Alhainen	0,431
1999:1–2009:6	Kireä öljyntarjonta	Korkea	-0,741

Ensimmäiseen alaperiodiin 1978:12–1984:12 yhdistetään vuonna 1979 tapahtunut öljyn tuotantoshokki. Tämän alaperiodin aikana öljyn hinta oli hyvin korkea ja dollari vahvistui reaalisesti euroon verrattuna. Muuttujien korrelaatio oli -0,369 ja volatiliteetti korkea. Toista alaperiodia 1985:1–1998:12 kuvaa öljyn hinnan romahtaminen ja heikko dollari. Öljyn hinnan romahtaminen johtui Saudi-Arabian merkittävästä tuotannon lisäyksestä. Toisen alaperiodin aikana muuttujien korrelaatio oli 0,431 ja volatiliteetti alhainen. Viimeisellä alaperiodilla 1999:1–2009:6 kehittyvien talouksien voimakas öljyn kysynnän kasvu kiristi öljymarkkinoiden tilannetta. Öljyntuottajamaat eivät kyenneet ennustamaan Aasian maiden nopeaa toipumista valuuttakriisistä. Toisaalta 1990-luvun alhainen öljyn hinta vähensi investointeja öljyntuotantoon. Yhdessä nämä kaksi tekijää johtivat riittämättömään öljyntuotantoon ja öljyn hinnannousuun. Viimeisellä periodilla muuttujien korrelaatio oli -0,741 ja volatiliteetti korkea. (Breitenfellner ym. 2008, 105–106.)

## 5.2 Muuttujien stationaarisuus

Ennen varsinaisen empiirisen analyysin suorittamista on syytä tutkia muuttujien stationaarisuutta. Tässä tutkielmassa noudatetaan Amanon ym. (1992) suosittamaa menettelytapaa eli suoritetaan sekä ADF-, PP- että KPSS-testit. Tämän menettelytavan avulla saadaan mahdollisimman hyvä käsitys muuttujien aikasarjaominaisuuksista. ADF-testin viivepituuden valinnassa käytetään Hallin (1994) suosittamaa yleisestä yksinkertaiseen -menettelytapaa. Luvussa 4.2.1 todettiin, että tämä menettelytapa on suositeltavampi oikean viivepituuden valinnassa kuin Akaiken ja Bayesin informaatiokriteerit. Viivepituuden alkuarvoksi  $p_{\max}$  valitaan 13 viivettä, koska se on tyypillinen arvo muissa vastaavissa kuukausittaista aineistoa hyödyntävissä aikasarjatutkimuksissa. ADF-testin yhtälömuoto valitaan Doladon ym. (1990) suosittelman menettelytavan perusteella. Molempien muuttujien kohdalla sekä vakio-termi että trendi osoittautuvat tilastollisesti merkitsemättömiksi, jolloin ADF-testissä käytetään kaikkein yksinkertaisinta yhtälömuotoa. Testien lopputulokset ja käytettävä viivepituus esitetään taulukossa 4. ADF-testin perusteella nollahypoteesia yksikköjuuresta ei voida hylätä kummankaan muuttujan kohdalla edes 10 %:n merkitsevyystasolla.

TAULUKKO 4. Yksikköjuuritestit (1978:12–2009:6).

Muuttuja	ADF viiveet	ADF t-testisuure	PP t-testisuure	KPSS
Reaalinen valuuttakurssi	1	-0,089	-2,153	0,715**
Reaalinen öljyn hinta	1	0,003	-1,719	1,357***

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Phillips–Perron-testissä käytetään Z-tau muotoa ja virhetermin autokorrelaation korjaamisessa käytetään pitkää viivepituutta. Phillips–Perron-testiin liittyvä t-arvo esitetään taulukossa 4. Tämän t-arvon perusteella nollahypoteesia yksikköjuuresta ei voida hylätä kummankaan muuttujan kohdalla.

ADF- ja PP-testien tuloksia on syytä täydentää KPSS-testillä, koska siinä testattavana nollahypoteesina on muuttujan stationaarisuus. KPSS-testistä käytetään sitä versiota, jossa nollahypoteesina on stationaarisuus vakio tason ympärillä. KPSS-testin perusteella nollahypoteesi stationaarisuudesta hylätään reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin kohdalla 5 %:n merkitsevyystasolla ja reaalisen öljyn hinnan kohdalla 1 %:n merkitsevyystasolla. Kolmen edellä esitetyn yksikköjuuritestin tulokset voidaan tiivistää toteamalla, että logaritmoitu reaalinen öljyn hinta ja logaritmoitu reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi ovat epästationaarisia muuttujia.

Yksikköjuuritestien perusteella voidaan tehdä päätelmiä luvussa 2 esitetyn ostovoimapariteettiteorian paikkansapitävyydestä. Ostovoimapariteettiteoria edellyttää, että reaalin valuuttakurssi palaa pitkällä aikavälillä tasapainotasolleen. Toisin sanoen reaalin valuuttakurssin täytyy olla stationaarinen muuttuja. Yksikköjuuritestien perusteella reaalin euro–dollari-valuuttakurssi on kuitenkin epästationaarinen muuttuja. Tämä tulos on todiste pitkän aikavälin ostovoimapariteettiteoriaa vastaan.

### 5.3 Yhteisintegraatiotestit

Empiirisen tarkastelun seuraavassa vaiheessa testataan, onko muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainorelaatiota eli ovatko ne yhteisintegroituneita. Yksinkertaisin tapa yhteisintegraation tutkimisessa on Engle–Granger -menetelmä. Menetelmän lopputulos saattaa riippua selitettävän muuttujan valinnasta, joten testi suoritetaan erikseen molemmille muuttujille. Yhteisintegraatiotestiin liittyvä viivepituus sekä t-arvo esitetään taulukossa 5.

TAULUKKO 5. Engle–Granger yhteisintegraatiotestit (1978:12–2009:6).

Selitettävä muuttuja	Viiveet	t-arvo
Reaalinen valuuttakurssi	1	-2,071
Reaalinen öljyn hinta	1	-2,168

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla. Kriittiset arvot 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasoilla ovat -3,921, -3,350 ja -3,054. Lähde: Enders (2004, 441).

Taulukon 5 tulokset ovat mielenkiintoisia, sillä yhteisintegraatiotestin nollahypoteesia ei voida hylätä kummankaan muuttujan kohdalla. Tämä tarkoittaa sitä, että logaritmoitu reaalin euro–dollari-valuuttakurssi ja logaritmoitu reaalin öljyn hinta eivät ole yhteisintegroituneita tarkasteltavalla aikavälillä.

Yhteisintegraatiota voidaan tutkia myös Johansenin (1988) kehittämän menetelmän avulla. Gonzalon (1994) simulaatiotutkimusten perusteella Johansenin menetelmä havaitsee yhteisintegroivan relaation tehokkaammin kuin yhden yhtälön menetelmät ja vaihtoehtoiset monimuuttujamenetelmät. Johansenin menetelmästä käytetään sitä muotoa, jossa vakioterminä on

sisällytetty yhteisintegroivaan relaatioon. Käytettävä viivepituus valitaan Akaiken informaatiokriteerin avulla, jolloin parhaaksi viivepituudeksi osoittautuu kaksi viivettä. Taulukossa 6 raportoidaan  $\lambda_{\text{trace}}$ - ja  $\lambda_{\text{max}}$ -testisuureiden arvot sekä niiden avulla testattavat hypoteesit. Tilastollisessa päättelyssä käytetään Osterwald-Lenumin (1992) laskemia kriittisiä arvoja.

Johansenin menetelmän perusteella logaritmoitu reaalinen öljyn hinta ja logaritmoitu reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi eivät ole yhteisintegroituneita, koska  $\lambda_{\text{trace}}$ - ja  $\lambda_{\text{max}}$ -testisuureiden avulla ei voida hylätä testattavaa nollahypoteesia. Johansenin menetelmä tuottaa siis saman tuloksen kuin edellä tarkasteltu Engle–Granger -menetelmä. Yhteisintegraatiotestien tulokset voidaan tiivistää toteamalla, että muuttujien välillä ei ole pitkän aikavälin tasapainotasoa, vaan ne kehittyvät toisistaan riippumattomasti.

TAULUKKO 6. Johansenin yhteisintegraatiotestit (1978:12–2009:6).

Trace -testisuureet				Maksimi ominaisarvot			
$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{trace}}$ -testisuure	CV 5 %	$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{max}}$ -testisuure	CV 5 %
$r = 0$	$r > 0$	10,76	19,96	$r = 0$	$r = 1$	5,93	15,67
$r \leq 1$	$r > 1$	4,83	9,24	$r \leq 1$	$r = 2$	4,83	9,24

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Taulukoissa 5 ja 6 esitettyjen yhteisintegraatiotestien tulokset ovat erittäin mielenkiintoisia. Tämän tutkielman tarkoituksena on tarkastella reaalin öljyn hinnan ja reaalin euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhdetta. Yhteisintegraatiotestien perusteella näiden muuttujien välillä ei ole olemassa pitkän aikavälin riippuvuutta. Tämä kyseenalaistaa sekä luvussa 3 esitettyjen teoreettisten mallien että koko tutkimusongelman mielekkyyden.

Yhteisintegraatiotestien tulokset ovat mielenkiintoisia myös siksi, että ne ovat ristiriidassa aikaisempien tutkimustulosten kanssa. Esimerkiksi Amano ja van Norden (1998a, 1998b), Bénassy-Quéré ym. (2007), Chaudhuri ja Daniel (1998) sekä Coudert ym. (2008) ovat todenneet, että reaalin öljyn hinta ja reaalin USA:n dollari ovat yhteisintegroituneita. Näiden tutkimusten perusteella muuttujien välillä on positiivinen pitkän aikavälin riippuvuussuhde. Toisin sanoen aikaisemmat tutkimukset ovat havainneet, että öljyn hinnan noustessa dollarin arvolla on taipumusta vahvistua.

Edellä esitettyjen tulosten ja aikaisempien tutkimusten ristiriitaisuutta voidaan selittää usealla tavalla. Ensinnäkin aikaisemmassa valuuttakurssikirjallisuudessa on tutkittu pääasiassa reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen efektiivisen USA:n dollarin välistä riippuvuutta. Tässä tutkielmassa tarkastellaan reaalista euro–dollari-valuuttakurssia, jonka liikkeet eroavat reaalisen efektiivisen USA:n dollarin liikkeistä. Toisaalta näiden kahden valuuttakurssin muutokset korreloivat hyvin voimakkaasti. Esimerkiksi aikavälillä joulukuu 1978 kesäkuu 2009 valuuttakurssien korrelaatio oli 0,951, joten yhteisintegraatiotestien poikkeavat tulokset eivät todennäköisesti johdu valitusta valuuttakurssista<sup>5</sup>.

Toisaalta poikkeavia tuloksia voidaan selittää tarkasteltavalla aikavälillä. Bénassy-Quéré ym. (2007, 5802) väittävät, että öljyn hinnan ja USA:n dollarin riippuvuussuhde muuttui vuonna 2002. Bénassy-Quéré ym. perustelevat väitettään Kiinan kasvavalla merkityksellä kansainvälisillä öljy- ja valuuttamarkkinoilla. Tätä rakennemuutosta ei ole havaittu aikaisemmissa empiirisissä tutkimuksissa, koska niiden aineistot ulottuvat enimmillään vuoteen 2004. Tämän tutkielman aineisto käsittää havainnot vuoden 2009 kesäkuuhun asti, joten mahdollinen rakennemuutos saattaa vaikuttaa tutkielman yhteisintegraatiotestien tuloksiin. Jos muuttujien välisessä riippuvuussuhteessa on tapahtunut rakennemuutos 2000-luvulla, niin on luonnollista, että tutkielman yhteisintegraatiotestit eivät havaitse yhteisintegroivaa relaatiota.

#### **5.4 Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuus alaperiodien aikana**

Rakennemuutoshypoteesin tutkimiseksi aineisto jaetaan alaperiodeihin Breitenfellnerin ym. (2008, 104) suosittamalla tavalla. Edellä luvussa 5.1.3 esitettiin näiden alaperiodien aikavälit sekä keskeiset ominaisuudet. Alaperiodeille suoritettujen yksikköjuuritestien tulokset raportoidaan liitteessä 3. Näiden tulosten perusteella molemmat muuttujat ovat epästationaarisia jokaisen alaperiodin aikana. Reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin stationaarisuus saa tukea ainoastaan toiselle alaperiodille suoritettusta Phillips–Perron-testistä. Toisaalta sekä ADF- että KPSS-testit viittaavat reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin epästationaarisuuteen, joten todistusaineisto stationaarisuuden puolesta on hyvin heikkoa. Koska muuttujat ovat epästationaarisia, niin niiden välillä voi olla yhteisintegroiva relaatio. Jatkotarkasteluissa yhteisintegroatiota tutkitaan vain

---

<sup>5</sup> Korrelaation laskemisessa käytettävä reaalinen efektiivinen USA:n dollari on painotettu keskiarvo merkittävimmistä valuutoista. Aineistolähde: FED (2010).

Johansenin menetelmän avulla, koska se on osoittautunut tehokkaimmaksi tavaksi havaita yhteisintegroiva relaatio. Johansenin menetelmästä käytetään sitä muotoa, jossa vakiotermin on sisällytetty yhteisintegroituusvektoriin.

#### 5.4.1 Ensimmäisen alaperiodin yhteisintegraatiotestit

Taulukossa 7 esitetään Johansenin menetelmään liittyvät  $\lambda_{\text{trace}}$ - ja  $\lambda_{\text{max}}$ -testisuureet. Näiden testisuureiden perusteella reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin välillä on yksi yhteisintegroituusvektori. Johansenin menetelmän avulla saadaan selville muuttujien pitkän aikavälin tasapainorelaatio, joka voidaan esittää seuraavassa muodossa

$$re_t = 8,76 - 0,75 OILreal_t + \varepsilon_t, \quad (5.2)$$

missä  $re_t$  on logaritmoitu reaalin euro–dollari-valuuttakurssi,  $OILreal_t$  on logaritmoitu reaalin öljyn hinta ja  $\varepsilon_t$  on residuaali. Pitkän aikavälin tasapainorelaation perusteella reaalisen öljyn hinnan noustessa 10 prosentilla, dollari heikkenee reaalisesti euroon verrattuna noin 7,5 prosenttia. On syytä huomata, että ensimmäisen alaperiodin aikana muuttujien vaihtelu on suurta ja riippuvuussuhde negatiivinen. Tämä empiirinen havainto tukee Coudertin ym. (2008, 10) päätelmiä siitä, että reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhde on negatiivinen silloin, kun muuttujien vaihtelu on suurta.

TAULUKKO 7. Johansenin yhteisintegraatiotestit (1978:12–1984:12).

Trace -testisuureet				Maksimi ominaisarvot			
$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{trace}}$ -testisuure	CV 5 %	$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{max}}$ -testisuure	CV 5 %
$r = 0$	$r > 0$	21,83**	19,96	$r = 0$	$r = 1$	16,58**	15,67
$r \leq 1$	$r > 1$	5,25	9,24	$r \leq 1$	$r = 2$	5,25	9,24

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Grangerin esitysteoreeman perusteella yhteisintegroituneille muuttujille voidaan määrittää virhekorjausmalli. Virhekorjausmalli on hyödyllinen työkalu, koska sen avulla voidaan tutkia muuttujien dynaamista sopeutumista kohti pitkän aikavälin tasapainotasoa. Johansenin menetelmän avulla saadut virhekorjausmallin estimointitulokset esitetään taulukossa 8. Nämä

estimointitulokset osoittavat, että virheenkorjaustermi  $\varepsilon_{t-1}$  on negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä öljyn hinnanmuutoksia selittävässä yhtälössä. Virheenkorjaustermin perusteella tasapainovirheestä poistuu noin 12 prosenttia seuraavan periodin aikana, joten sopeutuminen kohti tasapainotasoa on melko nopeaa. Toisaalta myös muuttujien lyhyen aikavälin dynamiikan tarkastelu on mielenkiintoista. Lyhyellä aikavälillä reaalisen öljyn hinnanmuutokset eivät riipu edeltävän periodin öljyn hinnan tai valuuttakurssin muutoksista. Reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin lyhyen aikavälin muutokset riippuvat ainoastaan edeltävän periodin valuuttakurssimuutoksista.

TAULUKKO 8. Virheenkorjausmallin estimointitulokset (1978:12–1984:12).

Selitettävä muuttuja	$\varepsilon_{t-1}$	$\Delta re_{t-1}$	$\Delta OILreal_{t-1}$
$\Delta re_t$	-0,007	0,232*	-0,034
$\Delta OILreal_t$	-0,120***	-0,139	0,106

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat tilastollisesti merkitsevää 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

#### 5.4.2 Ensimmäisen alaperiodin kausaalisuustestit

Virheenkorjausmallin estimoinnin jälkeen on syytä tutkia muuttujien kausaalisuussuhdetta. Amano ym. (1998b, 304) toteavat, että kausaalisuuden tutkiminen on tärkeää, koska sen avulla voidaan tehdä päätelmiä taloudellisesta mekanismista, joka luo pitkän aikavälin riippuvuuden öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin välille. Kausaalisuustestien perusteella voidaan siis tehdä johtopäätöksiä luvussa 3 esitettyjen teoreettisten mallien paikkansapitävyydestä.

Muuttujien kausaalisuutta tarkastellaan kahden testin avulla. Ensimmäisessä vaiheessa testataan niin sanottua pitkän aikavälin kausaalisuutta Johansenin ja Juseliuksen (1990) kehittämällä likelihood ratio-testillä. Tämän eksogeenisuustestin avulla pyritään selvittämään, onko euro–dollari-valuuttakurssi tai öljyn hinta heikosti eksogeeninen muuttuja Englen, Hendryn ja Richardin (1983) määritelmän mukaisesti. Toisin sanoen ensimmäisessä vaiheessa testataan, onko pitkän aikavälin riippuvuus – jota kuvaa residuaali  $\varepsilon_{t-1}$  – tilastollisesti merkitsevä niissä yhtälöissä, joissa selitetään reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin vaihtelua. Taulukossa 9 esitetyt likelihood ratio-testien tulokset osoittavat, että reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi on heikosti eksogeeninen muuttuja. Toisaalta reaalinen öljyn hinta ei ole heikosti eksogeeninen muuttuja. Nämä



tulokset tarkoittavat sitä, että reaalin euro–dollari-valuuttakurssi ei reagoi lainkaan pitkän aikavälin tasapainopoikkeamiin, vaan reaalin öljyn hinta hoitaa kaiken sopeutumisen kohti tasapainotasoa.

TAULUKKO 9. Johansenin eksogeenisuustestit (1978:12–1984:12).

Muuttuja	Testisuure	p-arvo
Reaalin valuuttakurssi	0,12	0,73
Reaalin öljyn hinta	10,81	< 0,000

Toisessa vaiheessa testataan muuttujien Granger-kausalisuutta. On syytä huomata, että Granger-kausalisuuden käsite yhteisintegroituneessa systeemissä eroaa tavanomaisesta. Esimerkiksi öljyn hinta ei ole Granger-kausallinen euro–dollari-valuuttakurssiin nähden, jos öljyn hinnan viivästetyt arvot eivät selitä euro–dollari-valuuttakurssin muutoksia ja jos euro–dollari-valuuttakurssi ei reagoi pitkän aikavälin tasapainopoikkeamiin. Toisin sanoen euro–dollari-valuuttakurssin täytyy olla heikosti eksogeeninen muuttuja. Kahden muuttujan yhteisintegroituneessa systeemissä ainakin toisen muuttujan täytyy reagoida tasapainopoikkeamiin, koska muuten systeemi ei hakeutuisi lainkaan tasapainoon. Tästä syystä johtuen Engle ym. (1987, 259) toteavat, että kahden yhteisintegroituneen muuttujan tapauksessa ainakin toisen muuttujan täytyy olla Granger-kausallinen toiseen nähden.

Granger-kausalisuuden tutkiminen suoritetaan VAR-mallin tasomuodossa. Sims, Stock ja Watson (1990) sekä Toda ja Phillips (1993, 1994) osoittivat, että tavanomaiset Granger-kausalisuustestit ovat käyttökelpoisia VAR-mallin tasomuodossa, kun kahden muuttujan välillä on yksi yhteisintegroiva relaatio. Granger-kausalisuustestien tulokset perustuvat asymptoottisiin approksimaatioihin, joten tilastollisessa päättelyssä käytetään  $\chi^2$ -jakauman kriittisiä arvoja tavanomaisten F-jakauman kriittisten arvojen sijasta<sup>6</sup>. Vastaavaa lähestymistapaa on käytetty useissa aikaisemmissa tutkimuksissa kuten Amano ym. (1998a, 1998b), Bénassy-Quéré ym. (2007) ja Coudert ym. (2008). Granger-kausalisuutta tutkittaessa nollahypoteesina on se, että tarkasteltava muuttuja ei ole Granger-kausallinen toiseen muuttujaan nähden. Nollahypoteesin hylkääminen

<sup>6</sup> Granger-kausalisuustestien tulokset noudattavat asymptoottisesti  $\chi_p^2 / p$ -jakaumaa, missä p on VAR-mallin viivepituus (Sims ym. 1990, 135).

tarkoittaa, että muuttuja on Granger-kausaalinen toiseen muuttujaan nähden. Taulukon 10 perusteella reaalin euro–dollari-valuuttakurssi on Granger-kausaalinen reaaliiseen öljyn hintaan nähden jokaisella viivepituudella. Toisaalta öljyn hinnan viivästetyt arvot eivät auta euro–dollari-valuuttakurssin ennustamisessa ja taulukon 9 perusteella euro–dollari-valuuttakurssi on heikosti eksogeeninen muuttuja. Näiden tietojen perusteella voidaan päätellä, että öljyn hinta ei ole Granger-kausaalinen euro–dollari-valuuttakurssiin nähden.

TAULUKKO 10. Granger-kausalisuustestien p-arvot (1978:12–1984:12).

Suunta	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(6)	VAR(8)	VAR(12)
O → re	0,701	0,795	0,919	0,707	0,711	0,852	0,316
re → O	< 0,000***	0,001***	0,004***	0,001***	0,001***	< 0,000***	0,037**

O → re tarkoittaa kausalisuutta öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssiin.

re → O tarkoittaa kausalisuutta euro–dollari-valuuttakurssista öljyn hintaan.

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Kausalisuustestien avulla voidaan tehdä päätelmiä siitä, mitkä öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhdetta selittävistä malleista ovat kaikkein uskottavimpia. Portfoliomallit ennustavat kausalisuuden menevän öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssin, joten kausalisuustestien tulokset eivät tue näitä malleja. Sen sijaan vaihtoehtoisten mallien – esimerkiksi paikallisen hinnan kanavan ja ostovoimapariteettikanavan – kausalisuusennustukset ovat sopusoinnussa ensimmäisen alaperiodin aineiston kanssa. Kausalisuustestien tulokset ovat mielenkiintoisia myös siksi, että ne ovat vastakkaissuuntaisia visuaalisten havaintojen kanssa. Esimerkiksi kuvion 3 perusteella näyttää siltä, että öljyn hinnanmuutokset edeltäisivät euro–dollari-valuuttakurssin muutoksia.

### 5.4.3 Ensimmäisen alaperiodin impulssivastefunktio

Useat tutkimukset ovat tarkastelleet öljyn hinnan ja USA:n dollarin empiiristä riippuvuutta. On suorastaan hämmästyttävää, että aikaisemmissa tutkimuksissa ei ole tarkasteltu muuttujien riippuvuutta yli ajan. Esimerkiksi Krugmanin (1983) mallissa öljyn hinnannousun vaikutus valuuttakurssikehitykseen saattaa erota lyhyellä ja pitkällä aikavälillä Opec-maiden säästämiskäyttäytymisestä riippuen. Tämän teorian empiirisestä paikkansapitävyydestä saadaan

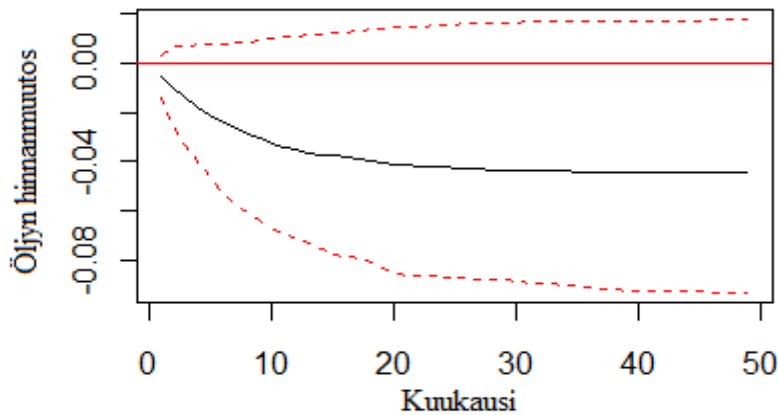
entistä syvällisempi näkemys impulssivastefunktion perusteella. Impulssivastefunktion avulla voidaan selvittää, miten öljyn hintaan tullut shokki vaikuttaa euro–dollari-valuuttakurssiin yli ajan. Krugmanin (1983) kolmen maan-malli ennustaa, että öljyn hinnannousu aiheuttaa dollarin vahvistumisen lyhyellä aikavälillä, mutta heikkenemisen pitkällä aikavälillä. Jos kolmen maan-malli ennustaa oikein muuttujien välistä riippuvuutta, niin impulssivastekäyrän tulisi aluksi nousta, mutta lopulta laskea alkuperäisen arvonsa alapuolelle.

Impulssivastefunktion piirtäminen kahden muuttujan systeemissä edellyttää, että VAR-mallin rakenteeseen asetetaan jokin rajoitus. Yleisin tapa rajoittaa kahden muuttujan VAR-mallia on Choleskin dekomponointi, jossa yhdellä tarkasteltavista muuttujista ei ole samanaikaista vaikutusta toisen muuttujan arvoon. Edeltävien kausaalisuustestien perusteella euro–dollari-valuuttakurssi on heikosti eksogeeninen muuttuja ja toisaalta öljyn hinta ei ole Granger-kausallinen valuuttakurssiin nähden. Tällöin on luonnollista rajoittaa mallin rakennetta siten, että öljyn hintaan tullut shokki ei vaikuta välittömästi euro–dollari-valuuttakurssin arvoon. Tällaisen rajoituksen vallitessa euro–dollari-valuuttakurssiin tullut shokki vaikuttaa samanaikaisesti molempiin muuttujiin, mutta öljyn hintaan tullut shokki vaikuttaa samanaikaisesti ainoastaan öljyn hintaan. Öljyn hintaan tullut shokki vaikuttaa euro–dollari-valuuttakurssiin vasta yhden periodin viiveellä.

Stationaaristen muuttujien tapauksessa impulssivastefunktio määritetään VAR-mallin tasomuodosta. Yhteisintegroituneiden muuttujien tapauksessa ei voida käyttää tavanomaista VAR-mallin tasomuotoa, koska se ei huomioi muuttujien pitkän aikavälin riippuvuussuhdetta. Yhteisintegroituneiden muuttujien pitkän aikavälin tasapainorelaation huomioimiseksi edellä esimoitu virheenkorjausmalli muunnetaan tasomuodon VAR-malliksi ja impulssivastefunktiot määritellään tästä muunnetusta mallista.

Kuvio 4 havainnollistaa visuaalisesti, kuinka logaritmoituun reaaliiseen euro–dollari-valuuttakurssiin tullut pysyvä, yhden keskihajonnan suuruinen shokki vaikuttaa logaritmoidun reaalisen öljyn hinnan aikauraan. Tämä euro–dollari-valuuttakurssin yhden keskihajonnan shokki on suuruudeltaan noin 0,026 eli 2,6 prosenttia. Impulssivastefunktion perusteella dollarin reaali vahvistuminen euroon verrattuna laskee välittömästi öljyn hintaa noin 0,6 prosenttia. Öljyn hinnanlasku jatkuu seuraavien 30 kuukauden ajan, kunnes öljyn hinta asettuu uudelle tasapainotasolleen. Tämä uusi tasapainotaso on noin 4,5 prosenttia alkuperäistä tasoa pienempi, joten euro–dollari-valuuttakurssin muutoksella on pysyvä vaikutus öljyn hintaan. Kuvioon 4

piirretty 95 prosentin luottamusväli osoittaa kuitenkin, että tämä vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä.



KUVIO 4. Ensimmäisen alaperiodin impulssivastefunktio (1978:12–1984:12).

#### 5.4.4 Toisen alaperiodin yhteisintegraatiotestit

Toinen alaperiodi kattaa aikavälin tammikuusta 1985 joulukuuhun 1998. Tälle periodille suoritettun Johansenin menetelmän tulokset esitetään taulukossa 11. Tarkasteltavat  $\lambda_{\text{trace}}$ - ja  $\lambda_{\text{max}}$ -testisuureet viittaavat siihen, että logaritmoitu reaalin öljyn hinta ja logaritmoitu reaalin euro–dollarivaluuttakurssi ovat yhteisintegroituneita toisen alaperiodin aikana. Käytettäessä 10 %:n merkitsevyystasoa,  $\lambda_{\text{trace}}$ -testisuureen perusteella muuttujien välillä on enemmän kuin yksi yhteisintegroituusvektori. Vastaavasti  $\lambda_{\text{max}}$ -testisuure hylkää nollahypoteesin enintään yhdestä yhteisintegroituusvektorista 10 %:n merkitsevyystasolla. Empiirisissä tutkimuksissa käytetään yleensä viiden prosentin merkitsevyystasoa. Tällä merkitsevyystasolla muuttujien välillä on yksi yhteisintegroituusvektori.

TAULUKKO 11. Johansenin yhteisintegraatiotestit (1985:1–1998:12).

Trace -testisuureet				Maksimi ominaisarvot			
$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{trace}}$ -testisuure	CV 5 %	$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{max}}$ -testisuure	CV 5 %
$r = 0$	$r > 0$	30,08***	19,96	$r = 0$	$r = 1$	21,19***	15,67
$r \leq 1$	$r > 1$	8,90*	9,24	$r \leq 1$	$r = 2$	8,90*	9,24

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Toisen alaperiodin aikana öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin pitkän aikavälin tasapainorelaatio on muotoa

$$re_t = 4,85 - 0,06OILreal_t + \varepsilon_t. \quad (5.3)$$

Yhtälö (5.3) implikoi, että öljyn hinnan noustessa 10 prosentilla, dollari heikkenee euroon verrattuna noin 0,6 prosenttia. Tämä pitkän aikavälin riippuvuussuhde on ristiriidassa Coudertin ym. (2008, 10) esittämien väitteiden kanssa. Coudertin ym. havaintojen perusteella muuttujien riippuvuussuhde on positiivinen silloin, kun muuttujien vaihtelu on vähäistä. Toisen alaperiodin aikana sekä öljyn hinnan että valuuttakurssin vaihtelu on vähäistä, mutta tästä huolimatta muuttujien pitkän aikavälin riippuvuussuhde on negatiivinen.

Seuraavaksi määritellään virheenkorjausmalli toiselle alaperiodille. Taulukon 12 perusteella virheenkorjausstermi on tilastollisesti merkitsevä, kun selitetään reaalian valuuttakurssin vaihtelua. Virheenkorjausstermin kerroin on -0,054, joten tasapainovirheestä poistuu noin 5,4 prosenttia seuraavan periodin aikana. Lyhyellä aikavälillä reaalian valuuttakurssin vaihtelu riippuu ainoastaan yhdellä periodilla viivästetystä valuuttakurssimuutoksesta. Toisen yhtälön perusteella virheenkorjausstermi ei ole tilastollisesti merkitsevä, kun selitetään reaalian öljyn hinnan vaihtelua. Virheenkorjausmalli paljastaa, että öljyn hinnanvaihtelu riippuu ainoastaan edeltävästä öljyn hinnanmuutoksesta.

TAULUKKO 12. Virheenkorjausmallin estimointitulokset (1985:1–1998:12).

Selitettävä muuttuja	$\varepsilon_{t-1}$	$\Delta re_{t-1}$	$\Delta OILreal_{t-1}$
$\Delta re_t$	-0,054***	0,221***	-0,015
$\Delta OILreal_t$	-0,044	-0,116	0,330***

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat tilastollisesti merkitsevää 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Ensimmäisen ja toisen alaperiodin virheenkorjausmallien vertailu paljastaa, että niiden välillä on eroja. Kaikkein mielenkiintoisin ero on se, että ensimmäisen alaperiodin aikana öljyn hinta sopeutuu tasapainopoikkeamiin ja toisen alaperiodin aikana euro–dollari-valuuttakurssi sopeutuu poikkeamiin. Lisäksi toisen alaperiodin aikana öljyn hinta reagoi edeltävän periodin öljyn hinnanmuutoksiin, kun ensimmäisen alaperiodin aikana se reagoi ainoastaan tasapainovirheisiin.

### 5.4.5 Toisen alaperiodin kausaalisuustestit

Ensimmäisessä vaiheessa testataan muuttujien pitkän aikavälin kausaalisuutta eksogeenisuustesteillä. Taulukossa 13 esitettyjen testitulosten perusteella reaalin öljyn hinta on heikosti eksogeeninen muuttuja. Tämä tarkoittaa sitä, että reaalin öljyn hinta ei reagoi pitkän aikavälin tasapainopoikkeamiin. Toisaalta reaalin euro–dollari-valuuttakurssi ei ole heikosti eksogeeninen muuttuja, joten sen arvo sopeutuu öljyn hinnan määrittämälle tasapainotasolle. Toisen alaperiodin eksogeenisuustestien tulokset ovat täysin päinvastaisia ensimmäisen periodin tuloksiin verrattuna. Tulosten päinvastaisuus viittaa siihen, että muuttujien kausaalisuussuhde on kääntynyt.

TAULUKKO 13. Johansenin eksogeenisuustestit (1985:1–1998:12).

Muuttuja	Testisuure	p-arvo
Reaalin valuuttakurssi	11,08	< 0,000
Reaalin öljyn hinta	0,67	0,41

Toisen alaperiodin Granger-kausalisuustestien tulokset raportoidaan taulukossa 14. Ennen näiden tulosten tulkintaa on syytä palauttaa mieleen, että yhteisintegroituneessa systeemissä tarkasteltava muuttuja ei ole Granger-kausallinen toiseen muuttujaan nähden, jos sen viiveet eivät selitä toisen muuttujan muutoksia ja jos toinen muuttuja on heikosti eksogeeninen. Taulukossa 14 raportoitujen tulosten perusteella kummankaan muuttujan viiveet eivät auta toisen muuttujan ennustamisessa. Taulukossa 13 esitettyjen eksogeenisuustestien perusteella reaalin öljyn hinta on heikosti eksogeeninen muuttuja, joten reaalin euro–dollari-valuuttakurssi ei ole Granger-kausallinen siihen nähden. Toisaalta reaalin öljyn hinta on Granger-kausallinen muuttuja reaaliiseen euro–dollari-valuuttakurssin nähden, vaikka öljyn hinnan viiveet eivät auta valuuttakurssin ennustamisessa. Tämä johtuu siitä, että euro–dollari-valuuttakurssi reagoi muuttujien pitkän aikavälin tasapainopoikkeamiin, jolloin öljyn hinta vaikuttaa epäsuorasti sen arvoon.

TAULUKKO 14. Granger-kausalisuustestien p-arvot (1985:1–1998:12).

Suunta	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(6)	VAR(8)	VAR(12)
O → re	0,980	0,727	0,611	0,535	0,550	0,401	0,416
re → O	0,766	0,599	0,810	0,852	0,478	0,500	0,331

O → re tarkoittaa kausalisuutta öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssiin.

re → O tarkoittaa kausalisuutta euro–dollari-valuuttakurssista öljyn hintaan.

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat tilastollisesti merkitsevää 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyydellä.

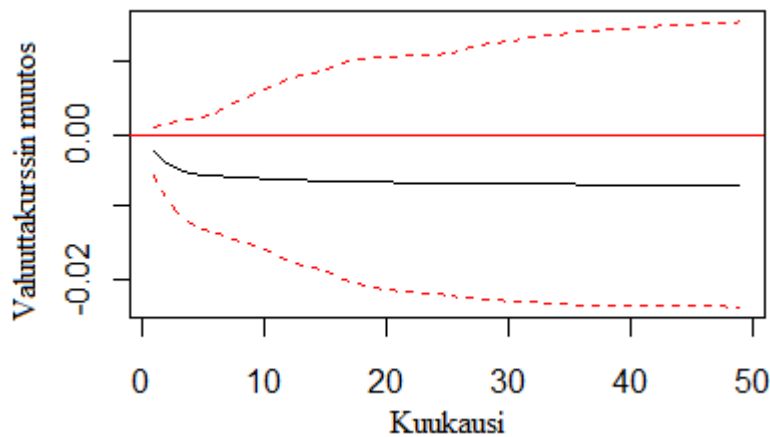
On huomion arvoista, että myös Granger-kausalisuustestien perusteella muuttujien kausalisuussuhteessa on tapahtunut muutos ensimmäisen ja toisen alaperiodin välillä. Toisen alaperiodin kausalisuustestit antavat empiiristä tukea niille malleille, jotka ennustavat kausalisuuden menevän öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssiin. Tällaisia malleja ovat portfoliomallit, kuten kolmen maan-malli ja neljän maan-malli. Toisaalta vaihtoehtoisten mallien – esimerkiksi ostovoimapariteettikanavan, paikallisen hinnan kanavan sekä arvopaperikanavan – kausalisuusennustukset ovat ristiriidassa empiiristen havaintojen kanssa.

#### 5.4.6 Toisen alaperiodin impulssivastefunktio

Impulssivastefunktion piirtämiseksi VAR-mallia rajoitetaan siten, että reaaliseseen euro–dollari-valuuttakurssiin tulleella shokilla ei ole samanaikaista vaikutusta reaaliseseen öljyn hintaan. Toisaalta öljyn hintashokki vaikuttaa välittömästi molempien muuttujien arvoon. Nämä rajoitukset ovat perusteltuja, koska ne ovat sopusoinnussa edellä esitettyjen kausalisuustestien tulosten kanssa.

Kuvion 5 perusteella voidaan päätellä, miten logaritmoituun reaaliseseen öljyn hintaan tullut yhden keskihajonnan eli 7,86 prosentin suuruinen shokki vaikuttaa logaritmoidun reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin aikauraan. Öljyn hinnannousu laskee välittömästi euro–dollari-valuuttakurssia eli dollari heikkenee reaalisesti euroon verrattuna. Tämä välitönvaikutus on suuruudeltaan hyvin pieni, vain 0,24 prosenttia. Reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin heikkeneminen jatkuu noin kahdeksan kuukauden ajan, kunnes se asettuu 0,7 prosenttia aikaisempaa alhaisemmalle tasapainotasolle. Sopeutuminen uudelle tasapainotasolle on melko nopeaa, sillä ensimmäisen alaperiodin aikana uuden tasapainotason saavuttaminen kestää jopa 30 kuukautta. Kuvioon 5 piirretty 95 prosentin

luottamusväli osoittaa, että öljyn hintashokki ei vaikuta tilastollisesti merkitsevästi euro–dollarivaluuttakurssin dynaamiseen kehitykseen.



KUVIO 5. Toisen alaperiodin impulssivastefunktio (1985:1–1998:12).

#### 5.4.7 Kolmannen alaperiodin yhteisintegraatiotestit

Kolmas tarkasteltava alaperiodi kattaa havainnot tammikuusta 1999 kesäkuuhun 2009. Tälle aikavälille suoritettujen  $\lambda_{\text{trace}}$ - ja  $\lambda_{\text{max}}$ -testien tulokset esitetään taulukossa 15. Molemmat testisuureet viittaavat yhteen yhteisintegroituvuusvektoriin. Logaritmoidun reaalisen euro–dollarivaluuttakurssin ja logaritmoidun reaalisen öljyn hinnan pitkän aikavälin tasapainorelaatio voidaan esittää seuraavasti

$$re_t = 6,75 - 0,43OILreal_t + \varepsilon_t. \quad (5.4)$$

Pitkän aikavälin tasapainorelaation perusteella muuttujien riippuvuussuhde on negatiivinen. Reaalisen öljyn hinnan noustessa 10 prosentilla, dollari heikkenee reaalisesti euroon verrattuna noin 4,3 prosenttia. Kolmannen alaperiodin negatiivinen riippuvuus on sopusoinnussa Coudertin ym. (2008, 10) esittämien väitteiden kanssa, koska muuttujien vaihtelu on tarkasteltavalla periodilla hyvin voimakasta.



TAULUKKO 15. Johansenin yhteisintegraatiotestit (1999:1–2009:6).

Trace -testisuureet				Maksimi ominaisarvot			
$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{trace}}$ -testisuure	CV 5 %	$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\text{max}}$ -testisuure	CV 5 %
$r = 0$	$r > 0$	20,60**	19,96	$r = 0$	$r = 1$	19,33**	15,67
$r \leq 1$	$r > 1$	1,27	9,24	$r \leq 1$	$r = 2$	1,27	9,24

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Tässä tutkielmassa suoritettujen estimointien perusteella reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhde on negatiivinen. Negatiivinen riippuvuussuhde havaitaan myös silloin, kun muuttujien vaihtelu on keskimääräistä vähäisempää. Tutkielman tulokset eivät siis vahvista Coudertin ym. (2008, 10) väitteitä siitä, että muuttujien riippuvuussuhde olisi positiivinen silloin, kun muuttujien vaihtelu on keskimääräistä vähäisempää. Sen sijaan muuttujien vaihtelun suuruudella ja öljyn hinnannousun aiheuttaman valuuttakurssimuutoksen suuruudella on selvä yhteys. Ensimmäisen ja kolmannen alaperiodin aikana, kun muuttujien vaihtelu on suurta, öljyn hinnanmuutos aiheuttaa suuren valuuttakurssimuutoksen. Öljyn 10 prosentin hinnannousu heikentää dollaria 7,5 prosenttia ensimmäisen alaperiodin aikana ja 4,3 prosenttia kolmannen alaperiodin aikana. Toisen alaperiodin aikana muuttujien vaihtelu on vähäistä ja öljyn hinnanmuutos aiheuttaa muita periodeja pienemmän muutoksen euro–dollari-valuuttakurssissa.

Kolmannelle alaperiodille estimoidun virheenkorjausmallin tulokset esitetään taulukossa 16. Virheenkorjaustermi on tilastollisesti merkitsevä, kun selitetään öljyn hinnanvaihtelua. Virheenkorjaustermien kerroin on -0,256, joten tasapainovirheestä poistuu noin 25,6 prosenttia seuraavan periodin aikana. Tämä sopeutumiskerroin on selvästi suurempi kuin muiden alaperiodin aikana, joten sopeutuminen kohti tasapainoa on kaikkein nopeinta viimeisellä alaperiodilla. Reaalisen öljyn hinnan lyhyen aikavälin dynamiikkaan vaikuttaa sekä edeltävän periodin valuuttakurssimuutokset että öljyn hinnanmuutokset. Virheenkorjausmalli osoittaa, että reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin lyhyen aikavälin muutokset riippuvat ainoastaan yhdellä periodilla viivästetyistä valuuttakurssimuutoksista.

TAULUKKO 16. Virheenkorjausmallin estimointitulokset (1999:1–2009:6).

Selitettävä muuttuja	$\varepsilon_{t-1}$	$\Delta re_{t-1}$	$\Delta OILreal_{t-1}$
$\Delta re_t$	-0,014	0,282***	-0,012
$\Delta OILreal_t$	-0,256***	-0,511*	0,171*

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat tilastollisesti merkitsevää 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Eri alaperiodien virheenkorjausmallien vertailu paljastaa mielenkiintoisia yksityiskohtia reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhteesta. Virheenkorjaustermi on tilastollisesti merkitsevä selittäessä öljyn hinnanvaihtelua ensimmäisen ja kolmannen alaperiodin aikana, mutta se ei ole tilastollisesti merkitsevä toisen alaperiodin aikana. Toisaalta virheenkorjaustermi ei ole tilastollisesti merkitsevä, kun selitetään reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin muutoksia ensimmäisen ja kolmannen alaperiodin aikana, mutta se on merkitsevä toisen alaperiodin aikana. Näiden havaintojen perusteella vain toinen muuttuja sopeutuu tasapainopoikkeamiin ja tämä sopeutuva muuttuja riippuu tarkasteltavasta periodista. Virheenkorjausmallien avulla voidaan tehdä päätelmiä myös muuttujien lyhyen aikavälin dynamiikasta. Reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin lyhyen aikavälin dynamiikka pysyy muuttumattomana koko tarkasteluajanjakson ajan; valuuttakurssimuutos riippuu ainoastaan edeltävän periodin valuuttakurssimuutoksesta. Sen sijaan reaalisen öljyn hinnan lyhyen aikavälin dynamiikka on erilainen jokaisen alaperiodin aikana.

#### 5.4.8 Kolmannen alaperiodin kausaalisuustestit

Kolmannen alaperiodin eksogeenisuustestien tulokset esitetään taulukossa 17. Johansenin likelihood ratio-testien perusteella reaalin euro–dollari-valuuttakurssi on heikosti eksogeeninen muuttuja. Toisaalta reaalista öljyn hintaa ei voida luonnehtia heikosti eksogeenisena muuttujana. Näiden tulosten perusteella reaalin euro–dollari-valuuttakurssi ei reagoi pitkän aikavälin tasapainopoikkeamiin, joten reaalin öljyn hinta hoitaa kaiken sopeutumisen kohti pitkän aikavälin tasapainotasoa.

TAULUKKO 17. Johansenin eksogeenisuustestit (1999:1–2009:6).

Muuttuja	Testisuure	p-arvo
Reaalinen valuuttakurssi	0,63	0,43
Reaalinen öljyn hinta	16,67	< 0,000

Taulukossa 18 esitetään kolmannelle alaperiodille suoritettujen Granger-kausalisuustestien tulokset. Näiden tulosten perusteella reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi on Granger-kausallinen reaaliseen öljyn hintaan nähden jokaisella tarkasteltavalla viivepituudella. Toisaalta öljyn hinnan viiveet selittävät tilastollisesti merkitsevästi valuuttakurssin vaihtelua vain, kun tarkastellaan 12 viiveen VAR-mallia. On syytä huomata, että tällöin öljyn hinnan viiveet ovat tilastollisesti merkitseviä vain 10 %:n merkitsevyystasolla. Lisäksi edeltävien eksogeenisuustestien perusteella reaalinen euro–dollari-valuuttakurssi on heikosti eksogeeninen muuttuja. Näiden tietojen perusteella voidaan päätellä, että reaalinen öljyn hinta ei ole Granger-kausallinen reaaliseen valuuttakurssiin nähden.

TAULUKKO 18. Granger-kausalisuustestien p-arvot (1999:1–2009:6).

Suunta	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(6)	VAR(8)	VAR(12)
O → re	0,297	0,683	0,928	0,968	0,439	0,533	0,088*
re → O	0,004***	0,003***	0,018**	0,028**	0,050**	0,046**	0,001***

O → re tarkoittaa kausalisuutta öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssiin.

re → O tarkoittaa kausalisuutta euro–dollari-valuuttakurssista öljyn hintaan.

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollihypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin kausalisuussuhteen tutkiminen kolmen alaperiodin avulla syventää ymmärrystämme muuttujien riippuvuussuhteesta. Testitulosten perusteella muuttujien kausalisuussuhde näyttää riippuvan niiden vaihtelun suuruudesta. Kausalisuus menee reaalisesta euro–dollari-valuuttakurssista reaaliseen öljyn hintaan ensimmäisen ja kolmannen alaperiodin aikana, kun muuttujien vaihtelu on suurta. Toisaalta kausalisuus menee öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssiin silloin, kun muuttujien vaihtelu on keskimääräistä vähäisempää. Toinen alaperiodi on tyypillinen esimerkki tällaisesta ajanjaksosta.

Aikaisemmissa tutkimuksissa on tarkasteltu muuttujien kausaalisuussuhdetta koko aineiston käsittävällä ajanjaksolla. Tämä lähestymistapa olettaa, että kausaalisuuden suunta pysyy muuttumattomana. Aikaisempien tutkimusten tulokset ovat varsin yksiselitteiset; öljyn hinnanmuutos edeltää USA:n dollarin arvonmuutosta. Tähän johtopäätökseen ovat päätyneet Amano ym. (1998a, 1998b), Bénassy-Quéré ym. (2007) sekä Coudert ym. (2008). Tässä tutkielmassa havaitut kausaalisuussuhteen muutokset kuitenkin kyseenalaistavat tämän aikaisemman lähestymistavan oikeellisuuden.

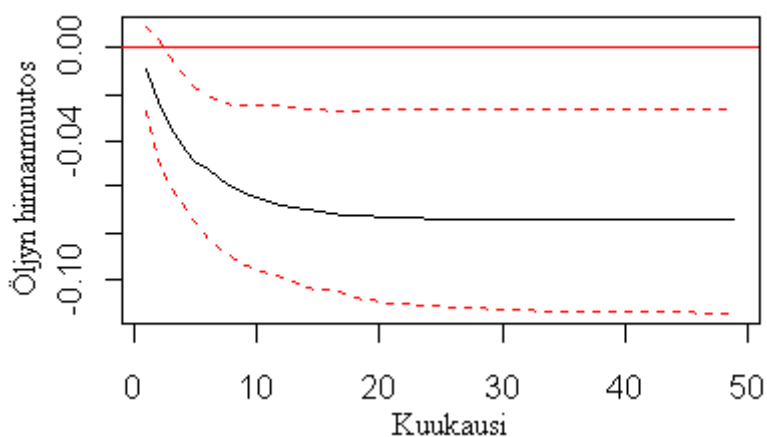
Alaperiodien avulla voidaan ensimmäistä kertaa tutkia formaalisti Bénassy-Quéré ym. (2007, 5802) esittämää väitettä 2000-luvulla tapahtuneesta kausaalisuussuhteen muutoksesta. Toisen ja kolmannen alaperiodin tuloksien vertailu paljastaa, että kausaalisuussuhde on kääntynyt päinvastaiseksi. Toisen alaperiodin aikana kausaalisuus menee öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssiin ja kolmannen alaperiodin aikana kausaalisuus menee valuuttakurssista öljyn hintaan. Näin ollen tämän tutkielman tarkastelut vahvistavat Bénassy-Quéré ym. (2007, 5802) väitteen kausaalisuussuhteen muutoksesta. Tosin on syytä huomauttaa, että tulosten perusteella reaalin euro–dollari-valuuttakurssi on Granger-kausallinen reaaliin öljyn hintaan nähden myös ensimmäisen alaperiodin aikana. Muuttujien kausaalisuussuhde on siis muuttunut myös ensimmäisen ja toisen alaperiodin välillä. Tämä viittaa siihen, että 2000-luvulla tapahtunut kausaalisuussuhteen muutos ei välttämättä johdu Kiinan kasvaneesta merkityksestä kansainvälisillä öljy- ja valuuttamarkkinoilla, vaan selitys voi olla jokin muu. Eräs mahdollinen selitys liittyy muuttujien vaihteluun, kuten edellä todettiin.

Kausaalisuustestien perusteella voidaan tehdä johtopäätöksiä luvussa 3 esitettyjen teoreettisten mallien paikkansapitävyydestä. Kausaalisuussuhteen muuttuminen implikoi, että yksikään teoreettisista malleista ei pysty selittämään muuttujien riippuvuussuhdetta täydellisesti. Ensimmäisen ja kolmannen alaperiodin perusteella luvussa 3.3 esitetyt mallit vaikuttavat kaikkein uskottavimmilta. Näiden mallien kausaalisuussuhteen mukaan dollarin arvonmuutokset edeltävät öljyn hinnanmuutoksia. Tällaista kausaalisuussuhdetta perustellaan esimerkiksi ostovoimapariteettikanavalla, paikallisen hinnan kanavalla, arvopaperikanavalla sekä rahapolitiikkakanavalla. Toisen alaperiodin kausaalisuustestit tukevat puolestaan portfoliomalleja, jotka ennustavat kausaalisuuden menevän öljyn hinnasta euro–dollari-valuuttakurssiin. Portfoliomalleilla tarkoitetaan Krugmanin (1983) kehittämää kolmen maan-mallia sekä Bénassy-Quéré ym. (2007) kehittämää neljän maan-mallia.

### 5.4.9 Kolmannen alaperiodin impulssivastefunktio

Kolmannen alaperiodin impulssivastefunktion piirtämiseksi VAR-mallia rajoitetaan täsmälleen samalla tavalla kuin ensimmäisen alaperiodin kohdalla, koska näiden alaperiodien kausaalisuustestien tulokset ovat identtiset. Asetettu rajoitus takaa sen, että reaaliseseen öljyn hintaan tulleella shokilla ei ole välitöntä vaikutusta reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin arvoon. Rajoitus ei muuta euro–dollari-valuuttakurssin käyttäytymistä, joten siihen tullut shokki vaikuttaa samanaikaisesti molempien muuttujien arvoon.

Kuviossa 6 esitetään kolmannelle alaperiodille piirretty impulssivastefunktio. Tämän impulssivastefunktion avulla voidaan tarkastella, kuinka logaritmoituun reaaliseseen euro–dollari-valuuttakurssiin tullut yhden keskihajonnan eli 2,4 prosentin suuruinen shokki vaikuttaa logaritmoidun reaalisen öljyn hinnan aikauraan. Dollarin reaalin vahvistuminen euroon verrattuna laskee välittömästi öljyn hintaa. Välitönvaikutus on suuruudeltaan noin 0,92 prosenttia, mutta se ei ole tilastollisesti merkitsevä 95 prosentin luottamustasolla. Impulssivastefunktion perusteella öljyn hinta laskee kaiken kaikkiaan 18 kuukauden ajan, kunnes se asettuu uudelle tasapainotasolle. Uusi tasapainohinta on noin 7,4 prosenttia alkuperäistä alhaisempi. Kuviossa esitetyn luottamusvälin perusteella dollarin reaalin vahvistuminen vaikuttaa öljyn hintaan tilastollisesti merkitsevästi kolmannesta kuukaudesta alkaen. Toisin sanoen reaaliseseen euro–dollari-valuuttakurssiin tulleet shokit aiheuttavat pysyviä muutoksia reaalisessa öljyn hinnassa.



KUVIO 6. Kolmannen alaperiodin impulssivastefunktio (1999:1–2009:6).

Alaperiodien impulssivastefunktioita vertailemalla voidaan analysoida muuttujien dynaamista riippuvuussuhdetta. Impulssivastefunktioiden perusteella muuttujien sopeutuminen uudelle tasapainotasolle on hyvin hidasta. Esimerkiksi ensimmäisellä alaperiodilla uusi tasapainotaso saavutetaan vasta 30 kuukauden kuluttua. Sopeutuminen on nopeinta toisella alaperiodilla, jolloin tasapainotaso saavutetaan 8 kuukaudessa.

Impulssivastefunktiolla on mielenkiintoisia implikaatioita esimerkiksi sijoittajia ajatellen. Reaaliseen euro–dollari-valuuttakurssiin tullut shokki aiheuttaa sekä välittömän että pitkän aikavälin muutoksen reaalisessa öljyn hinnassa. Impulssivastefunktioiden perusteella shokin välitön ja pitkän aikavälin vaikutus ovat samansuuntaisia. Kun sijoittajat tietävät välittömän vaikutuksen suunnan, heidän on helppo ennustaa öljyn hinnan pitkän aikavälin kehitystä. Toisaalta hidas sopeutuminen kohti tasapainotaso viittaa siihen, että sijoittajilla on runsaasti aikaa reagoida valuuttakurssimuutoksiin. Vaikka valuuttakurssimuutos vaikuttaa öljyn hintaan eniten ensimmäisen kuukauden aikana, niin öljyn hinnanmuutos jatkuu useiden kuukausien ajan.

Impulssivastefunktioiden avulla voidaan tutkia Krugmanin (1983) esittämää väitettä siitä, että öljyn hinnannousun lyhyen ja pitkän aikavälin vaikutukset valuuttakurssikehitykseen saattavat erota. Krugmanin (1983) kolmen maan-malli ennustaa, että öljyn hinnannousu aiheuttaa dollarin vahvistumisen lyhyellä aikavälillä, mutta heikkenemisen pitkällä aikavälillä. Jos kolmen maan-malli ennustaa oikein muuttujien välistä riippuvuutta, niin impulssivastefunktion tulisi aluksi nousta, mutta lopulta laskea alkuperäisen arvonsa alapuolelle. Toisen alaperiodin impulssivastefunktio soveltuu parhaiten tämän väitteen tutkimiseen, koska ainoastaan tällä periodilla öljyn hinnanmuutokset edeltävät valuuttakurssimuutoksia. Kuvio 5 ei tue Krugmanin esittämiä väitteitä, koska lyhyen ja pitkän aikavälin vaikutukset ovat samansuuntaiset. Öljyn hinnannousu aiheuttaa dollarin heikkenemisen sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä.

## 6. Lopuksi

Ostovoimapariteetti ja kattamaton korkopariteetti ovat perinteisiä valuuttakurssimalleja. Tässä tutkielmassa esiteltiin ostovoimapariteetin kolme versiota: yhden hinnan laki, absoluuttinen ostovoimapariteetti ja suhteellinen ostovoimapariteetti. Ostovoimapariteetin ja kattamattoman korkopariteetin empiirinen testaus on hyvin suosittu aihe valuuttakurssikirjallisuudessa. Empiiristen tutkimusten perusteella on muodostunut vahva yksimielisyys siitä, että ostovoimapariteetti ja kattamaton korkopariteetti selittävät huonosti valuuttakurssimuutoksia. Näiden perinteisten valuuttakurssimallien lyhyen aikavälin ennustuskyky on erityisen huono. Sen sijaan mallien pidemmän aikavälin ennustuskyky on parempi. Perinteisten valuuttakurssimallien huono selityskyky viittaa siihen, että jokin muu tekijä saattaa selittää valuuttakurssimuutoksia. Valuuttakurssikirjallisuudessa on tarkasteltu öljyn hintaa eräänä mahdollisena selittäjänä.

Öljyn hinnan ja USA:n dollarin riippuvuussuhteen tarkastelu aloitettiin teoreettisten mallien esittelyllä. Teoreettiset mallit voidaan jakaa kahteen ryhmään niiden ennustaman kausaalisuussuhteen perusteella. Ensimmäisen ryhmän muodostavat niin sanotut portfoliomallit, jotka ennustavat kausaalisuuden menevän öljyn hinnasta valuuttakurssiin. Portfoliomalleilla tarkoitetaan kolmen maan-mallia ja neljän maan-mallia. Toisen ryhmän muodostavat mallit, jotka ennustavat kausaalisuuden menevän valuuttakurssista öljyn hintaan. Tätä käännteistä kausaalisuutta on perusteltu esimerkiksi paikallisen hinnan kanavalla, ostovoimapariteettikanavalla, arvopaperikanavalla sekä rahapolitiikkakanavalla. Teoreettisten mallien perusteella ei päädytä yksimielisyyteen muuttujien kausaalisuussuhteen suunnasta. Tästä syystä johtuen on tärkeää tarkastella muuttujien riippuvuussuhdetta empiirisesti, jotta voidaan tehdä päätelmiä teoreettisten mallien paikkansapitävyydestä.

Tutkielman empiirisessä osiossa tarkasteltiin reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhdetta joulukuusta 1978 kesäkuuhun 2009. Tutkimustulokset osoittavat, että tarkasteltavalla aikavälillä reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin välillä ei ole pitkän aikavälin tasapainotasoa. Tämä tulos on ristiriidassa aikaisempien tutkimusten kanssa. Aikaisemmissa tutkimuksissa on havaittu, että öljyn hinnan ja USA:n dollarin pitkän aikavälin riippuvuussuhde on positiivinen. Positiivinen riippuvuussuhde tarkoittaa sitä, että öljyn hinnannousu aiheuttaa dollarin vahvistumisen.

Poikkeavaa tulosta voidaan selittää usealla tavalla. Eräs selitys liittyy tutkielmassa käytettävän valuuttakurssin valintaan. Tutkielmassa käytetään reaalista euro–dollari-valuuttakurssia, kun aikaisemmissa tutkimuksissa on käytetty pääasiassa reaalista efektiivistä USA:n dollaria. Näiden valuuttakurssien muutokset korreloivat kuitenkin hyvin voimakkaasti, joten poikkeavat tulokset eivät todennäköisesti johdu valitusta valuuttakurssista. Uskottavampi selitys liittyy tarkasteltavaan aikaväliin. Valuuttakurssikirjallisuudessa on esitetty väite siitä, että öljyn hinnan ja USA:n dollarin riippuvuussuhteessa olisi tapahtunut muutos vuonna 2002. Tätä rakennemuutosta perustellaan Kiinan kasvaneella merkityksellä kansainvälisillä öljy- ja valuuttamarkkinoilla. Aikaisemmat tutkimukset eivät ole havainneet rakennemuutosta, koska niiden aineistot ulottuvat enimmillään vuoteen 2004. Tämän tutkielman aineisto ylittää vuoden 2009 kesäkuuhun asti, joten rakennemuutos saattaa vaikuttaa tutkielman tuloksiin. Jos muuttujien riippuvuussuhteessa on tapahtunut muutos, niin on luonnollista, että tutkielman tulokset poikkeavat aikaisempien tutkimusten tuloksista.

Öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin riippuvuussuhteesta saadaan lisätietoa jakamalla tarkasteltava aikaväli kolmeen keskeiseen alaperiodiin. Alaperiodien tarkastelu osoittaa, että reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollari-valuuttakurssin pitkän aikavälin riippuvuussuhde on negatiivinen. Toisin sanoen öljyn hinnan noustessa dollari heikkenee euroon verrattuna. Tätä negatiivista riippuvuussuhdetta voidaan perustella esimerkiksi paikallisen hinnan kanavalla, ostovoimapariteettikanavalla, arvopaperikanavalla sekä rahapolitiikkakanavalla. Muuttujien riippuvuussuhteen osoittautuminen negatiiviseksi – muuttujien vaihtelun suuruudesta riippumatta – on mielenkiintoinen tulos, koska se on ristiriidassa valuuttakurssikirjallisuudessa esitettyjen väitteiden kanssa. Tutkimustulokset kumoavat siis valuuttakurssikirjallisuudessa esitetyt väitteet, joiden mukaan öljyn hinnan ja dollarin riippuvuussuhde olisi positiivinen silloin, kun molempien muuttujien vaihtelu on keskimääräistä vähäisempää. Eräs tutkielman keskeisimmistä tuloksista on se, että muuttujien vaihtelun suuruudella ja öljyn hinnannousun aiheuttaman valuuttakurssimuutoksen suuruudella on selvä yhteys. Kun muuttujien vaihtelu on tavanomaista suurempaa, niin öljyn hinnannousu aiheuttaa suuren valuuttakurssimuutoksen. Toisaalta öljyn hinnannousu aiheuttaa vain pienen valuuttakurssimuutoksen, kun muuttujien vaihtelu on keskimääräistä pienempää.

Alaperiodien avulla saadaan lisätietoa myös öljyn hinnan ja euro–dollari-valuuttakurssin kausaalisuussuhteesta. Alaperiodeille suoritettut kausaalisuustestit osoittavat, että muuttujien vaihtelun suuruus vaikuttaa kausaalisuusteeseen. Kausaalisuus menee reaalisesta euro–dollari-valuuttakurssista reaalisesta öljyn hintaan, kun muuttujien vaihtelu on keskimääräistä suurempaa.



Toisaalta kausaalisuus menee öljyn hinnasta valuuttakurssiin silloin, kun muuttujien vaihtelu on keskimääräistä vähäisempää. Kausaalisuustestien perusteella voidaan tehdä johtopäätöksiä teoreettisten mallien paikkansapitävyydestä. Kausaalisuussuhteen riippuminen muuttujien vaihtelun suuruudesta viittaa siihen, että yksikään teoreettisista malleista ei pysty selittämään muuttujien riippuvuussuhdetta täydellisesti.

Alaperiodien avulla voidaan tutkia valuuttakurssikirjallisuudessa esitettyä väitettä 2000-luvulla tapahtuneesta kausaalisuussuhteen muutoksesta. Alaperiodien kausaalisuustestit osoittavat, että kausaalisuussuhde on muuttunut päinvastaiseksi siirryttäessä toiselta alaperiodilta kolmannelle alaperiodille. Toisen alaperiodin aikana kausaalisuus menee öljyn hinnasta euro–dollarivaluuttakurssiin ja kolmannen alaperiodin aikana kausaalisuus menee valuuttakurssista öljyn hintaan. Tutkielman tulokset vahvistavat siis valuuttakurssikirjallisuudessa esitetyn väitteen 2000-luvulla tapahtuneesta rakennemuutoksesta. Alaperiodien tarkastelu osoittaa myös, että kausaalisuus menee ensimmäisen alaperiodin aikana valuuttakurssista öljyn hintaan. Toisin sanoen kausaalisuussuhde on muuttunut myös ensimmäisen ja toisen alaperiodin välillä. Tämä aikaisempi kausaalisuussuhteen muutos kyseenalaistaa valuuttakurssikirjallisuudessa esitetyn perustelun, jonka mukaan Kiinan kasvava merkitys kansainvälisillä öljy- ja valuuttamarkkinoilla olisi aiheuttanut kausaalisuussuhteen muutoksen 2000-luvulla. Tutkielman tulosten perusteella on uskottavampaa, että kausaalisuussuhteen muutokset aiheutuivat muuttujien vaihtelun muutoksista.

Impulssivastefunktioiden avulla tutkittiin reaalisen öljyn hinnan ja reaalisen euro–dollarivaluuttakurssin riippuvuussuhdetta yli ajan. Impulssivastefunktioiden perusteella shokkien välitön ja pitkän aikavälin vaikutus ovat samansuuntaisia. Tällöin shokkien välittömän vaikutuksen avulla on helppoa ennustaa muuttujien pitkän aikavälin kehitystä. Toisaalta impulssivastefunktiot osoittavat, että muuttujien sopeutuminen uudelle tasapainotasolle on hyvin hidasta. Nämä tulokset ovat sijoittajien kannalta erittäin mielenkiintoisia, koska niitä voidaan hyödyntää todellisissa sijoituksissa. Sijoittajien olisi kuitenkin syytä muistaa, että impulssivastefunktioiden piirtäminen edellyttää tiettyjen yksinkertaistavien rajoitusten tekemistä. Nämä rajoitukset eivät välttämättä päde käytännössä.

Tutkielman tulokset laajentavat monella tavalla aikaisempien tutkimusten tuloksia. Tästä huolimatta öljyn hinnan ja USA:n dollarin riippuvuussuhde vaatii lisätarkasteluja. Eräs lisätutkimuksen kohde on se, pätevätkö tutkielmassa esitetyt tulokset myös silloin, kun valuuttakurssina käytetään reaalista

efektiivistä dollaria. Näissä lisätutkimuksissa erityisen mielenkiinnon kohteena voisi olla 2000-luvulla tapahtunut kausaalisuussuhteen muutos.

## LÄHTEET

- Amano, R. A. & van Norden, S. (1992). Unit Root Tests and the Burden of Proof. *Bank of Canada, Working Papers*, 92/7.
- Amano, R. A. & van Norden, S. (1998a). Exchange Rates and Oil Prices. *Review of International Economics*, 6, issue 4, 683–694.
- Amano, R. A. & van Norden, S. (1998b). Oil Prices and the Rise and Fall of the US Real Exchange Rate. *Journal of International Money and Finance*, 17, 299–316.
- Bénassy-Quéré, A., Mignon, V. & Penot, A. (2007). China and the Relationship Between the Oil Price and the Dollar. *Energy Policy*, 35, 5795–5805.
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J. (2005). *Investments* (6<sup>th</sup> ed.). New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Breitenfellner, A. & Crespo Cuaresma, J. (2008). Crude Oil Prices and the USD/EUR Exchange Rate. *Monetary Policy and the Economy*, Q4/08, 102–121.
- Carlin, W. & Soskice, D. (2006). *Macroeconomics: Imperfections, Institutions & Policies*. Oxford: Oxford University Press.
- Chaudhuri, K. & Daniel, B. C. (1998). Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates and Oil Prices. *Economic Letters*, 58, 231–238.
- Cheng, K. C. (2008). Dollar Depreciation and Commodity Prices. Teoksessa IMF (toim.) *World Economic Outlook*. Washington D. C. 48–50.
- Coudert, V., Mignon, V. & Penot, A. (2008). Oil Price and the Dollar. *Energy Studies Review*, 15, no. 2.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, no. 366, 427–431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, no. 4, 1057–1072.
- Dolado, J., Jenkinson, T. & Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and Unit Roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, no. 3, 249–273.

- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84, no. 6, 1161–1176.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series* (2<sup>nd</sup> ed.). New York: Wiley.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, no. 2, 251–276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F. & Richard, J-F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51, no. 2, 277–304.
- Euroopan keskuspankki (2007). Oil-exporting Countries: Key Structural Features, Economic Developments and Oil Revenue Recycling. *Monthly Bulletin*, July, 75–86.
- Flood, R. P. & Rose, A. K. (1996). Fixes: Of the Forward Discount Puzzle. *The Review of Economics and Statistics*, 78, no. 4, 748–752.
- Flood, R. P. & Rose, A. K. (2002). Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers*, 49, no. 2, 252–266.
- Frankel, J. A. (1986). International Capital Mobility and Crowding-out in the U. S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets. Teoksessa Hafer, R. W. (toim.) *How Open Is the U.S. Economy?* Lexington: Lexington Books. 33–67.
- Frankel, J. A. (1990). Zen and the Art of Modern Macroeconomics: A Commentary. Teoksessa William, S. H. & Willett, T. D. (toim.) *Monetary Policy for a Volatile Global Economy*. Washington D. C: American Enterprise Institute for Public Policy Research. 117–123.
- Froot, K. A. (1990). Short Rates and Expected Asset Returns. *NBER, Working Papers*, 3247.
- Froot, K. A. & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, 4, no. 3, 179–192.
- Froot, K. A. & Rogoff, K. (1995). Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates. Teoksessa Grossman, G. M. & Rogoff, K. (toim.) *Handbook of International Economics*, Vol. III. Amsterdam: Elsevier Science. 1647–1688.
- Gonzalo, J. (1994). Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships. *Journal of Econometrics*, 60, issue 1–2, 203–233.

- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37, no. 3, 424–438.
- Hall, A. R. (1994). Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, no. 4, 461–470.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, issue 2–3, 231–254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, issue 2, 169–210.
- Kansainvälinen energiajärjestö (2005a). *Energy Balances for non-OECD Members*. Pariisi.
- Kansainvälinen energiajärjestö (2005b). *Energy Balances for OECD Members*. Pariisi.
- Kilian, L. & Taylor, M. P. (2003). Why Is It so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates? *Journal of International Economics*, 60, 85–107.
- Krichene, N. (2005). A Simultaneous Equation Model for World Crude Oil and Natural Gas Markets. *IMF, Working Papers*, 32.
- Krichene, N. (2006). World Crude Oil Markets: Monetary Policy and the Recent Oil Shock. *IMF, Working Papers*, 62.
- Krugman, P. (1983). Oil and the Dollar. Teoksessa Bhandari, J. S. & Putnam, B. H. (toim.) *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*. Cambridge, MA: MIT Press. 179–190.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54, issue 1–3, 159–178.
- Lahtinen, M. (2006). The Purchasing Power Parity Puzzle: a Sudden Nonlinear Perspective. *Applied Financial Economics*, 16, 119–125.
- Lothian, J. R. & Wu, L. (2005). Uncovered Interest-Rate Parity over the Past Two Centuries. *Fordham University, CRIF Working Paper series*.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.

- Lütkepohl, H. & Reimers, H-E. (1992). Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, issue 1, 53–78.
- Lütkepohl, H. & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maailmanpankki (2005). *Global Development Finance 2005*. Washington D. C.
- MacDonald, R. (1993). Long-Run Purchasing Power Parity: Is It for Real? *The Review of Economics and Statistics*, 75, no. 4, 690–695.
- Maddala, G. S. & Kim, I-M. (2002). *Unit roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Meredith, G. & Chinn, M. D. (1998). Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity. *NBER, Working Papers*, 6797.
- Mussa, M. (1986). Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 117–213.
- Ng, S. & Perron, P. (1995). Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, no. 429, 268–281.
- OECD (2004). Oil Price Developments: Drivers, Economic Consequences and Policy Responses. *OECD Economic Outlook*, 76, December.
- Opec (2010). *The organization of the oil exporting countries*. <http://www.opec.org/aboutus/history/history.htm>. Luettu 12.2.2010.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, issue 3, 461–471.
- Pfaff, B. (2006). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. New York: Springer.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, no. 2, 335–346.
- Pugel, T. A. (2004). *International Economics* (12<sup>th</sup> ed.). New York: McGraw-Hill.

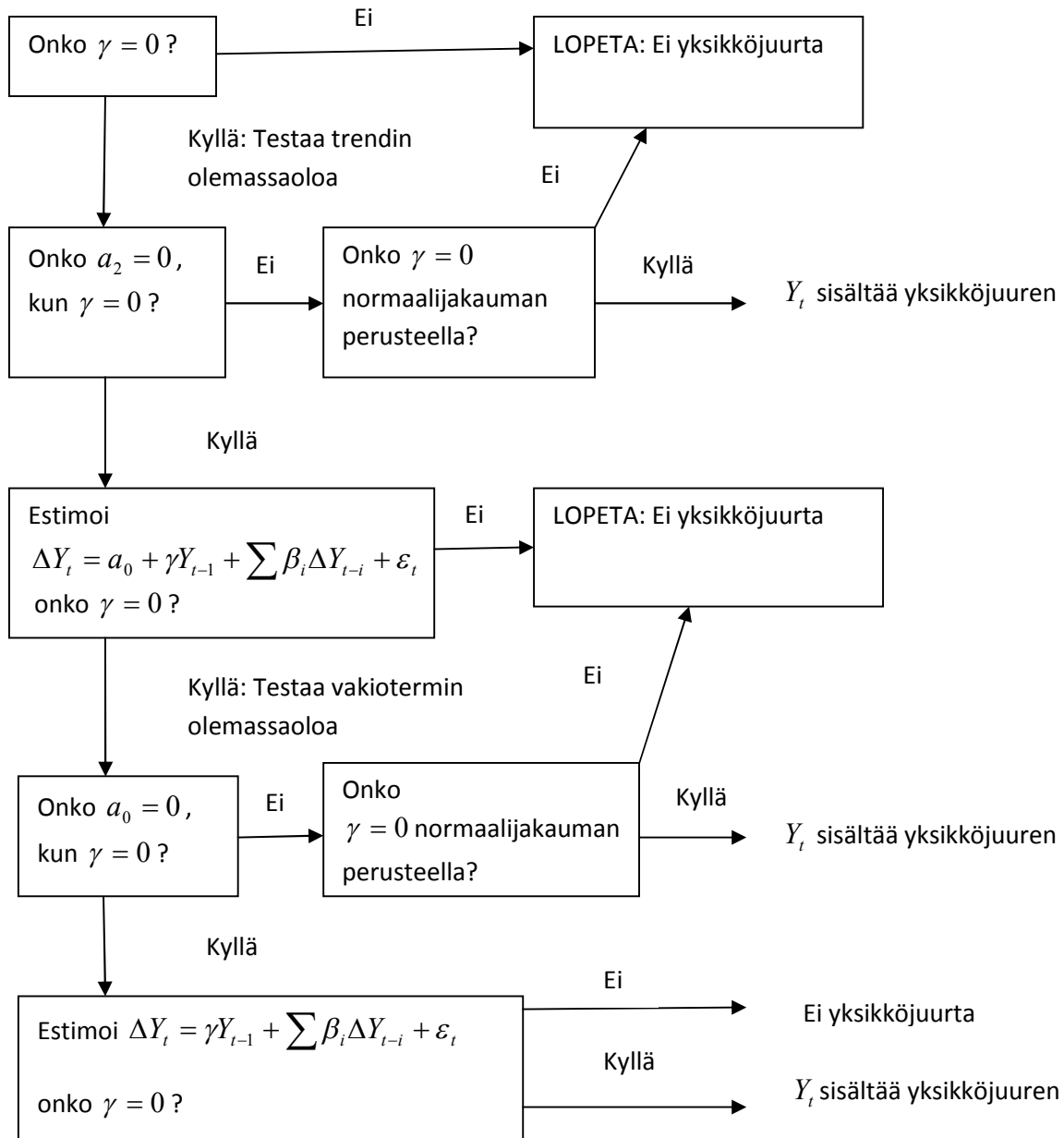
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, XXXIV, 647–668.
- Schwert, G. W. (1987). Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data. *Journal of Monetary Economics*, 20, issue 1, 73–103.
- Sims, C., Stock, J. & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. *Econometrica*, 58, no. 1, 113–144.
- Solnik, B. (2000). *International Investments* (4<sup>th</sup> ed.). New York: Addison Wesley.
- Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *The Journal of Economic Perspectives*, 18, no. 4, 135–158.
- Taylor, M. P., Peel, D. A. & Sarno, L. (2001). Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles. *International Economic Review*, 42, no. 4, 1015–1042.
- Toda, H. Y. & Phillips, P. C. B. (1993). The Spurious Effect of Unit Roots on Vector Autoregressions: An Analytical Study. *Journal of Econometrics*, 59, issue 3, 229–255.
- Toda, H. Y. & Phillips, P. C. B. (1994). Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study. *Econometric Reviews*, 13, issue 2, 259–285.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics* (2<sup>nd</sup> ed.). Chichester: Wiley.

# LIITTEET

## LIITE 1. Yksikköjuuren testausmenettely

Dolado, Jenkinson ja Sosvilla-Rivero (1990) suosittelivat kuviossa 7 esitettyä menettelytapaa yksikköjuuren testaamisessa, kun aineiston generoiva prosessi on täysin tuntematon.

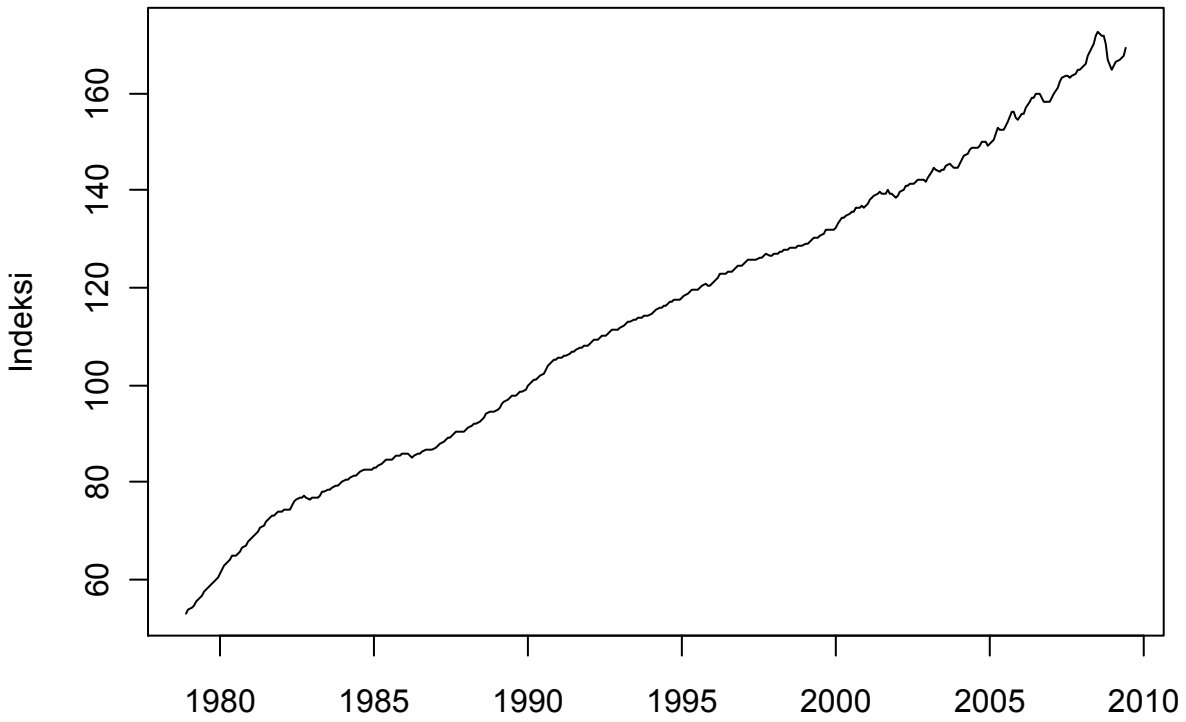
$$\text{Estimoi } \Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$



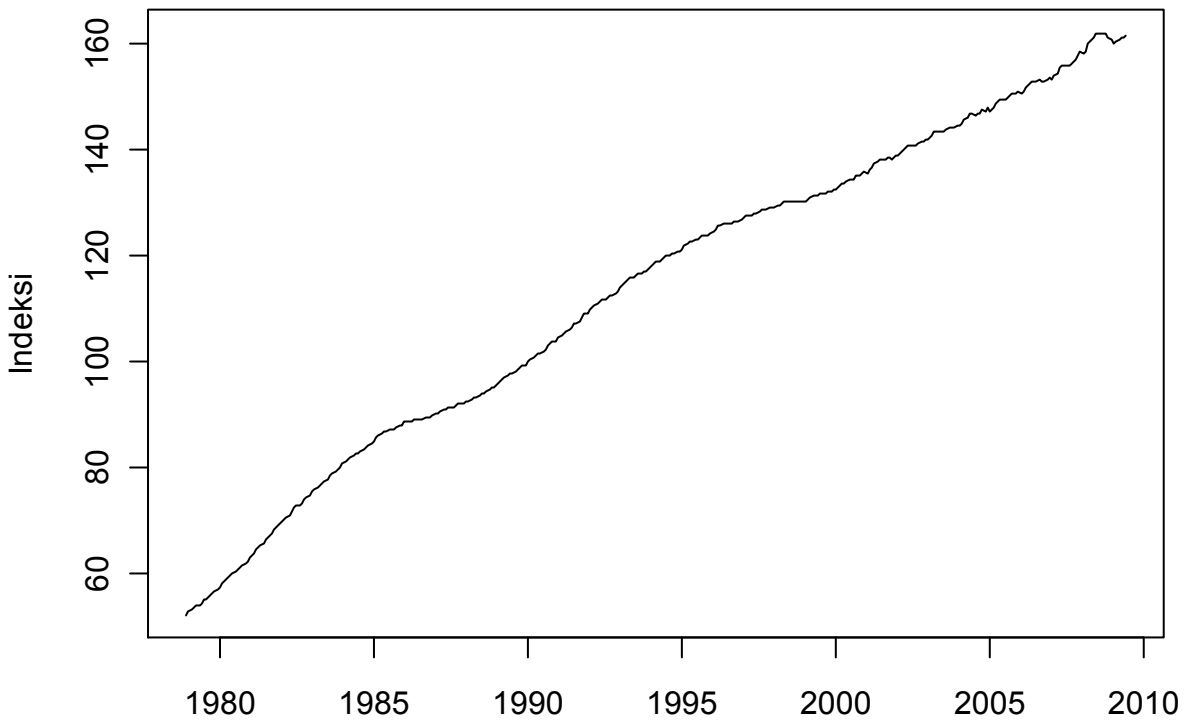
KUVIO 7. Yksikköjuuren testausmenettely. (lähde: Enders 2004, 213.)



## LIITE 2. Kuluttajahintaindeksien kuvaajat



KUVIO 8. USA:n kausitasoittamaton kuluttajahintaindeksi (1978:12–2009:6).



KUVIO 9. Euroalueen kausitasoittamaton kuluttajahintaindeksi (1978:12–2009:6).

### LIITE 3. Alaperiodien yksikköjuuritestit

TAULUKKO 19. Ensimmäisen alaperiodin yksikköjuuritestit (1978:12–1984:12).

Muuttuja	ADF t-testisuure	PP t-testisuure	KPSS
Reaalinen valuuttakurssi	2,800	0,003	1,840***
Reaalinen öljyn hinta	0,161	-1,983	0,506**

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

TAULUKKO 20. Toisen alaperiodin yksikköjuuritestit (1985:1–1998:12).

Muuttuja	ADF t-testisuure	PP t-testisuure	KPSS
Reaalinen valuuttakurssi	-1,329	-3,751***	1,289***
Reaalinen öljyn hinta	-1,184	-1,694	1,690***

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.

TAULUKKO 21. Kolmannen alaperiodin yksikköjuuritestit (1999:1–2009:6).

Muuttuja	ADF t-testisuure	PP t-testisuure	KPSS
Reaalinen valuuttakurssi	-0,523	-0,936	1,954***
Reaalinen öljyn hinta	0,880	-2,234	2,064***

\*\*\*, \*\*, \* tarkoittavat nollahypoteesin hylkäämistä 1, 5 ja 10 prosentin merkitsevyystasolla.