



Sara Karvonen

**EUR/USD VALUUTTAKURSSIN JA MAKROTALouden
FUNDAMENTTIMUUTTUJien VÄLINEN TASAPAINORELAATIO**

Pro gradu -tutkielma

Taloustiede

Toukokuu 2021

Yksikkö Taloustiede			
Tekijä Karvonen Sara		Työn valvoja Korhonen, M., Professori	
Työn nimi EUR/USD valuuttakurssin ja makrotalouden fundamenttimuuttujien välinen tasapainorelaatio			
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro Gradu	Aika Toukokuu 2021	Sivumäärä 78 + 4 kpl liitteitä
Tiivistelmä Tämä Pro Gradu -tutkielma käsittelee EUR/USD valuuttakurssin sekä makrotalouden fundamenttimuuttujien välistä yhteyttä vuosien 1999–2019 välillä. Erityisesti tarkastellaan, kuinka hyvin monetaarimallit selittävät valuuttakurssin liikkeitä, ja valuuttakurssin sekä fundamenttien väliltä etsitään pitkän aikavälin tasapainorelaatiota, eli yhteisintegraatiota. Tämän relaation olemassaoloa tutkitaan Johansenin yhteisintegraatiotestillä. Valuuttakurssien vaihteluita on pyritty selittämään sekä ennustamaan paljon, ja aihe on hyvin suosittu tutkimuskohde, mutta kuitenkin siihen ei olla saatu selkeää konsensusta, ja aiheen tutkimustulokset ovat kaiken kaikkiaan melko ristiriitaisia. Aiempien tulosten mukaan kuitenkin voidaan nähdä, että monetaarimallit eivät sovellu lyhyen aikavälin liikkeiden selittämiseen, mutta pitkän aikavälin trendien ja liikkeiden havaitsemiseen ja analyysiin monetaarimallit ovat hyödyllisiä työkaluja. Tutkimukseen otettiin mukaan neljä fundamenttimuuttujaa, jotka ovat rahamäärä, tuotanto, korko- sekä inflaatiotasot. Saatua tuloksia vertailtiin kahteen monetaarimallin versioon, joustavien hintojen malliin sekä jäykkien hintojen malliin. Granger-kausaliiteettitestillä tutkittiin, kulkeeko kausaliiteetti fundamenteista valuuttakurssiin, vai kenties toisin päin. Tämän tutkimuksen tulosten mukaan valuuttakurssin ja makrotalouden fundamenttien välillä vallitsee pitkän aikavälin tasapainorelaatio, kun kaikilta ajanjaksoilta havaittiin yhteisintegroituva vektori. Tämä tulos antaa tukea monetaarimallien toimivuudelle, ja tätä havaintoa pääosin tukevat myös aiempien tutkimusten tulokset. Kausaliiteettitestit osoittivat, että itse asiassa valuuttakurssi vaikuttaa keskimäärin fundamenteihin enemmän, kuin fundamentit valuuttakurssiin. Kausaalisuussuhteet kuitenkin vaihtelevat testatulta ajanjaksolta toiselle siirtyessä, ja kausaliiteetit saattavat olla myös kaksisuuntaisia. Tämän tutkimuksen tulosten perusteella monetaarimalleja voidaan hyödyntää talouden pitkän aikavälin trendien havaitsemisessa ja analysoimisessa, sekä muiden valuuttakurssimallien arvioimisen kiintopisteinä. Huomioitava on, että tämä tutkimus ei ota huomioon fundamenttimuuttujien keskinäisiä yhteyksiä, eikä muita mahdollisia valuuttakurssiin vaikuttavia tekijöitä.			
Asiasanat Valuuttakurssit, monetaarimalli, yhteisintegraatio, aikasarja-analyysi			
Muuta tietoa			

SISÄLLYS

1	JOHDANTO	7
2	VIIMEAIKAINEN KEHITYS JA AIEMPI KIRJALLISUUS	11
	2.1 Viimeaikainen valuuttakurssin ja fundamenttien kehitys	11
	2.2 Aiempaa kirjallisuutta	19
3	VALUUTTAKURSSITEORIAM	25
	3.1 Pariteettiteoria.....	25
	3.1.1 Katettu korkopariteetti	25
	3.1.2 Kattamaton korkopariteetti	26
	3.1.3 Ostovoimapariteetti.....	27
	3.2 Monetaarimallit.....	29
	3.2.1 Frenkel-Bilson.....	31
	3.2.2 Dornbusch-Frankel	33
4	AINEISTON ESITTELY	39
5	EKONOMETRISET MENETELMÄT	45
	5.1 Yksikköjuuri.....	45
	5.2 VAR-malli	47
	5.3 Yhteisintegroituvuus	49
	5.3.1 Johansenin menetelmä	50
	5.4 Granger-kausalliteetti.....	53
	5.5 Estimoitava malli.....	54
6	ANALYYSI JA TULOKSET	56
	6.1 Yksikköjuuritestit.....	56
	6.2 Yhteisintegraatio	57

6.2.1	Aikaväli 1999–2007.....	59
6.2.2	Aikaväli 2008–2019.....	62
6.2.3	Aikaväli 1999–2019.....	64
7	YHTEENVETO	68
	LÄHTEET	72
	LIITTEET	
	Liite 1. Logaritmit sekä ensimmäiset differenssit.....	79
	Liite 2. Pareittaiset sirontakuviot.....	84
	Liite 3. Lyhyen aikavälin kertoimet, valuuttakurssi kohdemuuttujana.....	87
	Liite 4. Granger kausallisuustestit.....	89
	KUVIOT	
	Kuvio 1. Euron hinta dollareina 1/1999–12/2019 (Federal Bank of St. Louis, 2020b).....	12
	Kuvio 2. . Kuluttajahintaindeksin vuosittainen muutosprosentti vuosina 1999–2019 (OECD, 2021b).....	13
	Kuvio 3. Kuluttajahintaindeksi Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (OECD, 2021b).....	14
	Kuvio 4. Teollisuustuotantoindeksi Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (OECD, 2021c).....	15
	Kuvio 5. Rahamarkkinakorot Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (OECD, 2021d).....	16
	Kuvio 6. Euroalueen ja Yhdysvaltojen 10 vuoden maturiteetin valtionvelkakirjojen korot vuosina 1999–2019 (Federal Bank of St. Louis, 2021a, b).....	17
	Kuvio 7. Euroalueen ja Yhdysvaltojen vaihtotaseet kvartaaleittain vuosina 1999–2019, mitattu miljoonissa dollareissa (OECD, 2021a).....	18
	Kuvio 8. M2 raha-aggregaatti Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (Federal Bank of St. Louis (2020a).....	19
	Kuvio 9. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja korkoero (vasen asteikko).....	40
	Kuvio 10. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja inflaatioero (vasen asteikko).....	40

Kuvio 11. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja rahamäärän ero (vasen asteikko).....	41
Kuvio 12. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja tuotantoero (vasen asteikko).....	42
Kuvio 13: Valuuttakurssin s logaritmi.....	79
Kuvio 14: Valuuttakurssin ensimmäinen differenssisarja Δs	79
Kuvio 15: Teollisuustuotantoindeksien logaritmoitu erotus ($y-y^*$)	80
Kuvio 16: Teollisuustuotantoindeksien erotuksen ensimmäinen differenssisarja $\Delta(y-y^*)$	80
Kuvio 17: M2 rahan määrän logaritmoitu erotus ($m-m^*$).....	81
Kuvio 18: M2 rahan määrän erotuksen toinen differenssisarja $\Delta(m-m^*)$	81
Kuvio 19: Kuluttajahintaindeksien logaritmoitu erotus ($\pi-\pi^*$).....	82
Kuvio 20: Kuluttajahintaindeksien erotuksen ensimmäinen differenssisarja $\Delta(\pi-\pi^*)$	82
Kuvio 21: Rahamarkkinakorkojen logaritmoitu erotus ($i-i^*$).....	83
Kuvio 22: Rahamarkkinakorkojen erotuksen ensimmäinen differenssisarja $\Delta(i-i^*)$	83
Kuvio 23. Pareittaiset sirontakuviot vuosilta 1999–2019, vasemmalta oikealle tuotantoero, korkoero, rahan määrän ero ja inflatioero.....	84
Kuvio 24: Pareittaiset sirontakuviot vuosilta 1999–2007.....	85
Kuvio 25. Pareittaiset sirontakuviot vuosilta 2008–2019, valuuttakurssi kohdemuuttujana.....	86

TAULUKOT

Taulukko 1. Eri muuttujien erotuksien vaikutukset valuuttakurssille eri monetaarimallin variaatioissa (Mukaiillen Frenkel & Koske, 2004).....	38
Taulukko 2. Logaritmoitujen aikasarjojen tunnuslukuja vuosilta 1999–2019.....	42
Taulukko 3. Erotusten ja valuuttakurssin korrelaatiomatriisi vuosilta 1999–2007.....	43
Taulukko 4. Erotusten ja valuuttakurssin korrelaatiomatriisi vuosilta 2008–2019.....	43
Taulukko 5. Erotusten ja valuuttakurssin korrelaatiomatriisi vuosilta 1999–2019.....	44
Taulukko 6: Augmented Dickey-Fuller testin tuloksia aikaväliltä 1999–2019.....	56
Taulukko 7. Ajanjakso 1/1999–12/2007, 2 viivettä.....	59
Taulukko 8. Ajanjakso 1/2008–12/2019, 2 viivettä.....	62
Taulukko 9. Ajanjakso 1/1999–12/2019, 3 viivettä.....	64
Taulukko 10. Lyhyen aikavälin kertoimet aikaväliltä 1999–2007.....	87
Taulukko 11. Lyhyen aikavälin kertoimet aikaväliltä 2008–2019.....	87

Taulukko 12. Lyhyen aikavälin kertoimet aikaväliltä 1999–2019.....	88
Taulukko 13. VAR Granger causality/Block Wald Test 1999-2007.....	89
Taulukko 14. VAR Granger causality/Block Wald Test 2008-2019.....	90
Taulukko 15. VAR Granger causality/Block Wald Test 1999-2019.....	91
Taulukko 16. Pareittainen Granger kausaalisuustesti 1999–2007, 2 viivettä.....	92
Taulukko 17. Pareittainen Granger kausaalisuustesti 2008–2019, 2 viivettä.....	93
Taulukko 18. Pareittainen Granger kausaalisuustesti 1999–2019, 3 viivettä.....	94

1 JOHDANTO

Taloustieteessä oletetaan usein, että kaikki hyödykkeet on hinnoiteltu yhden yhteisen valuutan mukaan, tai että rahaa ei käytetä ollenkaan. Vaikka näin tehdyt analyysit ovat epärealistisia, ne voivat tuoda tärkeitä näkökulmia moniin taloustieteen ongelmiin. Tosielämässä kuitenkin eri maat käyttävät eri valuuttoja, ja saadaksemme kokonaisvaltaisen ymmärryksen maan toiminnasta kansainvälisessä ympäristössä, tarvitsemme ymmärrystä valuuttakursseista. Hyödykkeet ja investoinnit liikkuvat rajojen yli, ja valuuttakurssien muutoksilla voi olla merkittäviä vaikutuksia suhteellisiin hintoihin kotimaisten ja ulkomaisten hyödykkeiden, palveluiden ja sijoitusten välillä.

Valuuttakurssi on talouden tärkein yksittäinen hinta sen vaikuttaessa kokonaisvaltaisesti muihin hintoihin. Euron ja Yhdysvaltain dollarin välinen kurssi on yksi maailman merkittävistä valuuttakurssipareista, molempien valuuttojen ollessa hyvin laajasti käytössä. Kaikesta maailmanlaajuisesta rahaliikenteestä on euromääräisiä noin 39 % kun mukaan ei lueta euroalueen sisäisiä maksuja, ja Yhdysvaltain dollarien vastaava luku oli 40 %. (Euroopan komissio, 2020.) Valuuttakurssien vaihtelua pyritään selittämään käyttäen erilaisia malleja, kuten makrotalouden fundamenttimuuttujiin perustuvia pitkää aikaväliä selittäviä monetaarimalleja, tai lyhyttä aikaväliä selittäviä mikrotaloustieteeseen perustuvia malleja. Tämä tutkielma keskittyy monetaarimallien selityskyvyn tarkasteluun pitkällä aikavälillä.

Monetaarimallit pohjautuvat rahamarkkinoiden tasapainoon, ja yksinkertaistetun monetaarisen valuuttakurssimallin version voi johtaa yhdistämällä ostovoimapariteetin sekä rahan kvantiteettiteorian yhtälöt, jotka yhdessä sitovat rahamarkkinoiden ehdot hintoihin, sekä hinnat valuuttakurssiin. Monetaarimalli on varhaisin työkalu, jolla on pyritty selittämään valuuttakurssien vaihteluita, ja sen ollessa verraten huono selittämään päivittäistä ja kuukausittaista heilahtelua, se tarjoaa kiintopisteen muiden valuuttakurssimallien tarkastelulle. Se tarjoaa hyödyllistä näkemystä laajemman kuvan ja pitkän aikavälin trendien tarkasteluun. Monetaarimalleista on esitetty lukuisia eri versioita, mutta näiden joukosta pystyy

erittelemään kaksi selkeää päätyyppiä, Frenkel-Bilsonin joustavien hintojen mallin, sekä Dornbusch-Frankelin jäykkien hintojen mallin.

Valuuttakurssimallit ovat tärkeitä ymmärtääksemme talouden kehityksen vaikutusta nimellisen valuuttakurssin käyttäytymiseen. Valuuttakurssien ennustamisen kautta yritysten, sijoittajien ja päättäjien olisi mahdollista tehdä parhaita mahdollisia päätöksiä, oli kyse sitten liiketoiminnasta tai talouspoliittisesta päätöksenteosta. Valuuttakurssien ennustaminen on kuitenkin edelleen hyvin epätarkkaa. Taloudelliset mallit toimivat huonosti, ja vaihtoehtoisia menetelmiä on kehitelty yletön määrä. Valuuttakurssien ennustaminen on yksi taloustieteen tutkituimpia aiheita, mutta tulokset ovat usein keskenään ristiriidassa ja kumoavat toisiaan. Luultavasti ainoa asia, josta tutkijat ovat tähän mennessä päässeet täyteen yhteisymmärrykseen on se, että valuuttakurssien ennustaminen on hyvin hankalaa. Valuuttakurssien ennustettavuus on kuitenkin erittäin keskeinen kysymys sekä rahoituslalla että makrotaloustieteessä. Keskuspankkien ja poliittisten päättäjien toimet ympäri maailmaa riippuvat joko suoraan tai välillisesti valuuttakurssiennusteista. Sama koskee myös yrittäjien päätöksiä.

Meesen ja Rogoffin (1983) urauurtavan artikkelin myötä on ollut varsin hyvin tiedossa, että valuuttakurssien ennustaminen makrotalouden fundamenttimuuttujiin perustuvilla malleilla on hyvin hankalaa, ja yksinkertainen satunnaiskulun malli antaa yleisesti parempia ennusteita. Tätä väittämää on pyritty osoittamaan vääräksi monien tutkimusten voimin, mutta tulokset ovat suurimmaksi osaksi olleet parhaimmillaankin ristiriitaisia.

Tämän tutkielman tarkoituksena on tarkastella pystyvätkö monetaarimallit todella selittämään valuuttakurssien liikkeitä, onko valuuttakurssin ja fundamenttien välillä olemassa pitkän aikavälin tasapainorelaatio, ja onko monetaarimallilla kuitenkin enemmän selityskykyä kuin yksinkertaisella satunnaiskulun mallilla? Mielenkiinnon kohteena on myös se, ovatko monetaarimallien fundamenttimuuttajat pysyneet samana ajan saatossa, vai ovatko finanssikriisi tai nykyinen nollakorkojen aika muuttaneet fundamenttien mahdollista selityskykyä ja tasapainosuhdetta. Tarkastelun kohteena on myös se, mitkä tekijät ovat muuttaneet finanssikriisiin myötä, ja mitkä ovat pysyneet samana tarkastellessa EUR/USD bilateraalista valuuttakurssia.

Tarkastelussa käytetään hyödyksi sekä Frenkel-Bilson, että Dornbusch-Frankel malleja, ja katsotaan ovatko fundamenttien ja valuuttakurssin väliset relaatiot samansuuntaisia kuin mitä nämä mallit esittävät. Mukaan otetaan aikaväli euron käyttöönotosta tammikuussa 1999 vuoden 2019 loppuun asti. Jotta nähtäisiin finanssikriisin mahdollisia vaikutuksia, aikasarja on jaettu kahteen osaan vuoden 2007 lopusta, eli testattavia ajanjaksoja on kaiken kaikkiaan kolme. Aikasarjojen yhteisintegraatiota tarkastellaan Johansenin yhteisintegraatiotestillä ja keskinäisiä riippuvuuksia yksikköjuuritestauksilla sekä Granger kausaliteettitestillä. Ekonometriset testaukset tehdään käyttäen EViews 11 Lite-ohjelmistoa.

Tuloksien mukaan valuuttakurssin ja fundamenttimuuttujien välillä löytyy kaikilla testatuilla ajanjaksoilla yhteisintegroituva vektori, eli näiden välillä voidaan todeta vallitsevan pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Tämä havainto tukee monetaarimallien paikkansapitävyyttä. Fundamenttien ja valuuttakurssin väliset relaatiot eivät kuitenkaan pääosin ole samansuuntaisia kuin mitä aiemmat mallit esittävät, ja näiden suhteen tulokset ovat hieman ristiriitaisia, kuten monessa aikaisemmassakin tutkimuksessa. Kuvioita ja korrelaatiomatriiseja tarkastellessa havaittiin, että suurin korrelaatiokerroin on rahamäärän sekä tuotannon muuttujilla, ja näiden molempien muuttujien ja valuuttakurssin väliset relaatiot ovat eri suuntaisia, kuin mitä teoriat esittävät. Rahamäärän kerroin muuttui teorian mukaiseksi finanssikriisin puhkeamisen jälkeisenä aikana, kun taas tuotannon kerroin pysyi teorian vastaisena molempien periodien ajan. Korkomuuttuja taas ei ollut ennen finanssikriisiä merkittävä selittävä muuttuja, eikä sitä otettu mallissa huomioon sen vuoksi, mutta kriisin puhkeamisen jälkeen sen tilastollinen merkitsevyys kasvoi selkeästi.

Kausaliteettitestit osoittivat, että valuuttakurssi vaikuttaa keskimäärin enemmän fundamentteihin, kuin fundamentit valuuttakurssiin. Kausaalisuussuhteet kuitenkin vaihtelevat testatulta ajanjaksolta toiselle siirtyessä, ja kausaliteetit saattavat olla myös kaksisuuntaisia. Kausaalisuutta havaittiin myös fundamenttien välillä ristikkäin, fundamenttien vaikuttaessa toisiinsa, ja selkeää yksittäistä selittäjää on hankala tämän testauksen perusteella todeta. Havaittiin kuitenkin, että korkomuuttujalla oli ainoana fundamenttina selkeä kausaliteetti valuuttakurssin suuntaan varsinkin vuosien 2008–2019 välillä.

Tutkielma etenee seuraavasti: luvussa 2 käydään läpi euron ja dollarin viimeaikaista kehitystä, makrotalouden perusmuuttujien viimeaikaisia vaihteluita ja niiden syitä, sekä luodaan katsaus aiempaan aiheeseen liittyvään kirjallisuuteen sekä tutkimukseen. Luvussa 3 käydään läpi teoreettinen viitekehys, aloittamalla tarkastelun pariteettiteoriasta ja etenemällä monetaarimalleihin ja niiden eri versioihin. Seuraavaksi luvussa 4 esitellään tutkimuksessa käytetty aikasarja-aineisto, ja tarkastellaan aineiston ominaisuuksia kuvaajien, korrelaatiomatriisien ja tunnuslukujen avulla. Luvussa 5 käydään läpi tutkimuksessa käytetyt ekonometriset menetelmät ja niiden pohjalla olevat mallit. Luvussa 6 esitellään testauksista saadut tulokset ja analysoidaan tuloksia. Luvussa 7 on yhteenveto, sekä lisää tulosten pohdintaa ja mahdollisia jatkotutkimuksen aiheita.

2 VIIMEAIKAINEN KEHITYS JA AIEMPI KIRJALLISUUS

Valuuttakurssien liikkeitä on pyritty selittämään kirjallisuudessa monilla muuttujilla, muun muassa korkotasolla, tuotannon tasolla, rahan tarjonnalla, kauppataaseella, vaihtotaseen yli- tai alijäämällä tai hyödykkeiden hinnoilla (Rossi, 2013). Valuuttakurssien määrittelyn monetaristinen lähestymistapa otti jalansijaa hallitsevana valuuttakurssimallina 1970-luvun alussa hiljattain alkaneen kellunnan myötä, ja on yhä tänä päivänä yksi valuuttakurssien määrittelemisen tärkeistä paradigmoista.

Valuuttakurssien ennustamiseen on kaksi erilaista lähtökohtaa; tekninen ja fundamentaalinen analyysi. Tekninen analyysi perustuu talousteorian sijasta valuuttakurssien liikkeissä toistuviin kaavoihin, ja analyysin onnistuminen on kiinni siitä, pystyykö ennustaja havaitsemaan kaavan. Fundamentaalin analyysi perustuu uskomukseen siitä, että tietyt taloudelliset muuttujat (fundamenttimuuttujat) määrittävät valuuttakursseja. Yleensä muuttujina ovat rahan tarjonta, tulot, korkotasot, hintatasojen muutokset ja vaihtotase. (Hwang, 2001.) Tämän tutkielman kiinnostuksen kohteena on fundamentaalinen analyysi. Alla tarkastellaan tutkimuksissa eniten käytettyjen fundamenttien sekä EUR/USD valuuttakurssin viimeaikaisia muutoksia.

Kaiken kaikkiaan empiirinen näyttö ei puolla kovin vahvasti perinteisiä taloudellisia ennusteita, pois lukien monetaarimalli hyvin pitkällä aikaväleillä, tai UIP (*kattamaton korkopariteetti*) lyhyellä aikavälillä, joskin tästä on myös kirjallisuudessa paljon ristiriitaisuuksia (Rossi, 2013).

2.1 Viimeaikainen valuuttakurssin ja fundamenttien kehitys

Euro otettiin käyttöön 1.1.1999 aluksi vain tilivaluuttana, ja setelit ja kolikot tulivat käyttöön vasta 1.1.2002 (Euroopan keskuspankki, 2021a). Ensimmäisen viiden vuoden olemassaolonsa aikana euro koki merkittävän arvonalentumisen, jonka jälkeen seurasi yhtä lailla merkittävä arvonnousu. Ensimmäiset tutkimukset pyrkivät selvittämään, oliko euron arvonalentuminen selitettävissä perustavanlaatuisilla makrotalouden fundamenttimuuttujilla. Suuri osa julkaisuista ehdotti, että euro oli alihinnoiteltu monen kriteerin mukaan. Siitä huolimatta, että euro vahvistui suhteessa Yhdysvaltain dollariin vuosina 2002–2003, epäselväksi jää, kuinka paljon tästä

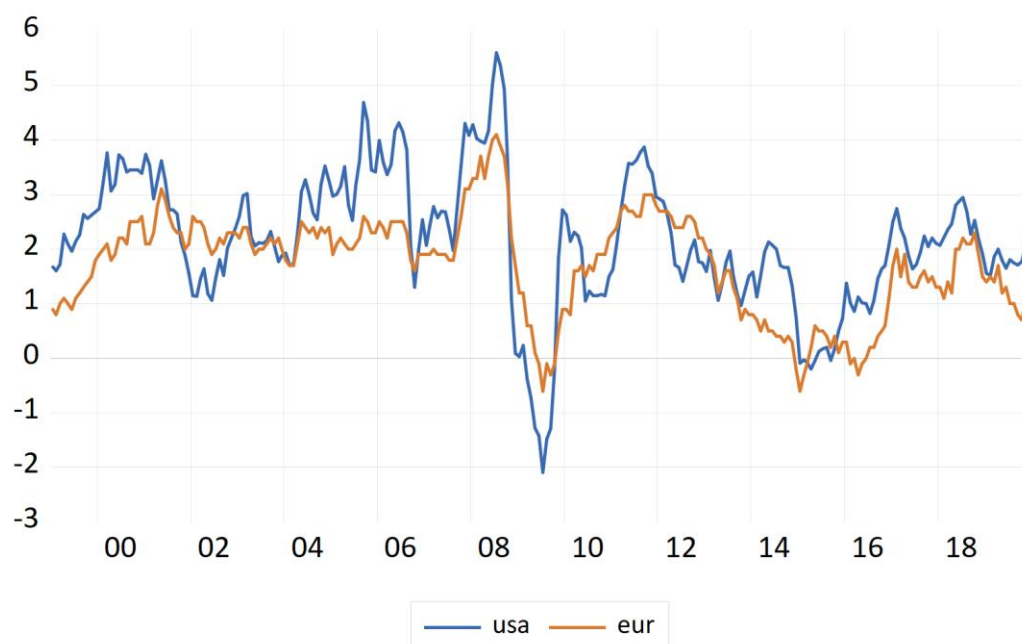
kehityksestä voidaan selittää makrotalouden perusmuuttujilla. (Frenkel & Koske, 2004.) Korpinen (2017) ehdottaa, että euro olisi ollut kuitenkin melko lähellä oikeaa arvostustansa, kun käteinen raha otettiin käyttöön vuonna 2002, noin 1 dollari per euro, plus/miinus 15 %. Euron arvonnousu oli hänen mukaansa selkeä anomalia, ja Saksan huomattavan ylijäämäinen vaihtotase oli yksi syy euron kurssin epänormaalin korkealle kohoamiselle. Vajaassa kymmenessä vuodessa euron dollarikurssi revalvoitui 78 prosenttia.



Kuvio 1. Euron hinta dollareina 1/1999 – 12/2019 (Federal Bank of St. Louis, 2020b).

Vuosituhanen vaihteessa korkotasoiissa näkyy sekä euroalueella että Yhdysvalloissa piikki ja nopea lasku, jota voi selittää ainakin osittain IT-kuplan puhkeamisella vuosina 2001–2002. Tällöin teknologiaosakkeiden arvoista hävisi noin 80–100 %. Vuonna 2001, euron alkuvuosina inflaatiovauhti euroalueella nopeutui lievästi, johtuen lähinnä yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin herkkien erien kuten energian ja jalostamattomien elintarvikkeiden hintojen muutoksista. Käteisen euron käyttöönotto vuonna 2002 vaikutti kuitenkin hintakehitykseen hyvin vähäisesti tai ei ollenkaan, vuoden 2002 alun lievä inflaation kohoaminen johtui joidenkin maiden verojen korotuksista ja epäsuotuisista sääolosuhteista. (Euroopan keskuspankki, 2001.) Vuoden 2003 tienoilla käynnistyi maailmanlaajuinen talouden noususuhdanne, jota kuitenkin jarrutti osittain öljyn sekä teollisuudessa käytettyjen metallien ja raaka-

aineiden korkeana pysyneet hinnat. Tämä myös nosti monessa maassa kuluttajahintoja. (Suomen Pankki, 2004.)



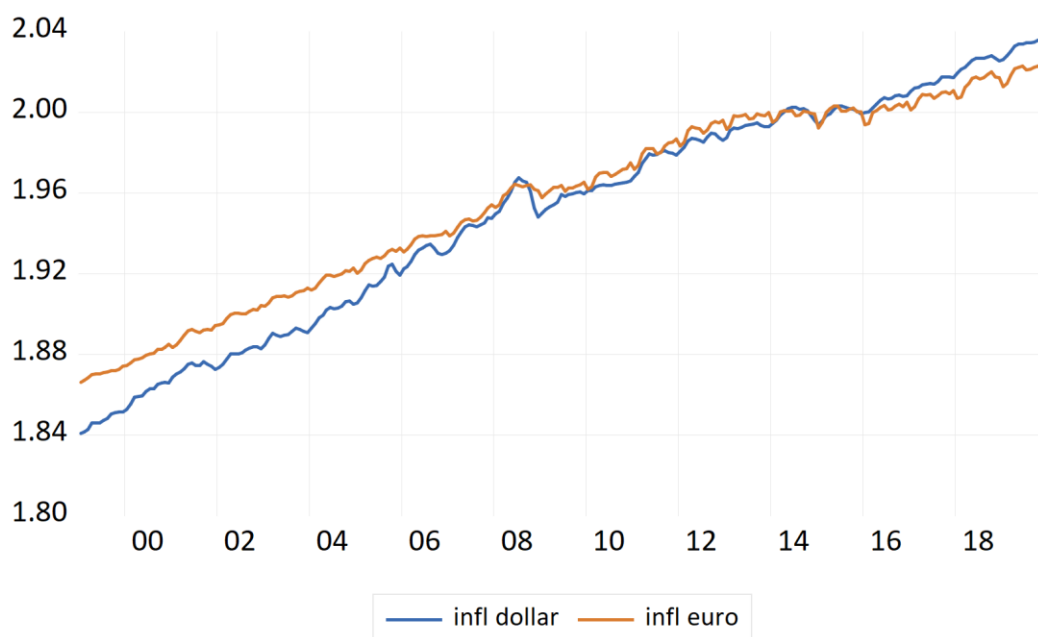
Kuvio 2. Kuluttajahintaindeksin vuosittainen muutosprosentti vuosina 1999–2019 (OECD, 2021b)

Selkeimmin havaittavissa kaikissa fundamenttien kuvaajissa on vuonna 2007 alkanut subprime-kriisi ja siitä kehittynyt globaali finanssikriisi. Vuonna 2007 oli vielä melko nopean talouskasvun aikaa, ja kysyntä oli niin vahvaa, että useat toimialat kärsivät kapasiteetti- ja työvoimapulasta, kun kysyntä ylitti tarjontamahdollisuudet. Korkojen sekä asuntojen hintojen nousu heijastui kasvavaan asuntojen kysyntään Yhdysvalloissa sekä myös euroalueella. (Suomen Pankki, 2007.) Vuoden 2008 aikana dollari vahvistui huomattavasti suhteessa euroon, ja tätä voisi selittää muun muassa dollarin asema niin sanottuna turvasatama-valuuttana.¹ Euron heikentynyt kurssi vuoden 2008 jälkeen pitkittyneesti näyttää, kuinka subprime-kriisin jälkeen kehittynyt eurokriisi pitkittyi, loi euroalueelle epävakautta ja nosti esille piileviä valuvikoja.

¹ Valuutta tarjoaa hedge- hyötyjä joko kriisiaikana, tai keskimääräisesti katsottuna, myös esimerkiksi eurolla sekä Sveitsin frangilla on turvasatama-valuutta ominaisuuksia. (Rinaldo & Söderlind, 2010; Beckmann, Glycopantis & Pilbeam, 2018)

Erityisen vahva lasku kriisin jälkeisenä aikana oli nähtävissä inflaation sekä tuotannon tasossa, mutta nämä palautuivat kohtuullisessa ajassa takaisin. Keskuspankkien elvyttävä rahapolitiikka kriisin hoitoon näkyy rahan määrän kasvuna. Vuonna 2008 Fedin ohjauksorkkoa laskettiin ennätysellisen alhaalle, 0,25 prosenttiin. Rahamarkkinakorot ovat vuoden 2008 jälkeen pysyneet verraten matalalla, etenkin euroalueella, ja vuodesta 2015 lähtien korkoero euroalueen ja Yhdysvaltojen välillä onkin kasvanut huomattavan paljon, kun Yhdysvaltojen korko lähti uudestaan nousuun.

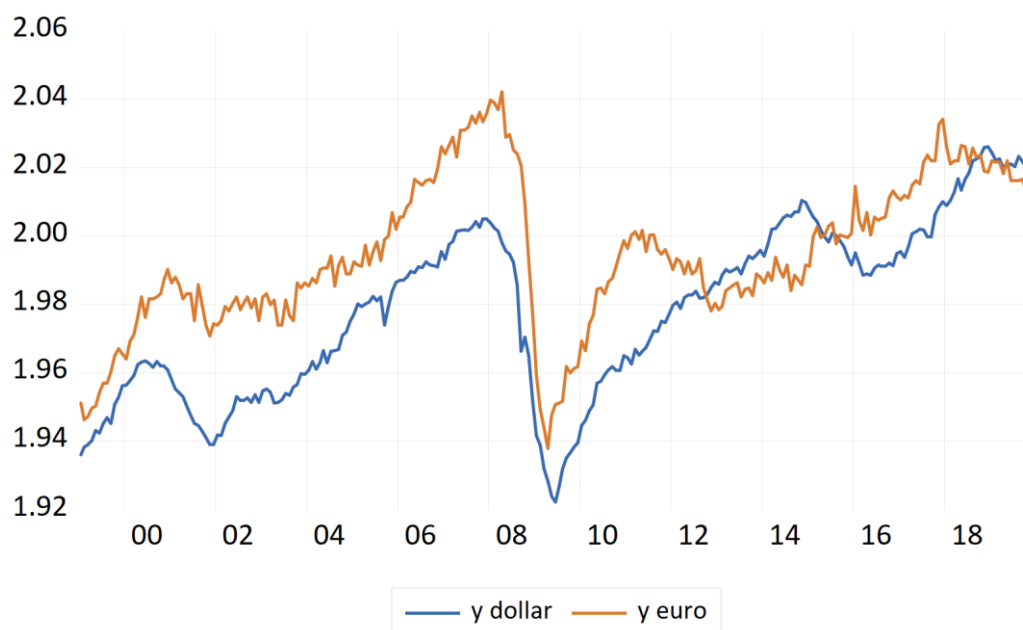
Euroalueella puhkesi finanssikriisin seurauksena velkakriisi, jonka myötä ilmenneitä rakenteellisia ongelmia euroalueella ei saatu tehokkaasti korjattua. Tämän takia euroalueen korot ovatkin pysyneet monta vuotta matalammalla kuin Yhdysvalloissa, ja tämä on nähtävissä kuviosta 5. Vuoden 2018 aikana tapahtunut talouskasvun heikentyminen kuroi korkoeroa hieman pienemmäksi.



Kuvio 3. Kuluttajahintaindeksi Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (OECD, 2021b)

Suomen Pankki arvioi vuonna 2008, että Kiinan taloudella tulee olemaan yhä merkittävämpi vaikutus muiden maiden inflaatioon. Vaikka Kiinan halpojen hyödykkeiden ulkomaankauppa hidastaa inflaatiota, on arvioitu, että hidastava vaikutus on vain joitakin prosentin kymmenyksiä, kun esimerkiksi useimmissa

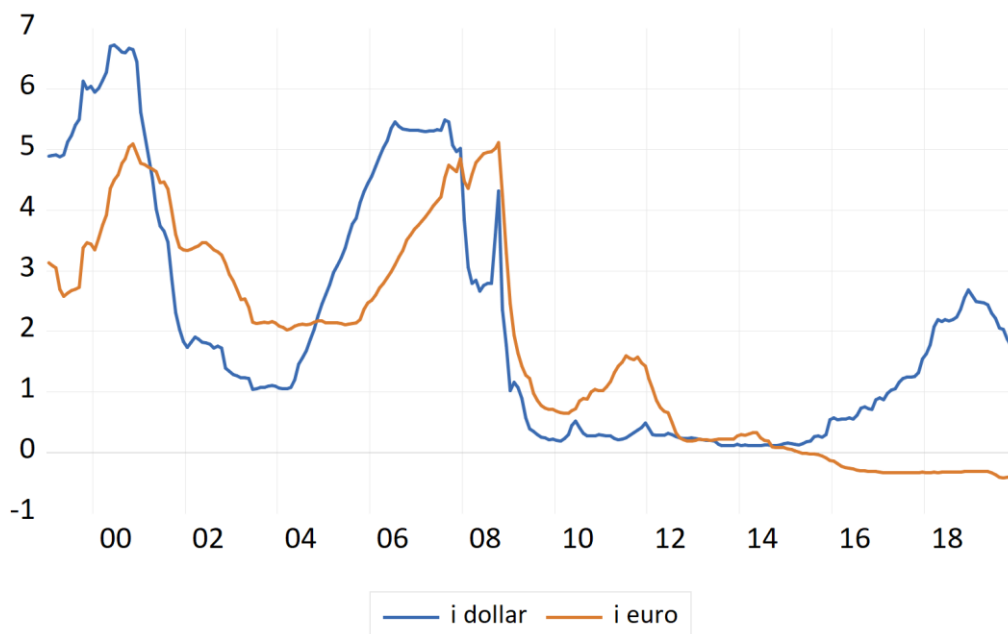
euroalueen maissa kiinalaisten tuotteiden kulutus on vain alle kaksi prosenttia BKT:sta. Kuitenkin Kiinan valmistamien tuotteiden osuus on kasvussa, ja sillä saattaakin olla merkittävä vaikutus inflaatiotasoon. Eroalueelle tuodaan enemmän tuotteita Kiinasta, ja kun kalliita tuotteita korvataan halvemmillä, vaikuttaa se hintatasoon. Kiinan elintason nousu vaikuttaa myös lisäävästi kilpailuun maailmanmarkkinoilla. Muun muassa elintarvikkeiden kulutus on lisääntynyt, ja tämä yhdessä muiden tekijöiden kanssa nosti maailmanlaajuisesti elintarvikkeiden hintoja vuosina 2007–2008. (Suomen Pankki, 2008.)



Kuvio 4. Teollisuustuotantoindeksi Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (OECD, 2021c)

Vuonna 2017 alkoi talous elpymään laaja-alaisemmin euroalueella, ja talous kasvoi 2,5 %. Uusia työpaikkoja oli luotu 7,5 miljoonaa, ja tämä kattoi työpaikkojen menetykset finanssikriisin aikana. Kuitenkin, vaikka reaalitaloudessa oli vahvaa kasvua, inflaation kasvu jäi heikommaksi, inflaatiopaineet olivat matalia eikä pysyvämmästä nopeutumisesta ollut juurikaan merkkejä. Keskimääräinen inflaatiouauhti nopeutui euroalueella 1,5 %, joka johtui pääosin energian ja elintarvikkeiden hintojen noususta. Koko maailmantalouden yhä enemmän elpinessä, myös käyttämättömän tuotantokapasiteetin sekä työvoiman määrä markkinoilla vähentyi, sekä talouskasvua tuki yleinen luottamuksen kasvu yritys- sekä kotitaloussektorilla. Talouskasvua kiihdytti raaka-aineiden tuontimaissa kasvua

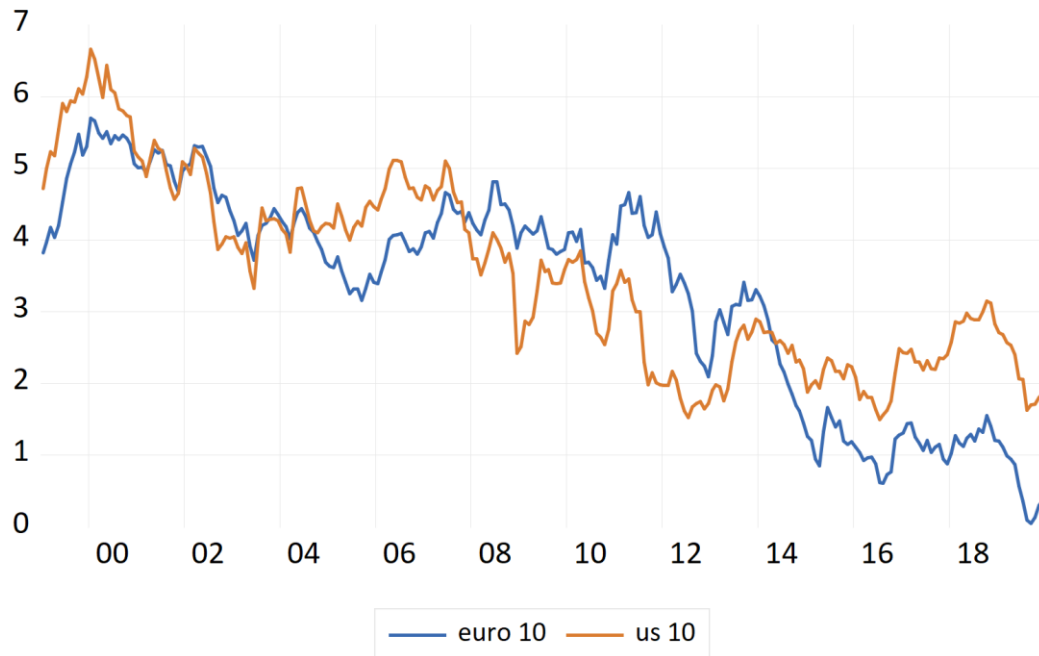
tukeva talouspolitiikka, ja viejämaissa tämä kiihdytti pääoman tuontia sekä yleistä raaka-aineiden hintojen nousua. Euro alkoi jälleen vahvistua merkittävästi dollaria vasten, sekä myös muun muassa Japanin jeniä vasten. (Euroopan Keskuspankki, 2017.)



Kuvio 5. Rahamarkkinakorot Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (OECD, 2021d)

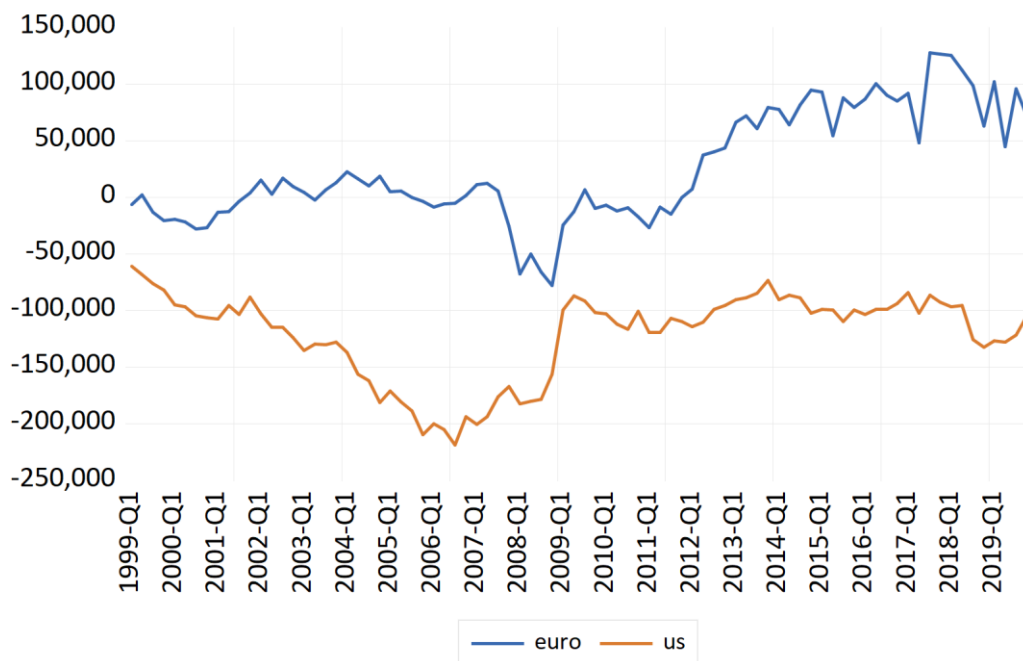
Kun Donald Trumpista tuli vuoden 2017 alussa Yhdysvaltojen presidentti, odotettiin dollarin vahvistuvan Trumpin talouskasvua ja inflaatiota kiihdyttävän talouspolitiikan myötä. Kuitenkaan näin ei käynyt, ja Gerlach (2018) ehdottaa tähän selitykseksi korkoeroa. Presidentinvaalit ja odotukset aiheuttivat Yhdysvaltojen korkotason nousua, josta seurasi Saksan ja Yhdysvaltojen 10 vuotisten lainojen erotuksen suurentuminen ja vahvempi dollari. Presidentin valinnan jälkeen tämä kehitys kuitenkin kääntyi, korkoero pienentyi ja dollarin arvo laski. Gerlach huomioi kuitenkin, että vuoden 2017 puolella välissä Saksan ja Yhdysvaltojen välinen korkoero lakkasi korreloimasta valuuttakurssikehityksen kanssa. Gerlach seuraavaksi laski sekä Saksa-Yhdysvallat, että Saksa-Espanja välisten korkoerojen kuukausittaiset muutokset, ja vertasi niitä valuuttakurssikehitykseen. Espanjan avulla mitataan euroalueen periferiamaan korkokehitystä. Näiden kahden korkoeron muutokset korreloivat vahvasti EUR/USD valuuttakurssin kanssa, ja näyttävät selittävän 78 % valuuttakurssin variaatiosta vuosien 2016–2018 välillä. Tämän analyysin mukaan

dollarin arvonalentumista selittää suuressa määrin Saksan pitkäaikaisten korkojen nousu suhteessa Yhdysvaltojen korkotasoon, ja euroalueen periferian korkotason lasku suhteessa Saksaan. (Gerlach, 2018.)



Kuvio 6. Euroalueen ja Yhdysvaltojen 10 vuoden maturiteetin valtionvelkakirjojen korot vuosina 1999-2019 (Federal Bank of St. Louis, 2021a, b)

Vuoden 2018 alusta lähtien euron arvo on ollut selkeässä laskutrendissä, ja vuoteen 2020 mennessä pudotusta oli jo tullut 13 prosenttia. Laajemmin tarkasteltuna voidaan huomata, että lievää laskutrendiä on jatkunut jo vuodesta 2008 asti, jolloin parhaimmillaan euron arvo oli 1,6 dollaria. Yksi syy tähän laskuun voisi olla melko suuri korkoero. Yhdysvaltojen 10 vuotisten velkakirjojen korko on ollut pidemmän aikaa korkeampi, kuin euroalueen pitkän ajan korko. Vuoden 2019 lopussa Yhdysvaltojen 10 vuotisen valtionlainan korko oli 1,86 %, kun taas euroalueen vastaava hipoi nollan tuntumaa 0,36 prosentissa, ja nollan tuntumassa se on toistaiseksi pysynyt. (Federal Bank of St. Louis, 2021 a, b.) Toisena tekijänä voidaan pitää euroalueen suurimman talouden Saksan talouskasvun hiljentymistä vuonna 2018. Saksan vaihtotase on ollut yksi maailman ylijäämäisimmistä pitkään, ja ennätyskorkealla 10,2 % suhteessa BKT:hen vuonna 2016 suhteutettuna bruttokansantuotteeseen (OECD, 2021a).

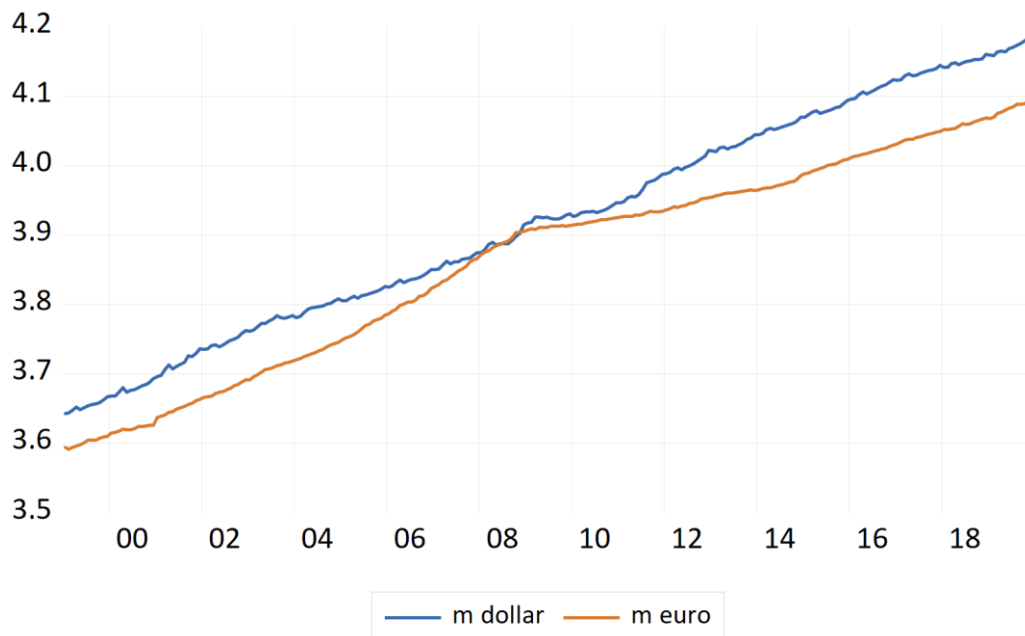


Kuvio 7. Euroalueen ja Yhdysvaltojen vaihtotaset kvartaaleittain vuosina 1999–2019, mitattu miljoonissa dollareissa (OECD, 2021a)

Saksan suuri ylijäämä on aiheuttanut epätasapainoja euroalueen sisäisessä ja maailmanlaajuisessa kaupassa, ja vuonna 2018 Yhdysvaltojen presidentti Donald Trumpin kaavailemat autotullit ovat kiristäneet Saksan ja Yhdysvaltojen välisen kaupan jännitteitä. Yhdysvaltojen ja Kiinan välinen kauppasota, joka kärjistyi vuonna 2019 on myös vaikuttanut maailmantalouteen negatiivisesti. Toteutuneet tullikorotukset aiheuttavat Yhdysvaltojen lisäksi myös euroalueen talouskasvun heikkenemistä. Vuonna 2019 Suomen Pankki arvioi euroalueen kokonaistuotannon hidastuneen 0,3 prosenttiyksikköä, ja Yhdysvalloissa noin 0,9 prosenttiyksikköä. Euroalue kärsii etenkin nousevien talouksien heikkenevästä talouskasvusta. (Suomen Pankki, 2019.)

M2 raha-aggregaatti sisältää liikkeellä olevan rahan ja yön yli- talletuksien lisäksi enintään kahden vuoden määräaikaistalletukset sekä enintään kolmen kuukauden irtisanomisehtoiset talletukset (Euroopan Keskuspankki, 2021b). Yksi tapa työttömyyden ja inflaation tasapainottamiseen on M2 tarjonnan mukauttaminen. Yhdysvalloissa M2 on kasvanut tasaisesti talouden kanssa, eikä ole supistunut vuosittaisella tasolla. Isoimmat kasvut tapahtuivat vuosina 2001, 2009, ja 2012, kun taloudessa on taantumaa, ja implementoidaan ekspansiivista rahapolitiikkaa.

Euroalueen M2 raha-aggregaatin kehitys näyttää melko samalta, mutta havaittavissa on hieman suurempi taitos ja hitaampi kasvu finanssikriisin ja eurokriisin aikoihin vuonna 2008–2009, joka voidaan nähdä kuviossa 8.



Kuvio 8. M2 raha-aggregaatti Yhdysvalloissa ja euroalueella vuosina 1999–2019 (Federal Bank of St. Louis (2020a))

2.2 Aiempaa kirjallisuutta

Meese ja Rogoff osoittivat vuonna 1983, että monetaarimallit eivät voita ennustuskyvyssään yksinkertaista satunnaiskulun mallia, eli oletusta siitä, että valuuttakurssin tulevan arvon paras ennuste on sen nykyinen arvo. (Meese & Rogoff, 1983; Rossi, 2013). Tämä kritiikki loi eräänlaisen valuvian valuuttakurssien tutkimukseen. Lukuisista tutkimuksista huolimatta vielä tänä päivänä ei ole pystytty esittämään kovin pitävää näyttöä siitä, että monetaarimallit johdonmukaisesti voittaisivat satunnaiskulun mallin. Silti monetaarimallilla on empiiristä tukea, erityisesti pitkiä aikavälejä tarkastellessa. Sen takia myös tämä tutkielma keskittyy monetaristiseen lähestymistapaan.

Meese ja Rogoff testasivat rakenteellisten talouden fundamenttimuuttujista johdettujen mallien todellista ennustuskykyä. Testattavina olivat Frenkel-Bilson,

Dornbusch-Frankel sekä Hooper-Morton mallit, ja he totesivat, etteivät nämä mallit pysty päihittämään yksinkertaisen satunnaiskulun mallia neliöllisen keskiarvovirheen (*root mean square error*, RMSE) sekä ennusteiden arvioinnin keskiarvopoikkeamakriteereiden (*mean absolute error*, MAE) perusteella. Näiden mallien huono empiirinen suorituskyky voi selittyä osaltaan otantavirheellä, perustana olevien parametrien stokastisilla liikkeillä, käytettyjen mallien huolimattomalla määrittelyllä tai simultaaniyhtälöharhalla. Meesen ja Rogoffin mukaan paras estimointimenetelmä 1–12 kuukauden ennusteisiin on satunnaiskulun malli, eli paras ennuste tulevalle valuuttakurssille on sen nykyinen arvo ja fundamenttimuuttujilla on hyvin vähäinen kyky ennustaa valuuttakursseja, ainakin lyhyellä ja keskipitkällä aikavälillä. Tätä löytöä kutsutaan niin sanotuksi valuuttakurssin irtonaisuuden ongelmaksi (*exchange rate disconnect puzzle*). (Meese & Rogoff, 1983; Hwang, 2001.)

Tämän jälkeen on tehty lukuisia tutkimuksia, joissa on yritetty kumota Meesen ja Rogoffin tutkimustuloksia ja puolustaa fundamenttimuuttujiin perustuvia valuuttakurssimalleja. Edistysaskeleita on otettu, mutta suurin osa tuloksista on kuitenkin ollut parhaimmillaankin heikohkoja. Ennusteet fundamenttimuuttujien perusteella saattavat toimia hyvin joillekin valuutoille tietyllä ajanjaksolla, mutta eivät kuitenkaan toisille valuutoille tai toisina ajanjaksoina. (Wang, 2008.)

Meesen ja Rogoffin tutkimuksesta päinvastaisia tuloksia on toki esitetty, esimerkiksi Woo (1985) sisällyttää rahan kysyntäfunktion osittaiseen sopeuttamismekanismiin ja toteaa, että tämä uudistettu monetaarimalli suoriutuu paremmin kuin satunnaiskulun malli. Somanath (1986) osoitti myös, että monetaarimalli, jossa käytetään viivästettyjä endogeenisiä muuttujia, ennustaa paremmin kuin yksinkertainen satunnaiskulun malli. Myös Mark (1995) esittää, että vertaillessa Yhdysvaltain dollaria Kanadan dollariin, Saksan markkaan, Sveitsin frangiin ja Japanin jeniin, näistä neljästä valuutasta kolmelle out-of-sample ennuste antaa paremman tuloksen kuin satunnaiskulun malli. (Mark, 1995 via Hwang, 2001.) Myös MacDonaldin ja Taylorin mukaan monetaarimallilla on ennustekykyä tarkastellessa Saksan markan ja Yhdysvaltain dollarin välistä valuuttakurssia. He tulevat lopputulokseen, että dynaaminen virheenkorjausmalli voittaa satunnaiskulun mallin kaikilla ennustehorisonteilla. (MacDonald & Taylor, 1993 via Hwang, 2001.) He vertasivat myös myöhemmin dollarin ja Sveitsin frangin välistä valuuttakurssia, ja havaitsivat neljä tilastollisesti

merkittävää yhteisintegroituva vektoria aikasarjoista, mikä puhuu joustavien hintojen monetaarimallin, eli pitkän aikavälin Frenkel-Bilson mallin puolesta. (MacDonald & Taylor, 1994.) Myös Chinn ja Meese (1995) vertasivat bilateraalisia valuuttakursseja kolmella eri strukturaalisella valuuttakurssimallilla aikavälillä 1973–1990, ja tulivat tulokseen, että lyhyellä aikavälillä nämä valuuttakurssimallit eivät pysty päihittämään satunnaiskulun mallia, mutta pitkällä aikavälillä, tässä tapauksessa yli 36 kuukauden aikahorisontilla, strukturaalisilla valuuttakurssimalleilla on enemmän ennustuskykyä kuin satunnaiskulun mallilla.

Engle-Grangerin (1987) menetelmää käyttäen useat tutkijat ovat testanneet yhteisintegraatiota, eivätkä ole pystyneet kumoamaan nollahypoteesia, jonka mukaan yhteisintegraatiota ei ole. Kuitenkin hiljattain Johansenin (1988) suurimman todennäköisyyden metodilla on saatu vahvaa näyttöä yhteisintegraation puolesta monetaarimalleilla. Hwang (2001) käyttää Frenkel-Bilson sekä Dornbusch-Frankel malleja tarkastellakseen USD/CAD valuuttakurssia. Hän havaitsi kolme yhteisintegroituva vektoria valuuttakurssien ja makrotalouden fundamenttien välillä. Valuuttakurssin ja fundamenttien välillä vallitsee siis Hwangin mukaan pitkän aikavälin yhteys. Hwang käyttää Johansenin yhteisintegraatiomenetelmää (Johansen, 1988; Johansen & Juselius 1990). Hän analysoi pitkän aikavälin monimuuttujarelaation muuttujien välille. Tämä mahdollistaa valuuttakurssien dynaamisen virhekorjausmallin, ja tämä menetelmä on ylivoimainen yksinkertaisempaan regressiopohjaiseen Engle-Granger malliin verrattuna, sillä se tallentaa aikasarja-aineiston taustalla olevat ominaisuudet kokonaisvaltaisesti, tarjoaa estimaatteja kaikista yhteisintegroitivista vektoreista, joita voi ilmetä muuttujavektorilla, sekä tarjoaa testistatistiikan yhteisintegroitivien vektorien määrästä. Hwang löytää jopa kolme yhteisintegroituva vektoria kahdessa monetaarimallissa, joka merkitsee sitä, että valuuttakurssin ja makrotaloudellisten fundamenttien välillä vallitsee vakaa pitkän aikavälin suhde.

Engel ja West (2005) taas toteavat, että valuuttakurssin irtonaisuuden ongelma on olemassa valuuttakursseja fundamenttimuuttujilla määriteltäessä. He esittävät valuuttakursseille arvopaperilähtöisen määrittelytavan, jossa valuuttakursseja määrittää fundamenttien lisäksi odotukset fundamenttien tulevaisuuden arvoista. Nykyarvoiset fundamentit saavat hyvin vähän painoarvoa valuuttakurssin

määrittämisessä, ja niistä ei heidän mukaansa ole hyötyä ennustamisessa. Engel ja West toteavat myös, että valuuttakurssimallien toimivuuden arvioiminen niiden ennustuskyvyn mukaan on turhan tiukka mittari. Jos valuuttakurssit määräytyvät fundamenttien mukaan kuten muut rahoitusinstrumentit, nykyarvoiset fundamentit eivät kykene ennustamaan valuuttakursseja sen paremmin kuin satunnaiskulku, vaikka arvopaperilähtöinen malli täysin mallintaisikin fundamenttien ja valuuttakurssien välisen suhteen. Heidän mukaansa fundamenttilähtöiset mallit ovatkin käyttökelpoisia taloudelliseen analyysiin, mutta hyödyttömiä ennustamiseen. (Engel & West, 2005; Wang, 2008.) Engel ja West toteavat, että on epärealistista olettaa, että vain tutkijan havaittavissa olevat fundamentit vaikuttaisivat valuuttakurssiin. Heidän mielestään ”näkymättömillä” fundamenteilla, kuten rahan kysyntäshokit, reaalisien valuuttakurssin shokit ja riskipreemiot, ovat osana valuuttakurssien käytöksen selittämistä. Vaikka jotkut saattavat tulkita tällaisten muuttujien olemassaolon mallin epäonnistumisena, he toteavat, että ei ole paljoa näyttöä sen puolesta, että valuuttakurssi selittyisi pelkästään havaittavissa olevilla fundamenteilla. (Engel & West, 2005)

Vaikka arvopaperilähtöinen lähestymistapa ei auta ennakoimaan lyhyen aikavälin valuuttakursseja, siitä voi tehdä mielenkiintoisen havainnon. Jos valuuttakurssi määräytyy odotettujen fundamenttien tulevaisuuden arvojen mukaan, tämän päivän valuuttojen arvon tulisi pitää sisällään tietoa huomisen fundamenteista. Chen, Rogoff ja Rossi (2010) havaitsivat, että valuuttakurssit itse asiassa auttavat ennustamaan yhden fundamentin, maailman hyödykehintojen, arvoa. He tarkastelivat Australian, Canadian, Chilen, Uuden Seelannin ja Etelä-Afrikan valuuttakursseja sekä hyödykkeiden vientiä. Nämä kaikki maat tuottavat suuren määrän perushyödykkeitä, ovat olleet markkinalähtöisessä kelluvan valuuttakurssin järjestelmässä jo melko pitkään, ja muutamia spesifejä hyödykkeitä lukuun ottamatta ovat pääosin hinnanottajia globaaleilla hyödykemarkkinoilla. (Wang, 2008; Chen, Rogoff & Rossi, 2010.)

Vaikka suurin osa tutkitusta valuuttakurssien ennustettavuudesta on heikkoa, melko vahvaa näyttöä valuuttakurssin ennustettavuudesta on kuitenkin pitkällä aikavälillä. Engel, Mark ja West (2007) vahvistavat tämän väitteen, mutta toteavat että valuuttakurssimallien arvioimiseen ja vertailuun tulisi kehittää muita keinoja kuin out-

of-sample ennustuskyvyn arviointi. Tämä on hankala tehtävä, sillä uskottavissa malleissa otetaan huomioon, että valuuttakurssit ovat rahoitusinstrumenttien hintoja, ja siten pääsääntöisesti markkinaodotusten ohjaamia.

Engel, Wang ja Wu (2009) esittävät, että valuuttakurssivaihteluita määrittelee sekä pysyvä pitkän aikavälin trendi, että jokin hetkellinen kohina. Sekä monetaarimallissa että Engelin ja Westin (2005) Taylorin säännön mallissa hetkellinen kohina liittyy johonkin fundamenttiin, joka ei ole havaittavissa, esimerkiksi valuutan hallussapidon riskipreemioon. Jos otetaan huomioon markkinaodotukset tulevasta valuuttakurssista, riskipreemion pystyy laskemaan kattamattoman korkopariteetin avulla. Engel, Wang ja Wu olettivat markkinaodotusten datan olevan pätevää, ja havaitsivat vahvan stationaarisuuden Yhdysvaltain dollarin ja seitsemän muun maan välisen valuutan sekä riskipreemion välillä. Heidän mukaansa valuuttakursseja pystyy ennustamaan paremmin pidemmällä aikavälillä kuin lyhyellä. He havaitsivat myös, että joidenkin stationaaristen fundamenttien kohdalla, kuten esimerkiksi riskipremio, arvopaperilähtöinen menettelytapa saattaa myös pystyä selittämään pitkän aikavälin ennustettavuutta valuuttakursseille. Arvopaperilähtöinen menettelytapa on lupaava, vaikka empiirinen tutkimus ei vielä ole täysin kyennyt ratkaisemaan valuuttakurssin irrallisuuden ongelmaa. (Wang, 2008; Engel, Wang & Wu, 2009.)

Useissa tutkimuksessa on käytetty suurilta osin lineaarisia malleja, vaikka teorioissa ilmenee usein muuttujien välinen epälineaarinen yhteys. Frankel (1979) esittää, että inflaatiolla on keskeinen rooli monetaarimalleissa, ja hän väittää vahvasti, että valuuttakurssien muutokset täytyisi jollain tapaa olettaa kotimaan ja ulkomaan välisten inflaatioidifferentiaalien funktioiksi. Frankelin mukaan valuuttakurssilla on negatiivinen yhteys korkodifferentiaaliin, sekä positiivinen yhteys inflaatio-odotusten differentiaaliin. Mikäli odotettu inflaatioero on pieni, valuuttakurssi seuraa pitkälti satunnaiskulkua. Kun inflaatio-odotusten differentiaali kasvaa, makrotalouden perusmuuttujat vaikuttavat valuuttakurssiin epälineaarisesti. Junttila ja Korhonen (2011) saivat samankaltaisia tuloksia tutkiessaan Yhdysvaltain dollarin ja viiden muun maan Bretton Woods aikakauden jälkeisiä valuuttakursseja. Heidän mukaansa valuuttakurssien ja fundamenttien välinen yhteys on epälineaarinen, ja tämä epälineaarisuus tulisi ottaa huomioon. Epälineaarisuus ja inflaatioidifferentiaali huomioon ottaen heidän tuloksensa puhuvat monetaarimallin kelpoisuuden puolesta.

Fundamenttien ja valuuttakurssin välillä on havaittavissa vahva yhteisintegraatiorelaatio, erityisesti silloin, kun nämä relaatiot ovat epälineaarisesti riippuvaisia Yhdysvaltain dollaria vasten mitatuista inflaatioidifferentiaaleista. Myös inflaatioidifferentiaalain havaittiin vaikuttavan valuuttakurssiin epälineaarisesti. Fundamenttien ja valuuttakurssin epälineaarista suhdetta puoltavia tuloksia ovat saaneet myös Ma ja Kanas (2000) jotka testasivat kahta eri valuuttakurssiparia, Alankomaat-Saksa sekä Ranska-Saksa, kahdella eri epälineaarisella mallilla.

Dedola, Georgiadis, Gräb ja Mehl (2020) puolestaan tutkivat määrällisen elvytyksen (*Quantitative easing*, QE) vaikutuksia valuuttakurssin muutoksiin. Finanssikriisin myötä keskuspankit ympäri maailmaa laitoivat käytäntöön laajoja määrällisen elvytyksen toimenpiteitä laajentaakseen poliittista työkalupakettiaan. Vuoden 2020 COVID-19 kriisi on yhä vahvistanut argumenttia, että määrällisestä elvytyksestä on tullut oleellinen rahapolitiikan väline. Määrällisen elvytyksen vaikutuksia valuuttakurssiin on tutkittu verraten paljon, etenkin keskusteluissa määrällisen elvytyksen tehokkuudesta ja välittymisestä. Vaikkei määrällinen elvytys suoraan kohdistu valuuttakurssiin, on se kuitenkin tärkeää rahapolitiikan välittymisen kannalta. Dedola, Georgiadis, Gräb ja Mehl (2020) toteavatkin, että EKP:n ja Fedin määrällisellä elvytyksellä on merkittävät vaikutukset EUR/USD valuuttakurssiin, pääasiassa muuttuvan valuuttakurssiriskin takia ja pienemmissä määrin arbitraasin rajojen muuttumisen takia. Etenkin silloin, kun yhden keskuspankin tase laajenee suhteessa toiseen määrällisen elvytyksen toimenpiteiden ilmoittamisen jälkeen, on tätä yleensä seurannut vastaavan valuutan devalvoituminen.

3 VALUUTTAKURSSITEORIAT

Yksi vanhimmista ja fundamentaalisimmista makrotaloudellisista teorioista, jota on esitetty jo 1500-luvulla, on hintojen ja valuuttakurssien mukautuminen niin, että jokaisen valuutan ostovoima säilyy vertailtavana tietyllä hyödykekorilla. Pariteettiteoria tarjoaa lähtökohdan sille, miten valuuttakursseja voi määrittellä ja muodostaa yhteyden valuuttakurssin ja hintatasojen välille pitkällä aikavälillä. Kun yhdistetään pariteettiteorian ja hintatasoa määrittävän rahan kvantiteettiteorian periaatteita, saadaan aikaiseksi valuuttakurssin monetaristinen lähestymistapa.

3.1 Pariteettiteoria

3.1.1 Katettu korkopariteetti

Katettu korkopariteetti (*covered interest rate parity, CIP*) on teoria, jonka mukaan tietyllä ajanjaksolla ulkomaan valuutaksi muunnettu ja sinne tehty sijoitus on yhtä kannattava kuin kotimaahan tehty, eli arbitraasin mahdollisuutta ei ole. Seurailen Feenstran ja Taylorin (2017) esimerkkiä, kuvitellaan sijoittaja euroalueella, joka sijoittaa yhdysvaltalaiseen pankkiin talletuksia. Merkitään $S = \text{€}/\text{\2 , ja asteriski merkkää ulkomaata. Valuuttakurssi on $1/S$ dollaria tänään, ja nämä dollarit sijoitettaisiin pankkiin dollarimääräisellä korolla i^* , joten vuoden päästä niiden arvo olisi $(1 + i^*)/S$ dollaria. Nämä sijoitukset pitää silloin muuntaa takaisin euroiksi, mutta varmuutta tulevasta spot-kurssista ei ole, joten sijoittaja voi tehdä termiinisopimuksen termiinikurssilla F , jolla suojautua kurssiriskejä vastaan. Tällöin vuoden kuluttua dollarit voisi vaihtaa euroiksi hintaan $(1 + i^*)F/S$. Mikäli termiinisopimuksesta koituva odotettu tuotto on yhtä suuri, kun sijoitusten tallettaminen euroissa, arbitraasista ei ole hyötyä ja katettu korkopariteetti pätee:

² Tässä tutkielmassa käytetään valuuttakurssikirjallisuudessa laajalti käytettyä merkintätapaa €/€, joka on käänteinen Suomen Pankin käyttämään merkintätapaan \$/€, joka kertoo yhden euron arvon ulkomaan valuutassa. Yleisesti onkin sovittu pankkien välisillä markkinoilla, että euro on perusvaluutta. Myös Yhdysvaltain dollari on yleisesti sovittu perusvaluutta lukuun ottamatta valuuttapareja EUR/USD, AUD/USD ja GBP/USD.

$$(1 + i) = (1 + i^*) \frac{F}{S}. \quad (1)$$

Vasemmalla puolella on euromääräisten talletusten tuotto, ja oikealla puolella dollarimääräisten talletusten tuotto euroissa. Kattamaton korkopariteetti kuvaa tasapainoa, jossa sijoittajat ovat indifferenttejä kahden maan korkoa tuottavien pankkitalletusten välillä valuuttakurssiriskin ollessa eliminoitu termiinisopimuksella. Koska toinen tuotoista riippuu termiinikurssista, katettua korkopariteettia voidaan käyttää määrittämään termiinikurssi

$$F = S \frac{1+i}{1+i^*}. \quad (2)$$

Mikäli markkinoilla ei ilmene pääomaliikkeiden rajoituksia ja ne ovat avoimet, katettu korkopariteetti pätee kaikilla vapaasti vaihdetuilla valuutoilla. (Feenstra & Taylor, 2017, s. 470–472.)

3.1.2 Kattamaton korkopariteetti

Kattamattoman korkopariteetin (*uncovered interest rate parity*, UIP) periaate on pääosin sama kuin katetussa korkopariteetissa, mutta siinä ei ole käytössä valuuttakurssiriskiltä suojaavaa termiinisopimusta. Kattamattomassa korkopariteetissa ulkomaille vuosi aiemmin tehty sijoitus muutetaan takaisin kotimaan valuutaksi käyttäen sijoituskentekohetkellä tehtyä odotusarvoa sijoitusjakson päättyessä vallitsevasta spot-kurssista, eli odotettua valuuttakurssia S^e . Sijoitukseen liittyy siis epävarmuutta koskien päättymishetkellä vallitsevaa kurssia. Jos tässä tapauksessa arbitraasista ei ole hyötyä, kattamaton korkopariteetti pätee:

$$(1 + i) = (1 + i^*) \frac{S^e}{S}. \quad (3)$$

Vasemmalla puolella on euromääräiset tulot eurojen talletuksista, ja oikealla puolella odotetut euromääräiset tulot dollarien talletuksista. Koska tässä tapauksessa toinen tuotoista riippuu spot-kurssista, voidaan kattamatonta korkopariteettia käyttää määrittämään spot-kurssi uudelleenjärjestelmällä yllä oleva yhtälö muotoon

$$E_{\text{€}/\$} = E_{\text{€}/\$}^e \frac{1+i_{\$}}{1+i_{\text{€}}}. \quad (4)$$

Mikäli siis tiedämme odotetun valuuttakurssin ja euron sekä dollarin koron, pystymme laskemaan tämänhetkisen spot-kurssin, jos kattamaton korkopariteetti pätee. Kattamattoman korkopariteetin voi myös esittää yksinkertaisempaa approksimaationa

$$i = i^* + \frac{\Delta S^e}{S}. \quad (5)$$

Vasemmalla puolella on euromääräisten talletuksien korko. Oikealla puolella on ensin dollarimääräisten talletusten korko, ja toinen termi voidaan laajentaa muotoon $\Delta S^e/S = (S^e - S)/S$, joka on odotettu dollarin arvonnousun taso, joten oikea puoli kuvaa dollarimääräisten talletusten odotettua tuottoastetta euroissa. Kattamaton korkopariteetti siis kertoo, että kotimaan korkotaso on yhtä suuri kuin ulkomaan korkotason ja kotimaan valuutan odotetun devalvoitumisen summa.

3.1.3 Ostovoimapariteetti

Samoin kuten arbitraasi toimii kansainvälisillä sijoitusinstrumenttien markkinoilla, se toimii myös hyödykemarkkinoilla. Siten täydellisillä markkinoilla hyödykkeiden hintojen eri maissa tulisi olla samat vertaillessa niitä samassa valuutassa. Kun tätä sovelletaan yhteen hyödykkeeseen, ominaisuus tunnetaan yhden hinnan lakina (*law of one price*, LOOP). Sovellettuna kokonaiseen hyödykekoriin, ominaisuus on nimeltään ostovoimapariteetti (*purchasing power parity*, PPP). (Feenstra & Taylor, 2017, s. 486–487.) Pariteetti pohjautuu siihen, että kitkattomilla hyödykemarkkinoilla arbitraasin sekä täydellinen hyödykkeiden välisen substituution myötä eri alueilla hinnat yhtäläistyvät. Absoluuttisen ostovoimapariteetin mukaan, ilman kuljetus- ja transaktiokustannuksia, kilpailulliset markkinat yhtäläistyvät identtisten hyödykkeiden hinnat kaikissa maissa, kun hinnat ilmaistaan samassa valuutassa. (Lahtinen, 2005.) Absoluuttinen ostovoimapariteetti voidaan esittää yksinkertaisesti

$$S = \frac{P}{P^*}, \quad (6)$$

jossa P on kotimaan hintataso ja P^* ulkomaan hintataso. Tämä malli toimii myös perustana ja yksinkertaistettuna versiona monetaarimallista, jota käydään läpi pian. Huomioitavaa on, että tämä malli olettaa valuuttakurssien olevan kelluvat, kiinteiden valuuttakurssien vallitessa PPP ei toimi, tai sen voi olettaa toimivan eri tavalla. Sinällään malli ei myöskään välttämättä tarkoita yhden hinnan lain pitävän paikkansa. Vaikka maiden välillä olisi suuriakin eroavuuksia yksittäisen hyödykkeen hinnassa, voi malli päteä. Vaikka ei olisi olemassa mekanismeja, joka yhtenäistäisi esimerkiksi hiustenleikkuun hinnat kansainvälisesti, voi kuitenkin olla voimia, jotka tasa-arvoistavat elinkustannuksia laajemmin eri maissa. (Copeland, 2008, s. 64–65.)

Tulojen ja menojen kansainvälisen vertailun perustana kokonaisvaltaiseen hintaindeksiin perustuva PPP on luonut yhteisen perustan maidenväliselle valuuttojen vertailulle. Kuitenkin vertailukelpoisten hintaindeksien määrittäminen maiden välillä on usein ongelmallista. Transaktiokustannusten ja muiden kaupan esteiden takia hintojen on mahdollista erota toisistaan maiden välillä, eikä yhden hinnan laki ole voimassa, joten suuri osa empiirisestä kirjallisuudesta keskittyy suhteelliseen ostovoimapariteettiin. Suhteellinen ostovoimapariteetti on dynaaminen versio absoluuttisesta ostovoimapariteetista, ja painottaa, että vaikka absoluuttinen PPP ei välttämättä päde, maiden inflaatiotasojen muutokset määrittäisivät valuuttakurssien vaihtelua. (Lahtinen, 2005.)

$$\left(\frac{P_{t+1}^* - P_t^*}{P_t^*} \right) - \left(\frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \right) = \pi - \pi^* . \quad (7)$$

Suluissa olevat termit ovat inflaatiotasot euroalueella sekä Yhdysvalloissa. Jos absoluuttisen ostovoimapariteetin yhtälö (6) pätee valuuttakurssien ja hintojen tasoihin, voidaan olettaa, että se pätee myös näiden tasojen muutoksiin. Suhteellinen ostovoimapariteetti voidaan esittää siten seuraavasti

$$\frac{\Delta S_t}{S_t} = \pi - \pi^* . \quad (8)$$

Yhtälön vasemmalla puolella on nimellisen valuuttakurssin arvon alentumisen aste, ja oikealla puolella inflaatioidifferentiaali, eli kahden valuutan välisen inflaatiotason erotus. Suhteellinen ostovoimapariteetti siis ennakoi hintojen ja valuuttakurssien muutoksien suhdetta, kun taas ostovoimapariteetti niiden tasojen välistä suhdetta. (Feenstra & Taylor, 2017, s. 491.)

Vuoden 1996 paperissaan *The Purchasing Power Parity Puzzle*, Rogoff käsitteli reaalisena valuuttakurssin lyhyen aikavälin korkean volatiliteetin ja pitkän aikavälin hitaan keskiarvon palautumisen välistä ongelmaa, ja käytti siitä nimeä ostovoimapariteetin pulma. Hän totesi reaalisena valuuttakurssin tasapainon poikkeamien haihtuvan pois ”jäätävän” hitaasti. Tätä selittävät markkinoiden kitkatekijät, esimerkiksi transaktiokustannukset, tullit, hintajäykkyudet ja työvoiman heikko liikkuvuus. Näiden kitkatekijöiden takia yhden hinnan laki ei välttämättä ole voimassa tietyllä puskurialueella ostovoimapariteetin ympärillä. Tämä tutkimus herätti paljon uutta keskustelua ja tutkimusta ostovoimapariteetista ja sen paikkansapitävyydestä. Taylor ja Taylor (2004) taas päättelevät tutkimuksessaan, että ostovoimapariteetti pätee pitkällä aikavälillä, ja lyhyen aikavälin poikkeamilla on taipumus palata takaisin pitkän aikavälin tasapainoonsa.

Kattamaton korkopariteetti taas on useaan otteeseen tutkimuksissa todettu pätemättömäksi, mutta Chinn ja Meredith (2004) toteavat, että pitkällä aikavälillä, pitkän maturiteetin joukkovelkakirjoilla testattuna, kattamaton korkopariteetti pätee. Engel (2016) totesi, että UIP ei päde lyhyille koroille. PPP sekä UIP ovat vetoavia niiden perustuessa arbitraasin puutteelle. Ne kuitenkin vaativat hankalasti toteutuvia edellytyksiä pitääkseen paikkansa. Sekä PPP että UIP tarvitsevat täydellisen kilpailun kaupuille hyödykkeille, ja lisäksi UIP tarvitsee syvät rahoitusmarkkinat sekä vapaat pääomaliikkeet. (Saadon & Sussman, 2018.)

3.2 Monetaarimallit

Monetaarimalli on varhaisin työkalu, jolla on pyritty selittämään valuuttakurssien heilahteluja yhdessä maksutaseen kanssa. Se tarjoaa kiintopisteen muiden valuuttakurssimallien tarkastelulle, ja vaikka se on huono selittämään päivittäistä ja kuukausittaista heilahtelua, se tarjoaa hyödyllistä näkemystä laajemman kuvan ja

pitkän aikavälin trendien tarkasteluun. Monetaarimallien kyvykkyyttä selittää euron valuuttakurssia on mielekäästä tutkia muun muassa siksi, että useissa teoreettisissa avoimen talouden tutkimuksissa valuuttakurssi on mallinnettu monetaristisen lähestymistavan mukaan. (Frenkel & Koske, 2004.)

Ylempänä käsitellyn ostovoimapariteetin mukaan pitkän aikavälin valuuttakurssi määräytyy kahden maan välisten hintojen suhteena. Monetaarimallien mukaan pitkällä aikavälillä hintatasot määräytyvät maissa rahamarkkinatasapainon mukaisesti rahan suhteellisen kysynnän ja tarjonnan mukaan. Rahan tarjonta määräytyy käytännössä keskuspankkien ohjailun mukaan. Rahan kysyntää voidaan havainnollistaa rahan kvantiteettiteorian avulla, jossa rahan kysyntä on suoraan verrannollinen tuotannon tasoon. Rahamarkkinatasapainon mukaisesti rahan kysynnän tulee olla yhtä suuri kuin rahan tarjonnan, jonka oletetaan olevan keskuspankin määriteltävissä. Esitetään rahan kvantiteettiteorian yhtälö kuten Feenstra & Taylor (2017, s. 500):

$$M = L \times PY, \quad (9)$$

jossa PY mittaa tulojen euromääräistä nimellistä kokonaisarvoa taloudessa, merkittynä hintataso P kerrottuna reaalisella tuotantotasolla Y . L on vakio joka mittaa syntyneitä likviditeetin tarvetta jokaista nimellismääräistä tienattua euroa kohden. Kotimaan hintatason voi siis ilmaista muodossa:

$$P = \frac{M}{LY} \quad (10)$$

Tässä yhtälössä M kuvaa nimellisen rahan kokonaistarjontaa, sekä LY reaalisen rahan kokonaiskysyntää.

Rahan kvantiteettiteoria yhdistää hinnat rahamarkkinoiden ehtoihin, ja ostovoimapariteetti yhdistää valuuttakurssit hintoihin. Yhdistämällä nämä kaksi, ottaen jälleen esimerkiksi euron ja dollarin, saamme yksinkertaisen monetaarisen valuuttakurssimallin.

$$S = \frac{P}{P^*} = \frac{\left(\frac{M}{LY}\right)}{\left(\frac{M^*}{L^*Y^*}\right)} = \frac{(M/M^*)}{(LY/L^*Y^*)} \quad (11)$$

Tätä voidaan kutsua monetaristisen lähestymistavan fundamentaaliseksi yhtälöksi. Jos nyt kotimaan rahan tarjonta kasvaa, yhtälön oikea puoli kasvaa ja siten valuuttakurssi nousee, eli kotimaan valuutta devalvoituu suhteessa ulkomaahan. Jos kotimaan reaalin tulotaso taas nousee, yhtälön oikea puoli pienenee reaalisen rahan kysynnän kasvaessa ja valuuttakurssi laskee, eli kotimaan valuutta revalvoituu. (Feenstra & Taylor, 2017, 501–503.)

Useita versioita monetaarimallista on esitetty, joiden lomasta voidaan selkeästi erottaa kaksi monetaarimallien päätyyppiä. Ensimmäinen näistä on Frenkelin (1976) ja Bilsonin (1978) joustavien hintojen malli, eli pitkän aikavälin malli. Toinen on Dornbuschin (1976) jäykkien hintojen malli, sekä Frankelin (1979) tästä modifioima reaalisen korkoerotuksen malli, jotka ovat lyhyen aikavälin malleja. Kaikki nämä mallit perustuvat ostovoimapariteetin paikkansapitävyyteen sekä vakaan rahan kysynnän olemassaoloon. (Frenkel & Koske, 2004.)

3.2.1 Frenkel-Bilson

Frenkelin ja Bilsonin malleissa hinnat ovat joustavia, ja valuuttakurssin mukautuminen tapahtuu välittömästi. Ostovoimapariteetti pätee poikkeuksetta. Seurailemalla Frenkelin ja Kosken (2004) sekä Mac Donaldin (2007, s. 95–96) esimerkkejä, otetaan luonnollinen logaritmi³ ostovoimapariteetin kaavasta (6), ja saadaan:

$$s = p - p^*, \quad (12)$$

Jossa s on nimellisen valuuttakurssin logaritmi, p on hintatason logaritmi ja asteriski merkkää ulkomaan muuttujaa.

³ Merkitään jatkossa logaritmeiksi muutettuja muuttujia pienillä kirjaimilla, lukuun ottamatta korkoja, joista ei oteta logaritmia

Eroavaisuus näissä kahdessa mallissa on rahan kysyntäfunktio. Frenkelin (1976) esittämässä versiossa oletetaan Cagan-tyyppinen⁴ rahan kysyntäfunktio, johon on otettu mukaan inflaatio-odotukset, ja siitä saadaan seuraava rahan reaalin kysyntä:

$$m - p = \alpha_1 y - \alpha_2 \pi; \quad \alpha_1, \alpha_2 > 0 \quad (13)$$

$$m^* - p^* = \alpha_1^* y^* - \alpha_2^* \pi^* \quad (14)$$

Yhtälössä m on rahan kysyntä, y on tuotanto ja π kuvaa odotettua inflaatiotasoa. α_1 on rahan reaalin kysynnän tulojousto ja α_2 kuvaa rahan reaalin kysynnän korkojoustoa. Yksinkertaistuksena oletetaan reaalin tulojousto sekä koron puolilogaritminen jousto samaksi maiden välillä. Kun oletetaan myös, että rahamarkkinoiden tasapaino pätee poikkeuksetta molemmissa maissa, voidaan rahan kysyntä ja tarjonta asettaa yhtä suuriksi:

$$m^d = m^s = m, \quad (15)$$

$$m^{*,d} = m^{*,s} = m^*. \quad (16)$$

Kun rahamarkkinatasapaino määrittelee hintatasot p ja p^* , niitä voidaan käyttää ostovoimapariteetin yhtälön (12) mukaisesti ja järjestellä uudelleen rahan kysyntäyhtälöt (13) ja (14), jotta saadaan valuuttakurssin yhtälö:

$$s = m - m^* - \alpha_1 y + \alpha_1^* y^* + \alpha_2 \pi - \alpha_2^* \pi^*. \quad (17)$$

Yhtälö havainnollistaa, miten valuuttakurssi määräytyy kahden valuutan suhteellisten kysynnän ja tarjonnan mukaan. Kotimaan rahan tarjonnan kasvu johtaa kotimaan valuutan arvonalenemiseen ja kotimaan hintatason nousuun. Kotimaan tuotannon nousu tai odotetun inflaation lasku johtaa rahan kysynnän kasvuun, laskien valuuttakurssia. Frenkelin mallia estimoidessa odotetun inflaation muuttuja π tarvitsee

⁴ Inflaation odotettu kasvu otettu huomioon

proxy-muuttujan, joka voi olla esimerkiksi mennyt inflaatiotaso, tai rationaaliset odotukset olettaen tuleva inflaatiotaso.

Toisin kuin Frenkel, Bilson (1978) johtaa valuuttakurssimallinsa ilman tarvetta proxy-muuttujille. Bilsonin mallin mukaan rahan kysyntä on riippuvainen tuotannon tasosta ja nimellisestä korkotasosta i , jolloin rahamarkkinatasapainon voi kirjoittaa:

$$m - p = \alpha_1 y - \alpha_2 i; \quad \alpha_1, \alpha_2 > 0 \quad (18)$$

Yhdessä vastaavan ulkomaan rahan kysyntäfunktion sekä ostovoimapariteetin kanssa saadaan siten valuuttakurssi:

$$s = m - m^* - \alpha_1 y + \alpha_1^* y^* + \alpha_2 i - \alpha_2^* i^* \quad (19)$$

Kotimaan nimellisen korkotason nousu laskee kotimaan valuutan kysyntää ja johtaa valuuttakurssin nousuun. Bilsonin mallia estimoidessa lyhyen aikavälin korkoja, kuten rahamarkkinakorkoja on käytetty korkodatana.

Frenkel (1976) tarkasteli valuuttakurssin ja fundamenttien liikkeitä Saksan hyperinflaation aikaan, ja malli soveltuikin hyvin tapauksiin, missä inflaatioidifferentiaalinen variaatio on suurta. Pitkän aikavälin malleja on kutsuttu myös Chicagolaisiksi malleiksi, kun taas lyhytaikaisia malleja voidaan kutsua Keynesiläisiksi malleiksi hintojen ollessa jäykät. Keynesiläiset mallit soveltuvatkin paremmin tapauksiin, joissa inflaatioidifferentiaalinen vaihtelu on pientä, kuten Kanadan dollarin kellunta Yhdysvaltain dollaria vasten 1950-luvulla. Ongelmaksi muodostuu realistisen mallin kehittäminen tapaukseen, jossa inflaatioidifferentiaalinen vaihtelu on maltillista, kuten se on ollut valtaosassa teollistuneita maita 1970-luvulta lähtien. (Frankel, 1979.)

3.2.2 Dornbusch-Frankel

Dornbuschin (1976) ja Frankelin (1979) malleissa, toisin kuin joustavien hintojen malleissa, oletetaan valuuttakurssin hidas sopeutumisprosessi pitkän aikavälin tasapainoon johtuen hintojen jäykkyydestä (Frenkel & Koske, 2004). Dornbuschin

mallin dynaaminen näkökulma ilmenee oletuksesta, että valuuttakurssit sekä sijoitusinstrumentit sopeutuvat nopeasti verrattuna hyödykemarkkinoihin. Lyhyellä aikavälillä hyödykkeiden hintojen oletetaan olevan jäykät, mutta sijoitusten, esimerkiksi joukkovelkakirjojen ja valuuttakurssien, hinnat oletetaan joustaviksi. Tämä hintajoustopien epäsymmetria johtaa niin sanottuun *overshooting*-ilmiöön, jossa valuuttakurssi väliaikaisesti ylireagoi muutokseen makrotalouden fundamenteissa kompensoidakseen markkinoilla vallitsevia jykkiä hintoja. Mallissa oletetaan ilmenevän hyppymuuttujia (valuuttakurssit ja korkotasot), jotka kompensoivat muiden muuttujien jäykkyyttä. Tarkastellaan kotimaisen rahan tarjonnan laskun seurauksia. Hyödykkeiden hintojen ollessa jäykät lyhyellä aikavälillä, kun reaalisen rahan tarjonta laskee, sen seurauksena korkotaso nousee. Kotimaisen korkotason nousu johtaa pääoman sisäänvirtaukseen ja siten kotimaan valuuttakurssin revalvoitumiseen. Sijoittajat ovat tietoisia, että he keinotekoisesti nostavat kotimaan valuutan arvoa, ja he siten saattavat kärsiä valuuttakurssitappioita, kun heidän sijoitustensa tuotot käytetään ulkomaisessa valuutassa olevien velkojen takaisinmaksuun. Siitä huolimatta, jos odotettu valuuttakurssitappio on suurempi kuin korkodifferentiaali, riskineutraalit sijoittajat jatkavat lainaamista ulkomailta ostaakseen kotimaisia sijoituksia. Lyhyen aikavälin tasapaino saavutetaan, kun odotettu devalvaatiotaso on yhtä suuri kuin korkodifferentiaali, eli kun kattamaton korkopariteetti pätee. Koska kotimaan valuutan odotetaan devalvoituvan korkoeron takia, kotimaan valuutan on täytynyt revalvoitua sen pitkän aikavälin PPP tasapainon yli. Keskipitkällä aikavälillä kuitenkin kotimaiset hinnat alkavat pudota rahan tarjonnan laskun seurauksena. Tämä lievittää rahamarkkinoiden painetta (reaalinen rahan tarjonta nousee) ja kotimaiset korkotasot alkavat laskea, ja valuuttakurssi alkaa hitaasti laskea kohti pitkän aikavälin tasapainotasoaan. Siten tämä malli kykenee selittämään ilmeisen paradoksin, jossa suhteessa korkeamman korkotason omaavien maiden valuuttakurssilla on tapana devalvoitua: alkuperäinen valuuttakurssin nousu aiheuttaa valuuttakurssin äkillisen revalvaation, jonka jälkeen hitaan devalvaation hintojen sopeutuessa pitkän aikavälin tasapainoonsa. Hintajäykkyyden oletuksen takia nimellisen korkotason muutokset heijastelevat muutoksia rahapolitiikan tiukkuudessa. Kun kotimainen korkotaso nousee suhteessa ulkomaan korkotasoon, on tapahtunut kotimaisen rahan tarjonnan vähentyminen suhteessa kotimaisen rahan kysyntään ilman vastaavaa vähentymistä hintatasossa. Kotimaan korkeampi korkotaso johtaa pääoman sisäänvirtaukseen, joka

johtaa kotimaan valuutan revalvaatioon. Näin syntyy käänteinen verrannollisuus valuuttakurssin ja nimellisen korkodifferentiaalin välillä. (Frankel, 1979.)

Joka tapauksessa, oletettaessa hintojen olevan joko joustavat tai jäykät, perinteinen joustavien hintojen malli ja siitä muotoiltu jäykkien hintojen malli ovat molemmat johdettu samasta fundamentaalisesta valuuttakurssiyhtälöstä (17). (Neely & Sarno, 2002.) Dornbuschia seurailleen oletetaan, että kattamaton korkopariteetti (3) pätee.

$$\dot{s} = (i - i^*) . \quad (20)$$

Muuttujan yllä oleva piste merkkää jatkuvaa aikamuuttujaa, eli $\dot{s}_t = ds/dt$.⁵ Oletetaan myös, että kotimaa on pieni ja ottaa ulkomaan hintatason sekä korkotason annettuna. Pitkällä aikavälillä hinnat ovat täysin joustavat ja määritellään kuten joustavissa malleissa rahamarkkinatasapainon mukaan:

$$m - \bar{p} = \alpha_1 y - \alpha_2 i . \quad (21)$$

Yllä oleva viiva merkkää pitkän aikavälin tasapainotasoa. Hinnan sopeutumisprosessin jälkeen pitkällä aikavälillä ostovoimapariteetin odotetaan pätevän. (Mac Donald, 2007, s. 115.) Odotusten muodostumisen suhteen, Frankel (1979) olettaa odotetun arvonalenemisen, toisin sanoen valuuttakurssin aikamuuttujan, olevan nykyisen spot-kurssin ja pitkän aikavälin tasapainokurssin välisen erotuksen arvon, sekä pitkän aikavälin inflaatioidifferentiaalin funktio, jolloin voidaan kirjoittaa:

$$\dot{s} = -\gamma(s - \bar{s}) + \pi - \pi^* \quad \gamma > 0 \quad (22)$$

Yhtälössä (21) π ja π^* ovat odotetut pitkän aikavälin inflaatiotasot kotimaassa sekä ulkomaassa, sekä \bar{s} on pitkän aikavälin valuuttakurssi. Parametri γ määrittää markkinoiden sopeutumisen nopeuden. Yhdistämällä yhtälöt (20) ja (22), saadaan

⁵ Esim. \dot{p} = kotimaisten hintojen kasvuaste

$$\bar{s} = s + \frac{1}{\gamma} [(i - \pi) - (i^* - \pi^*)] , \quad (23)$$

Jossa yhtälön oikealla puolella hakasuluissa oleva termi on reaalikorkodifferentiaali. Otetaan huomioon, että pitkällä aikavälillä, kun $\bar{s} = s$, täytyy päteä myös, että $(\bar{i} - \bar{i}^*) = (\pi - \pi^*)$, jossa \bar{i} ja \bar{i}^* ovat lyhytaikaiset korkotasot pitkällä aikavälillä, joten sulkeissa olevan termin voi myös ilmaista $[(i - i^*) - (\bar{i} - \bar{i}^*)]$. Yllä oleva yhtälö siis kertoo, että kun tiukka kotimainen rahapolitiikka johtaa nimellisen korkoeron nousuun pitkän aikavälin tasapainotasonsa yläpuolelle, siitä alkava pääomaan sisäänvirtaus johtaa valuutan arvon suhteelliseen nousuun yli pitkän aikavälin tasapainotasonsa. (Frankel, 1979.)

Rahan kysyntä voidaan määrittää yhtälön (21) tapaan sekä kotimaassa, että myös ulkomaassa, joten otetaan näiden kahden differentiaali:

$$m - m^* = p - p^* + \alpha_1(y - y^*) - \alpha_2(i - i^*) \quad (24)$$

Kun pitkällä aikavälillä $s = \bar{s}$ ja $(\bar{i} - \bar{i}^*) = (\pi - \pi^*)$, saadaan

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* = \bar{m} - \bar{m}^* - \alpha_1(\bar{y} - \bar{y}^*) + \alpha_2(\pi - \pi^*). \quad (25)$$

Tämä yhtälö havainnollistaa pitkän aikavälin valuuttakurssin määräytymisen rahan, tuotannon ja pitkän aikavälin inflaatio-odotusten funktiona. (Frenkel & Koske, 2004.) Täydessä tasapainossa siis rahan tarjonnan kasvu aiheuttaa hintojen kasvun ja nostaa valuuttakurssia, ja tulotason nousu tai odotetun inflaatiotason lasku kasvattaa rahan kysyntää ja siten laskee valuuttakurssia. (Frankel, 1979.) Nyt sijoittamalla yhtälö (25) yhtälön (23) pitkän aikavälin valuuttakurssin tilalle, saadaan spot-kurssin määrittävä yhtälö, jota käytetään estimointiin:

$$s = m - m^* - \alpha_1(y - y^*) - \gamma^{-1}(i - i^*) + (\gamma^{-1} + \alpha_2)(\pi - \pi^*). \quad (26)$$

Spot-kurssi määräytyy kotimaisen ja ulkomaisen rahan tarjonnan, tuotannon tason, korkotason ja odotetun inflaatiotason erotusten lineaarikombinaatioina. Lyhyen aikavälin korkotasojen nousu johtaa kotimaan valuutan revalvoitumiseen, kun taas

kotimaan odotetun pitkän aikavälin inflaatiotason nousu johtaa devalvoitumiseen. Toisin kuin Bilsonin mallissa, tässä versiossa kotimaisella korkotasolla on negatiivinen etumerkki. Tämä kuvastaa sitä, että hintojen mukautuminen on hidasta. Jos esimerkiksi kotimainen korkotaso äkillisesti tippuu elvyttävän kotimaisen rahapolitiikan seurauksena, kattamaton korkopariteetti silti pätee overshooting-ilmion luodessa revalvaatio-odotuksia. Yhtälössä (26) on mukana kotimainen sekä ulkomainen inflaatio, jotka eivät ole suoraan havaittavia muuttujia, joten näihin tarvitaan proxy muuttujat. Dornbuschin mallin viitekehys on hyvin samanlainen kuin Frankelin yllä esitetty malli, mutta Dornbusch olettaa, että inflaatiotasojen erotus on aina nolla, joten yhtälö (26) pelkistyy muotoon:

$$s = m - m^* - \alpha_1(y - y^*) + \gamma^{-1}(i - i^*). \quad (27)$$

(Frenkel & Koske, 2004.)

Frankelin mallissa, kuten Frenkel-Bilsonin mallissa on huomion kohteena pitkän aikavälin rahamarkkinatasapaino. Valuutan tarjonnan kasvu aiheuttaa pitkän aikavälin arvon alenemisen, ja odotetun inflaation kasvu aiheuttaa pitkän aikavälin arvon alenemisen koska se vähentää valuutan kysyntää. Frankelin mallissa on myös samankaltaisuutta Dornbuschin mallin kanssa, sillä se yhtä lailla olettaa, että hintajäykkyudet hyödykemarkkinoilla luovat eron lyhyen ja pitkän aikavälin välille. Kun nimellinen korkotaso on matala suhteessa odotettuun inflaatioon, kotimaiset markkinat ovat hyvin likvidit. Alkava pääoman ulosvirtaus johtaa valuutan devalvaatioon, kunnes on jälleen riittävästi revalvaatio-odotuksia korvata alhainen korkotaso. Valuuttakurssi ylireagoi tasapainotasonsa yli reaalikorkoeron verran, eli nimellisen korkoeron ja odotetun inflaatioeron erotuksen verran. Jos nimellinen korkotaso on korkea rahan niukkuuden takia, valuuttakurssi on tasapainotasonsa alapuolella. Jos nimellinen korkotaso on korkealla korkeiden inflaatio-odotusten vuoksi, valuuttakurssi on tasapainotasollaan, joka ajan myötä kasvaa inflaatioeron tahdissa. (Frankel, 1979.)

Taulukko 1 havainnollistaa, minkä suuntaisesti eri muuttujien odotetaan vaikuttavan valuuttakurssiin monetaarimallin eri variaatioissa.

Taulukko 1. Eri muuttujien erotuksien vaikutukset valuuttakurssille eri monetaarimallin variaatioissa (mukailien Frenkel & Koske, 2004).

	$s = \beta_1 + m - m^* + \beta_2 (y - y^*) + \beta_3 (i - i^*) + \beta_4 (\pi - \pi^*)$			
	Raha	Tuotanto	Nimellinen korkotaso	Odotettu inflaatiotaso
Frenkel	+	-	0	+
Bilson	+	-	+	0
Dornbusch	+	-	-	0
Frankel	+	-	-	+

4 AINEISTON ESITTELY

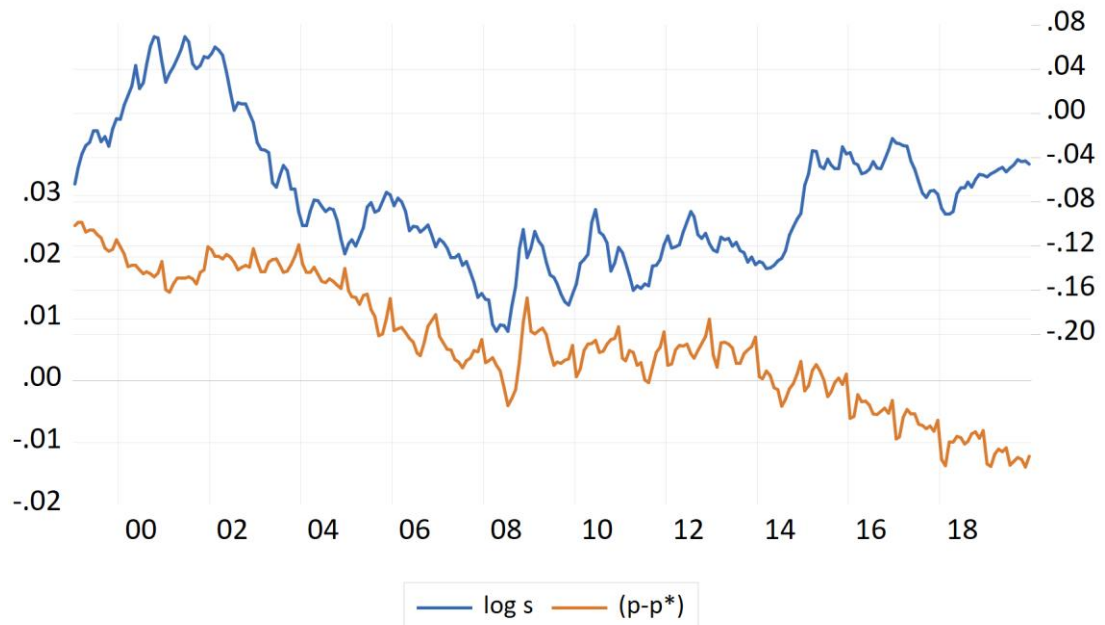
Tässä tutkimuksessa käytetään kuukausittaista aikasarja-aineistoa euron käyttöönoton alusta tammikuusta 1999 vuoden 2019 joulukuuhun, eli yhteensä aineisto sisältää 252 havaintoa. Käytetään valuuttakurssidatana valuuttakurssitutkimuksessa yleisesti käytettyä suoraa notaatiota, eli Yhdysvaltain dollari on hintavaluuttana ja euro perusvaluuttana. Rahan tarjonnan m muuttujana toimii M2 raha-aggregaatti, ja tuotannon tason muuttujaksi y valitaan teollisuustuotantoindeksi perusvuodella 2015. Tutkimukseen otetaan mukaan vain lyhyen ajan korot, sillä näin on tehty useissa muissa tutkimuksissa aiemmin, (kts. esim. Hwang, 2001) ja lyhyen ajan korkoja i kuvaavat rahamarkkinakorot laskettuna päivittäisten hintojen keskiarvoilla. Inflaatio-odotukset π ovat havaitsemattomissa oleva muuttuja, ja tarvitsevat siksi proxy-muuttujan, joka tässä tapauksessa on kuluttajahintaindeksi perusvuodella 2015. Valuuttakurssien sekä makrotalouden fundamenttimuuttujien data on haettu St. Louis Fedin, OECD:n sekä Euroopan keskuspankin tietokannoista.

Muuttujat logaritmoidaan, jotta saadaan aika-additiivinen data. Kaikkien muuttujien aikasarjoista lasketaan differentiaali vähentämällä euromääräisestä muuttujasta dollarimääräinen muuttuja. Otetaan myös aikasarjoista ensimmäinen differenssi, jotta saadaan suhteellinen muutos.

Alla valuuttakurssin (sininen) sekä kaikkien tarkasteltavien fundamenttien (oranssi) aikasarjojen eur-usd erotuksen logaritmit koko ajanjaksolta 1999–2019.



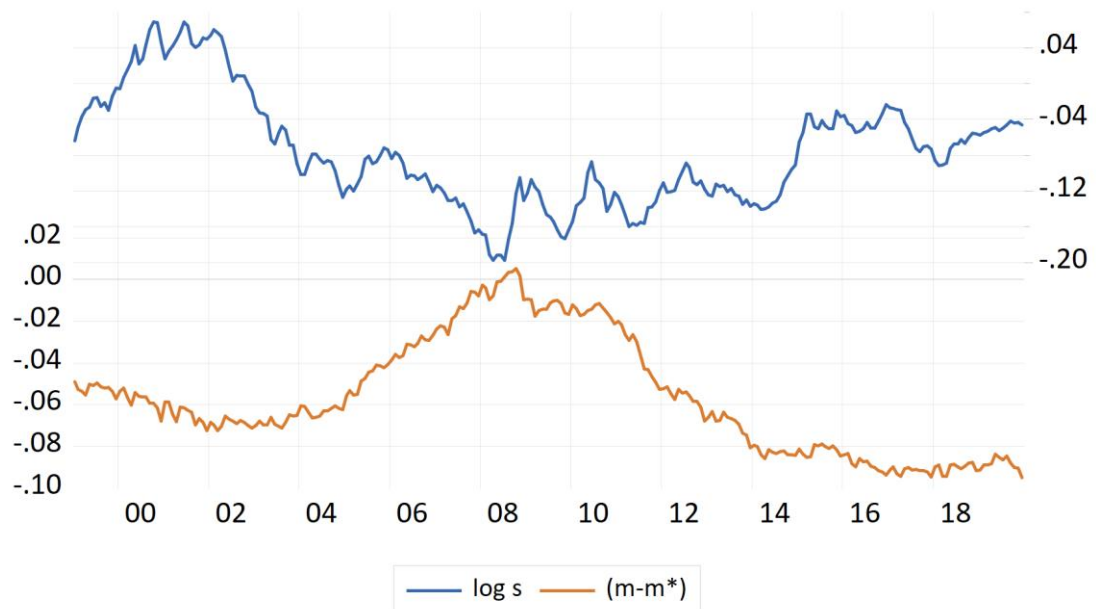
Kuvio 9. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja korkoero (vasen asteikko)



Kuvio 10. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja inflaatioero (vasen asteikko)

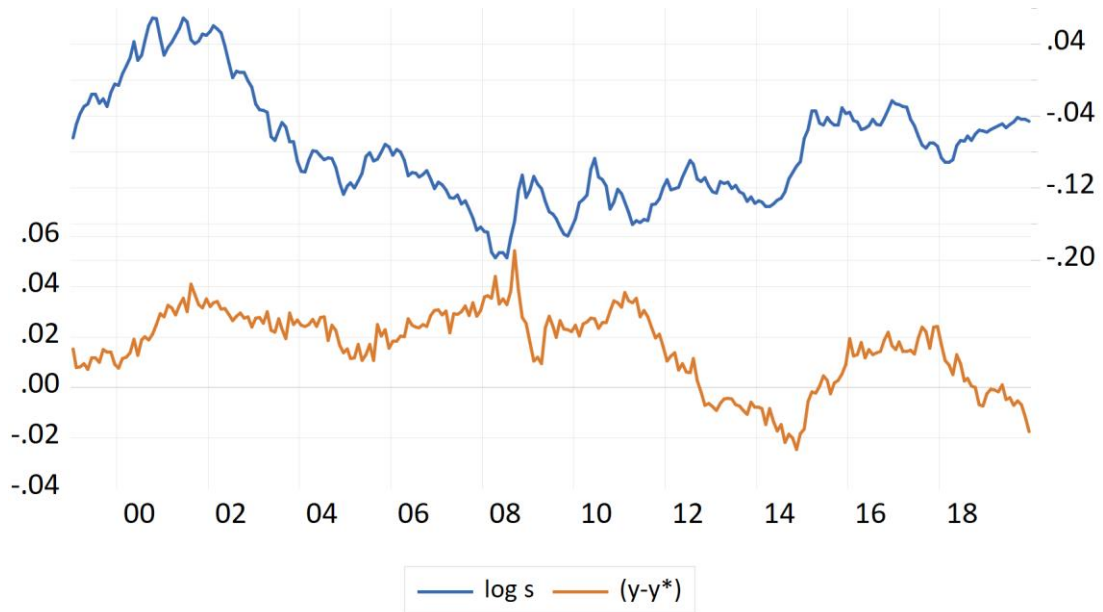
Kuviosta 10 näkee että valuuttakurssi ja inflaatioero näyttävät kulkevan melko yhtenevästi noin vuosien 2003 ja 2014 välisenä aikana, mikä saattaisi merkitä myös yhteisintegraatiota.

Tämän havainnon takia suoritettiin yhteisintegraatiotesti myös erikseen inflaation ja valuuttakurssin välille vuosien 2003 alusta vuoden 2014 loppuun, ja tässä havaittiin näiden välillä vahva yhteisintegraatio.



Kuvio 11. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja rahamäärän ero (vasen asteikko)

Kuviosta 11 näkee, että valuuttakurssi ja rahamäärän ero käyttäytyvät melkein koko tarkastellun periodin ajan ikään kuin peilikuvat toisistaan. Tämä voisi indikoida negatiivista korrelaatiota, joka voidaan vahvistaa alempana korrelaatiomatriiseista, sekä Liitteen 2 pareittaisista sirontakuviosta. Tämä negatiivinen korrelaatio on hieman ristiriidassa aiemmin yhtälössä (11) esitetyn monetaristisen lähestymistavan fundamentaalisen yhtälön kanssa.



Kuvio 12. Valuuttakurssin s logaritmi (oikea asteikko) ja tuotantoero (vasen asteikko)

Silmämääräisesti tarkasteltuna yllä olevia aikasarjoja, sekä kuvioden 1–8 aikasarjoja, voidaan olettaa, että aikasarjat eivät luultavasti ole tasoillaan stationaarisia. Stationaarisuutta ja yksikköjuuriprosessia käsitellään tarkemmin seuraavassa luvussa. Liitteessä 1 on aikasarjojen sekä ensimmäisten differenssien kuviot (rahamäärällä toinen differenssi), joista voi nähdä, että aikasarjat melko todennäköisesti muuttuvat stationaarisiksi ensimmäisen differenssin ottamisen jälkeen.

	s	$(y-y^*)$	$(m-m^*)$	$(i-i^*)$	$(\pi-\pi^*)$
Keskiarvo	-0.075815	0.016090	-0.056386	-0.394278	0.006230
Mediaani	-0.085397	0.018935	-0.061777	-0.061800	0.005197
Maksimiarvo	0.069306	0.054311	0.005370	2.197400	0.025646
Minimiarvo	-0.197529	-0.024678	-0.094884	-3.001900	-0.013902
Keskihajonta	0.061795	0.014797	0.027726	1.403286	0.010102
Vinous	0.506797	-0.587451	0.521889	-0.184922	-0.047558
Huipukkuus	2.667957	2.696893	2.135596	1.826853	2.127506
Havaintojen lkm.	252	252	252	252	252

Taulukko 2. Logaritmoitujen aikasarjojen tunnuslukuja vuosilta 1999–2019

Huipukkuuden mukaan koko aikasarja ei ole ihan normaalijakautunut, normaalijakauma on noin 3. Muuttujien jakaumat eivät näytä olevan kovin vinoja, $(y-y^*)$ on hieman vasemmalle vino ja s ja $(m-m^*)$ ovat oikealle vinoja.

Korrelaatio	$(i-i^*)$	$(m-m^*)$	$(y-y^*)$	$(\pi-\pi^*)$	s
$(i-i^*)$	1.000000				
$(m-m^*)$	-0.569598	1.000000			
$(y-y^*)$	0.618196	-0.013563	1.000000		
$(\pi-\pi^*)$	0.259207	-0.806019	-0.293741	1.000000	
s	0.213155	-0.670324	0.143559	0.626722	1.000000

Taulukko 3. Erotusten ja valuuttakurssin korrelaatiomatriisi vuosilta 1999–2007

Suurinta korrelaatiota näyttää olevan rahamäärän erolla sekä inflaatioerolla, rahamäärällä negatiivista sekä inflaatiolla positiivista.

Korrelaatio	$(i-i^*)$	$(m-m^*)$	$(y-y^*)$	$(\pi-\pi^*)$	s
$(i-i^*)$	1.000000				
$(m-m^*)$	0.782743	1.000000			
$(y-y^*)$	0.447387	0.683579	1.000000		
$(\pi-\pi^*)$	0.826995	0.654956	0.234862	1.000000	
s	-0.770766	-0.769691	-0.386860	-0.602358	1.000000

Taulukko 4. Erotusten ja valuuttakurssin korrelaatiomatriisi vuosilta 2008–2019

Ajanjaksolla 2008–2019 näkyy ajanjaksoista vahvinta korrelaatiota valuuttakurssin ja fundamenttien välillä. Liitteessä 2 on aikasarjojen pareittaiset sirontakuviot kolmelta eri testattavalta ajanjaksolta. Kuten sirontakuvioidenkin melko selkeästi on näkyvissä, sekä kuluttajahintaindeksin, korkotason sekä tuotannon muuttujien ja valuuttakurssin välinen riippuvuus on muuttunut positiivisesta negatiiviseksi näiden kahden testatun ajanjakson aikana. Rahamäärän riippuvuus on ainoa, joka pysyy kaikkina testattuina ajanjaksoina negatiivisena. Korkomuuttujan korrelaatiokerroin negatiiviseksi muuttumisen lisäksi kasvaa huomattavasti ennen finanssikriisiä olevalta ajanjaksolta kriisin jälkeiselle siirryttäessä.

Korrelaatio	(i-i*)	(m-m*)	(y-y*)	(π - π^*)	s
(i-i*)	1.000000				
(m-m*)	0.320826	1.000000			
(y-y*)	0.374619	0.569748	1.000000		
(π - π^*)	0.279652	0.258303	0.385745	1.000000	
s	-0.239813	-0.522563	0.041503	0.357055	1.000000

Taulukko 5. Erotusten ja valuuttakurssin korrelaatiomatriisi vuosilta 1999–2019

Tosin riippuvuus kaikilla muuttujilla näyttäisi olevan sirontakuvioista päätellen verraten heikkoa. Regressiosuorien sovitteet ovat kuitenkin melko suuntaa antavia.

Kuvioista 1–8 voidaan havaita, että fundamenteilla on lähtökohtaisesti kasvava trendi, lukuun ottamatta korkoja. Kaikista kuvioista on nähtävissä jonkin asteinen selkeä nytkähdys finanssikriisin puhkeamisen aikaan, ja fundamenttien erotuksia tarkastellessa kriisin jälkeen kaikilla fundamenteilla on havaittavissa pitkän aikavälin laskevaa trendiä. Selkein notkahdus on havaittavissa rahamäärän erotuksen kuvaajasta, inflaatioeron trendin ollessa laskusuunnassa koko tarkastellun aikavälin ajan.

5 EKONOMETRISET MENETELMÄT

Tässä luvussa käydään läpi, kuinka yhteisintegraatiota voidaan tutkia Johansenin yhteisintegraatiotestin avulla. Ensin esitellään yksikköjuuritestauksen suorittaminen sekä VAR-malli, jonka jälkeen edetään yhteisintegraatioon ja Johansenin menetelmään. Sen jälkeen esitellään lyhyesti Granger-kausaliiteetti, ja lopuksi estimoitava malli.

5.1 Yksikköjuuri

Ennen yhteisintegraation testaamista täytyy tutkia muuttujien aikasarjaominaisuuksia. Stationaarisuus on AR-mallille toivottava ominaisuus, sillä mikäli aikasarjan kertoimet ovat epästationaarisia, johtaa se siihen, että edellisten arvojen virhetermit vaikuttavat nykyarvoon enenevässä määrin ajan kuluessa. Epästationaarisen datan käyttö voi johtaa virheelliseen regressioon. Stationaarisella aikasarjalla on vakio keskiarvo, varianssi sekä autokovarianssi, eli sen ominaisuudet eivät systemaattisesti muutu ajan kuluessa. Epästationaarisessa sarjassa muuttujan s nykyinen arvo voidaan määritellä menneiden shokkien nykyarvona, sekä jonakin muuttujan lähtöarvona s_0 . Sarja noudattaa yksikköjuuriprosessia, mikäli se on epästationaarinen, mutta muuttuu stationaariseksi ensimmäisen differenssin ottamisen jälkeen. (Brooks, 2014, s. 353–355.)

Tarkastellaan epästationaarisuutta seurailleen Brooks (2014) esitystapaa. Yleisesti epästationaarisuuden kuvaamiseen käytetään kahta erilaista mallia, joista toinen on satunnaiskulku kasvukomponentilla (*random walk with a drift*):

$$y_t = \mu + y_{t-1} + u_t, \quad (28)$$

ja toinen on trendistationaarinen prosessi (*trend-stationary process*):

$$y_t = \alpha + \beta t + u_t, \quad (29)$$

joissa molemmissa u_t on valkoisen kohinan virhetermi. Tarkastellaan seuraavaksi peruslaatuista AR(1) -prosessia ilman kasvukomponenttia:

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (30)$$

Tämä prosessi on epästationaarinen jos $\phi = 1$. Mikäli taas $\phi > 1$, kyseessä on räjähtävä prosessi, jossa prosessiin kohdistuvat shokit eivät tasaudu ajan kuluessa ja shokeilla on kasvavan suuri vaikutus prosessin kulkuun. Kuitenkaan $\phi > 1$ tilanne ei kuvaa monia taloustieteessä tai rahoituksessa esiintyviä aikasarjoja, joten se vaihtoehto voidaan tässä tapauksessa jättää huomiotta. Jos oletetaan nyt, että ϕ voi saada mitä tahansa arvoja, ja otetaan yhtälöstä (30) viive:

$$y_{t-1} = \phi y_{t-2} + u_{t-1} \quad (31)$$

Ja sijoitetaan se edelleen takaisin yhtälöön (30), lopulta T sijoittamisen jälkeen saadaan:

$$y_t = \phi^{T+1} y_{t-(T+1)} + \phi u_{t-1} + \phi^2 u_{t-2} + \phi^3 u_{t-3} + \dots + \phi^T u_{t-T} + u_t. \quad (32)$$

Jos nyt $\phi < 1$, eli $\phi^T \rightarrow 0$ ja $T \rightarrow \infty$, shokit ajan kanssa hiipuvat pois, eli aikasarja on stationaarinen. Jos taas $\phi = 1$, eli $\phi^T = 1, \forall T$, shokit jatkuvat eivätkä koskaan hiivu pois, ja y :n nykyarvo on jonkun aloitusarvon y_0 ja menneisyyden shokkien ääretön summa. Tämä on yksikköjuuren tapaus. (Brooks, 2014, s. 355–356.)

Kaksi edellä mainittua epästationaarista prosessia täytyy käsitellä eri tavalla, jotta niistä saadaan stationaariset. Trendistationaarinen eli deterministinen epästationaarinen prosessi tarvitsee trendin poistamisen. Satunnaiskulku kasvukomponentilla, eli stokastinen epästationaarinen prosessi, tarvitsee differensoinnin. Vaikka molemmilla prosesseilla on ajan myötä trendi, täytyy molemmissa tapauksissa käyttää oikeaa menettelyä stationaarisuuden saavuttamiseksi. Jos trendistationaarisesta sarjasta otetaan differenssi, se kyllä poistaa epästationaarisuuden, mutta residuaaleihin ilmaantuu MA(1)⁶ prosessin rakenne, eli

⁶ Moving average

ensimmäiseen asteen liukuvan keskiarvon prosessi.⁷ Jos taas stokastisesta aikasarjasta poistettaisiin trendi, se ei poistaisi epästationaarisuutta. (Brooks, 2014, s. 357.)

On kuitenkin todettu, että stokastinen epästationaarinen prosessi kuvaa parhaiten suurinta osaa taloustieteen sekä rahoituksen aikasarjoista, joten keskitytään lähinnä siihen. Jos epästationaarinen sarja, y_t täytyy differensoida d kertaa, jotta siitä tulee stationaarinen, sen sanotaan olevan integroitunut tasolla d , eli $y_t \sim I(d)$. Jos siis $y_t \sim I(d)$, niin $\Delta^d y_t \sim I(0)$. On havaittu, että suurin osa makrotaloudellisista muuttujista on epästationaarisia tasoillaan, ja stationaarisia ensimmäisen differenssin jälkeen, eli ne ovat $I(1)$. $I(2)$ sarjalla on kaksi yksikköjuurta eli se tarvitsee kaksi differensointia. $I(1)$ ja $I(2)$ sarjat voivat liikkua verraten kauas keskiarvostaan ja ylittää tämän arvon harvakseltaan, kun taas $I(0)$ sarjan tulisi ylittää keskiarvo usein (Brooks, 2014, s. 358–360.)

5.2 VAR-malli

Vektoriautoregressiivinen malli (*Vector autoregressive model, VAR*) voidaan nähdä tietynlaisena yhden muuttujan autoregressiivisten mallien sekä samanaikaisten yhtälöiden mallien hybridinä. VAR-mallissa on enemmän kuin yksi selitettävä muuttuja, ja kaikkia selitettäviä muuttujia selitetään omien viiveiden lisäksi myös muiden selitettävien muuttujien viiveillä (Suomen Pankki, 1989). Yhden yhtälön mallit, joissa selitettävä muuttuja on endogeeninen ja selittävät muuttujat ovat eksogeenisiä, eivät useimmiten kykene kuvaamaan talouden monimutkaisia keskinäisiä riippuvuussuhteita kovinkaan hyvin. Tämän vuoksi VAR-malli, jossa kaikki muuttujat ovat endogeenisiä voi olla hyvin käyttökelpoinen.

Tarkastellaan kahden muuttujan VAR-mallia, jossa on muuttujat y_{1t} ja y_{2t} , joiden molempien nykyarvot riippuvat molempien muuttujien edellisistä k arvoista ja virhetermeistä:

⁷ Prosessin arvojen oletetaan syntyvän kahden toisistaan riippumattoman sekä ei havaittavissa olevan satunnaishokin painotettuna summana.

$$y_{1t} = b_{10} - b_{12}y_{2t} + \alpha_{11}y_{1t-1} + \alpha_{12}y_{2t-1} + u_{1t} \quad (33)$$

$$y_{2t} = b_{20} - b_{21}y_{1t} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \alpha_{22}y_{2t-1} + u_{2t}, \quad (34)$$

jossa u_{it} , on valkoisen kohinan virhetermi $E(u_{it}) = 0$, ($i = 1, 2$), $E(u_{1t}, u_{2t}) = 0$. Molemmat y_{1t} sekä y_{2t} ovat stationaarisia. VAR-mallin etuina ovat sen joustavuus, helppous ja yleistettävyyys. Yllä olevaan malliin voitaisiin lisätä myös g muuttujaa $y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{gt}$, joista jokaisella on yhtälö. (Brooks, 2014, s. 327.) Yhtälöistä (33) ja (34) muodostuu ensimmäisen asteen VAR, sillä viiveiden enimmäispituus on yksi. Tämä systeemi sisältää samanaikaisen palautetermin, sillä y_{1t} sekä y_{2t} vaikuttavat toisiinsa. Esimerkiksi $-b_{12}$ on samanaikainen yksikön muutoksen vaikutus y_{2t} muuttujaan y_{1t} yhtälössä, ja $-b_{21}$ on samanaikainen yksikön muutoksen vaikutus y_{1t} muuttujaan yhtälössä y_{2t} . u_{1t} ja u_{2t} ovat innovaatioiden tai shokkien vaikutuksia. (Enders, 2004, s. 285.)

Tätä mallia ei voi estimoida pienimmän neliösumman (*ordinary least squares, OLS*) menetelmän avulla, sillä yhtälöt vaikuttavat samanaikaisesti toisiinsa ja tuloksissa ilmenisi samanaikaisten yhtälöiden harhaa virhetermien ja selittävien muuttujien korrelaation myötä. Jos nyt oletetaan, että edellä olevassa mallissa $k = 1$, jolloin jokainen muuttuja riippuu vain välittömästi edellisistä arvoista y_{1t} ja y_{2t} sekä virhetermistä, voi mallin esittää kompaktimmin matriisien muodossa:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}, \quad (35)$$

tai edelleen

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + u_t. \quad (36)$$

Jos nyt kerrotaan yhtälö (36) B^{-1} matriisilla, saadaan:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t, \quad (37)$$

jossa $A_0 = B^{-1} \Gamma_0$, $A_1 = B^{-1} \Gamma_1$ ja $e_t = B^{-1} u_t$. Tämän jälkeen voidaan tämä kirjoittaa auki muotoon:

$$y_{1t} = a_{10} - a_{11}y_{1t-1} + a_{12}y_{2t-1} + u_{1t} \quad (38)$$

$$y_{2t} = a_{20} - a_{21}y_{1t-1} + a_{22}y_{2t-1} + u_{2t}. \quad (39)$$

Yhtälöiden (33) ja (34) muodostamaa systeemiä kutsutaan strukturaaliseksi tai primitiiviseksi VAR-malliksi, kun taas yhtälöitä (38) ja (39) kutsutaan standardimuotoiseksi VAR-malliksi. Tämä VAR sisältää vain ennalta tiedossa olevia arvoja oikealla puolella, eikä näin ollen sisällä samanaikaista palautemuuttujaa ja sen voi estimoida käyttäen OLS menetelmää. (Brooks, 2014, s. 332–333; Enders, 2004, s. 286.)

5.3 Yhteisintegroituvuus

Yhteisintegraatiota ilmenee, jos kahdella tai useammalla epästationaarisella aikasarjalla on pitkän aikavälin tasapainorelaatio, ja yhteisintegroituneiden muuttujien välillä vallitsee siis pitkän aikavälin stokastinen trendi. Yhteisintegraation testaaminen mahdollistaa taloudellisten muuttujien välisten pitkän aikavälin tasapainosuhteiden tutkimisen ja on paljon käytetty apuväline aikasarja-aineiston analysoinnissa. Jos erilliset aikasarjat ovat stationaarisia ensimmäisen differensoinnin jälkeen, ja niiden tasojen lineaarikombinaatio on stationaarinen, sarjojen voidaan todeta olevan yhteisintegroituneita. Yleisesti ottaen, jos kaksi epästationaarista muuttujaa, jotka ovat $I(1)$, ovat lineaarikombinaatioita, on tällöin myös kombinaatio $I(1)$. (Brooks, 2014, s. 373). Aikasarjojen tulisi olla samalla asteella integroituneita, toisin sanoen jokaisen muuttujan tulisi olla stationaarinen, kun jokaisesta aikasarjasta on otettu differenssi yhtä monta kertaa. Tässä tutkimuksessa on kuitenkin yksi aikasarja ($m-m^*$), joka on $I(2)$ muiden ollessa $I(1)$. Tässä tapauksessa ($m-m^*$) aikasarjasta käytetään ensimmäistä differenssiä, ja kohdellaan sitä kuten muitakin, $I(1)$ sarjana.

Yleisimmät menetelmän yhteisintegraation tutkimiseen ovat Johansenin menetelmä sekä Engle-Granger (1987) menetelmä. Engle-Granger menetelmä perustuu lähinnä yksikköjuuritestaukseen ja OLS-menetelmään. Johansenin (1987) menetelmä taas

perustuu VAR-malleihin, ja tässä tutkimuksessa keskitymme Johansenin menetelmään.

5.3.1 Johansenin menetelmä

Lyhyen aikavälin relaation mallintamiseksi pitää ensin tutkia, löytyykö fundamenttien ja valuuttakurssin väliltä pitkän aikavälin relaatio. Tähän käytetään yhteisintegraatio monimuuttuja-analyysia, jonka alun perin esittelivät Johansen (1987) sekä Johansen ja Juselius (1990). Aiemmin useat tutkimukset, joissa on käytetty Engle-Granger -menetelmää, eivät ole kyenneet hylkäämään nollahypoteesia, jonka mukaan yhteisintegraatiota ei ilmene. Kuitenkin Johansenin suurimman todennäköisyyden menetelmää käyttäen on löydetty vahvaa näyttöä yhteisintegraation olemassaolosta. Tätä menetelmää suositaan regressiopohjaisen Engle-Granger -menetelmän sijasta usein, sillä se huomioi datan aikasarjaominaisuudet kokonaisvaltaisemmin, tarjoaa testistatistiikan kaikille yhteisintegroituville vektoreille ja mahdollistaa suoran hypoteesitestauksen yhteisintegroituvien vektoreiden kertoimille. Sen lisäksi mallissa kaikki muuttujat ovat selkeästi endogeenisia. Johansenin yhteisintegraatiomenetelmällä voidaan testata siis useiden eri aikasarjojen yhteisintegraatiota. Se mahdollistaa enemmän kuin yhden yhteisintegroituvan tasapainosuhteen, ja on siten yleisesti soveltuvampi kuin regressiopohjainen Engle-Granger lähestymistapa, joka pohjautuu Dickey-Fuller testiin, joka tarkastelee yksittäisen estimoidun yhteisintegroatiosuhteen residuaalien yksikköjuuren olemassaoloa. (Hwang, 2001.)

Otetaan tarkasteluun g muuttujan ryhmä, ($g \geq 2$) joka on $I(1)$ ja joiden uskotaan olevan yhteisintegroituneita. Tästä voidaan konstruoida k viiveen VAR malli, jossa on seuraavat muuttujat:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t. \quad (40)$$

$$g \times 1 \quad g \times 1 \quad g \times 1 \quad g \times 1 \quad g \times 1$$

Jotta voidaan käyttää Johansenin testiä, yllä oleva VAR-malli täytyy muuttaa virheenkorjausmuotoon (*Vector error correction model, VECM*).

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t, \quad (41)$$

jossa $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$ ja $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$. Tässä VAR-mallissa on vasemmalla puolella g muuttujaa kerran differensoituina, sekä $k-1$ viivettä riippuvasta muuttujasta (differensseistä) oikealla puolella, joissa jokaisessa liitettynä Γ kerroinmatriisi. Johansenin testiä käytettäessä VECM-mallin viiveiden pituus on merkittävä ja voi vaikuttaa lopputulokseen, joten viiveet on hyvä tässä yrittää valita optimaalisesti. Johansenin menetelmässä testataan VECM matriisien astetta. Testi keskittyy Π matriisin tutkimiseen, joka voidaan tulkita pitkän aikavälin kerroinmatriisiksi, sillä tasapainotilassa kaikki Δy_{t-i} ovat nolla, ja jos asetetaan virhetermit u_t odotettuun arvoon nolla, tulee $\Pi y_{t-k} = 0$. Yhteisintegraation testaus y muuttujien välillä on siis Π matriisin asteen tutkimista sen ominaisarvojen avulla. Matriisin aste tarkoittaa sitä määrää ominaisarvoja, jotka ovat erisuuria kuin 0. Ominaisarvot λ_i järjestetään nousevaan järjestykseen $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_g$, ja tässä tapauksessa niiden absoluuttisten arvojen tulee olla pienempiä kuin 1 ja positiivisia. Jos muuttujat eivät ole yhteisintegroituja, matriisin Π aste ei tule olemaan kovinkaan paljoa nolasta poikkeava. Testistatistiikat sisällyttävät tähän $\ln(1 - \lambda_i)$ pelkän λ_i sijasta. Oletetaan nyt, että matriisin Π aste on 1, jolloin $\ln(1 - \lambda_1)$ on negatiivinen, ja $\ln(1 - \lambda_i) = 0 \forall i > 1$. Jos nyt ominaisarvo $i \neq 0$, silloin $\ln(1 - \lambda_i) < \forall i > 1$, eli jotta Π :n aste voi olla 1, tulee suurimman ominaisarvon olla huomattavasti nolasta eroava, ja muiden ominaisarvojen ei merkittävästi eroavia nolasta. Eli jos Π :n aste on 0 (toisin sanoen ominaisarvot eivät juurikaan poikkea nolasta), ei yhteisintegraatiota ole. Muussa tapauksessa matriisin aste antaa yhteisintegroivien vektorien lukumäärän. (Brooks, 2014, s. 386–387.)

Johansenin lähestymistavassa on kaksi eri testistatistiikkaa yhteisintegraatiolle, *trace statistic* sekä *maximum eigenvalue*, jotka rakentuvat seuraavasti:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (42)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (43)$$

jossa r on yhteisintegroivien vektorien määrä nollahypoteesin vallitessa, $\hat{\lambda}_i$ on i :nnen ominaisarvon estimoitu arvo Π matriisista ja T käytössä olevien havaintojen lukumäärä. Intuitiivisesti, mitä korkeampi $\hat{\lambda}_i$, sitä suurempi ja negatiivinen $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$.

Trace statistic testi on yhdistetty testi, jossa $H_0 =$ yhteisintegroituvien vektorien määrä on vähempi tai yhtä suuri kuin r , ja $H_1 =$ vektorien määrä on suurempi kuin r . Maximum eigenvalue tekee erilliset testit jokaiselle ominaisarvolle, ja $H_0 =$ yhteisintegroituvien vektorien määrä on r , ja $H_1 =$ yhteisintegroituvien vektorien määrä on $r + 1$. (Brooks, 2014, s. 387.)

Mikäli testistatistiikka on suurempi kuin kriittinen arvo Johansenin testin taulukoista, hylätään nollahypoteesi, jossa yhteisintegroituva vektoreita on r kappaletta ja katsotaan todenmukaisemmaksi vastahypoteesi, jossa vektoreita on $r + 1$ (λ_{max}) tai enemmän kuin r (λ_{trace}). Testaus etenee järjestyksessä, jossa nollahypoteesissa $r = 0, 1, \dots, g - 1$ joten hypoteesit λ_{trace} ovat:

$$\begin{array}{lll} H_0 : r = 0 & \text{versus} & H_1 : 0 < r \leq g \\ H_0 : r = 1 & \text{versus} & H_1 : 1 < r \leq g \\ H_0 : r = 2 & \text{versus} & H_1 : 2 < r \leq g \\ \dots & \dots & \dots \\ H_0 : r = g - 1 & \text{versus} & H_1 : r = g \end{array}$$

Ensin nollahypoteesina on, että Π :n aste on 0. Jos nollahypoteesi hylätään, siirrytään testaamaan nollahypoteesia, että yksi yhteisintegroituva vektori löytyy ja niin edelleen. (Brooks, 2014, s. 388.)

Havainnollistaaksemme kuinka Johansenin menetelmä toimii, seurailemme Brooks (2014) esitystä, jossa on intuitiivinen approksimaatio menetelmän etenemisestä. Π matriisin aste on siis yhtä kuin r . Π ei voi olla asteiden maksimimäärässä ($g = r$), koska se meinaisi, että alkuperäinen y_t on stationaarinen. Jos $r = 0$, sitten vastaavasti kuin yhden muuttujan tapauksessa, Δy_t riippuu ainoastaan Δy_{t-j} , eikä Δy_{t-1} , joten pitkän aikavälin suhdetta Δy_{t-1} elementtien välillä ei ole, eikä siten yhteisintegraatiota. Jotta $1 < (\Pi)$ aste $< g$, löytyy r yhteisintegroituvaa vektoria. Siten matriisin Π voi määrittellä kahden matriisin, α ja β , tulona.

$$\Pi = \alpha\beta \tag{44}$$

Matriisi β kertoo yhteisintegroituvat vektorit, kun taas matriisi α kertoo niin sanotut säätöparametrit, eli millä määrällä jokainen yhteisintegroituva vektori liittyy mukaan

VECM yhtälöihin. Jos esimerkiksi $g = 4$, jolloin systeemissä on neljä muuttujaa, Π matriisin elementit olisivat muodossa:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} & \pi_{14} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} & \pi_{24} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & \pi_{34} \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} \end{pmatrix} \quad (45)$$

Jos $r = 1$, eli yksi yhteisintegroituva vektori, sitten α ja β ovat (4×1) , eli

$$\Pi = \alpha\beta = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \end{pmatrix} (\beta_{11} \quad \beta_{12} \quad \beta_{13} \quad \beta_{14}). \quad (46)$$

Ja jos $r = 2$, yhteisintegroituvia vektoreita on kaksi, ja α ja β ovat (4×2) , ja niin edelleen. Jos nyt oletetaan, että kuten ylhäällä, $g = 4$, ja $r = 1$, ja systeemissä on neljä muuttujaa y_1, y_2, y_3 ja y_4 , matriisi Π_{t-k} olisi silloin:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \end{pmatrix} (\beta_{11} \quad \beta_{12} \quad \beta_{13} \quad \beta_{14}) \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \end{pmatrix}_{t-k}, \quad (47)$$

jonka voi kirjoittaa uudelleen:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \end{pmatrix} (\beta_{11}y_1 + \beta_{12}y_2 + \beta_{13}y_3 + \beta_{14}y_4)_{t-k}. \quad (48)$$

Yhtälön (48) huomioon ottaen, jokaiselle Δy_t muuttujalle voidaan kirjoittaa oma yhtälönsä. On myös yleistä normalisoida yksi muuttuja, jolloin kyseisen muuttujan kerroin yhteisintegroituvasa vektorissa on yksi. Tulosten analysoinnissa luvussa 6 yhteisintegroituvat vektorit normalisoidaan valuuttakurssin suhteen. (Brooks, 2014, s. 388–389.)

5.4 Granger-kausalityteetti

Granger-kausalityteettitestauksen esitteli ensimmäistä kertaa Granger (1969). Sitä käytetään aikasarjojen ennustamisessa, ja se on edelleen laajalti taloustieteessä käytössä. Testi pyrkii vastaamaan kysymykseen ”Johtaako muutos muuttujassa y_1 muutokseen muuttujassa y_2 ?” Yksinkertaistettuna, Granger kausalityteetti testaa, mikäli

yhden muuttujan viivästetyt arvot korreloivat toisen muuttujan nykyisten arvojen kanssa.

Muun muassa Engel ja West (2005) saivat tutkimuksessaan tuloksia, että kausaliteetti suuntautuukin valuuttakursseista fundamentteihin, eikä toisin päin. Myös Dąbrowski, Papież ja Śmiech (2015) saivat samankaltaisia tuloksia tarkastellessaan nimellisen valuuttakurssin ja fundamenttien välisiä kausaalisuussuhteita itä-Euroopassa vuosien 2001–2012 välillä. He havaitsivat, että kausaalisuus kulkee sekä valuuttakurssista fundamentteihin, että toisin päin. Yleensä yhteisintegraation olemassaolo indikoi myös kausaalisuhteen olemassaoloon, mutta yhteisintegraatiotesti ei kerro kausaalisuuden suuntaa.

Tässä tutkimuksessa tarkastelemme Granger-kausalityyppi/Block-eksogeneisuustestiä, joka on monimuuttujaversio Granger kausalityyppitestistä. Se määrittää, mikäli yhden muuttujan viivästetyt arvot johtavat muutoksiin jonkin toisen yhtälössä olevan muuttujan arvoissa. (Enders, 2004.)

5.5 Estimoitava malli

Monetaarimallin variaatiosta riippumatta, monetaristisen lähestymistavan paikkansapitävyyden testaamiseksi tarvitsee tutkia pitkän aikavälin stabiilin yhteisintegraatiosuhteen olemassaoloa valuuttakurssin ja fundamenttien välillä. Kaikki neljä monetaarimallin variaatiota (Frenkel, Bilson, Dornbusch, Frankel) jotka ovat esitelty alaluvussa 3.2, voidaan sisällyttää seuraavaan yleiseen spesifikaatioon mukaillen Frenkelin ja Kosken (2004) sekä Hwangin (2001) esitystapoja:

$$s = \beta_1(m - m^*) + \beta_2(y - y^*) + \beta_3(i - i^*) + \beta_4(\pi - \pi^*) + \varepsilon. \quad (49)$$

Tässä kertoimien β_i etumerkit riippuvat monetaarimallin variantista, kuten on esitetty Taulukossa 1. Frenkel-Bilson pitkän aikavälin mallin mukaan $\beta_4 = 0$, $\beta_1, \beta_3 > 0$ ja $\beta_2 < 0$, kun taas Dornbusch-Frankel mallin mukaan $\beta_1, \beta_4 > 0$ ja $\beta_2, \beta_3 < 0$.

Jos $X = [s, (m-m^*), (y-y^*), (i-i^*), (\pi-\pi^*)]$ määritellään endogeenisten muuttujien vektoriksi, voidaan vastaava VAR-malli ilmaista muodossa:

$$X = \mathbb{I}_1 X_{-1} + \mathbb{I}_2 X_{-2} + \dots + \mathbb{I}_k X_{-k} + \varepsilon. \quad (50)$$

Jokainen \mathbb{M}_i on (5×5) muuttujamatriisi ja ε on residuaalien vektori, jonka oletetaan olevan riippumaton ja normaalijakautunut. Tämän voi edelleen kirjoittaa virheenkorjausmuotoon:

$$\Delta X = \mathbb{M}X_{-1} + \Gamma_1 \Delta X_{-1} + \Gamma_2 \Delta X_{-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{-(k-1)} + \varepsilon. \quad (51)$$

Δ merkitsee ensimmäisiä differenssejä, ja $\mathbb{M} = \mathbb{M}_1 + \dots + \mathbb{M}_k - I$ kuvaa vektorin X sisältämä kertoimia pitkän aikavälin tasapainosuhteessa muuttujien välillä. Γ_i puolestaan kuvaa lyhyen aikavälin dynamiikkaa. \mathbb{M} matriisin aste kertoo yhteisintegroituvien vektorien määrän. Mikäli yhteisintegroituva vektori havaitaan, täytyy tutkia vastaako tämä vektori jotain monetaarimallin variaatiota.

6 ANALYYSI JA TULOKSET

Tässä luvussa esitellään empiiriset löydökset Johansenin yhteisintegraatioanalyysistä. Aluksi on tehty yksikköjuuritestaukset laajennetulla Dickey-Fuller testillä, jonka jälkeen on edetty yhteisintegraatiotestaukseen. Tämän jälkeen edetään vastaavan VECM-mallin estimointiin sekä tulosten laajempaan analysointiin. Lopuksi muuttujille suoritetaan vielä Granger-kausalisuustestit. Ekonometriset testaukset on suoritettu EViews 11 Student Version Lite -ohjelmistoa käyttäen.

6.1 Yksikköjuuritesti

Kun ensin aikasarjoja on tarkasteltu silmämääräisesti, edetään yksikköjuuritestaukseen. Stationaarisuuden tutkimiseen käytetään laajennettua Dickey-Fuller testiä (*augmented Dickey-Fuller, ADF*) (Dickey & Fuller, 1979). Logaritmoiduista valuuttakursseista sekä fundamenttien erotuksista testataan ADF-testillä yksikköjuuren esiintyminen. Sopivan viiveiden määrän määrittämiseen käytetään AIC informaatiokriteereitä (*Akaiken information criteria*), joilla Eviews-ohjelmisto automaattisesti asettaa sarjalle sopivan viivemäärän. ADF-testissä nollahypoteesina on $H_0: \beta = 1$, eli aikasarja sisältää yksikköjuuren, ja vastahypoteesi $H_1: \beta < 1$, eli aikasarja on stationaarinen. Jos t-arvo on pienempi kuin kriittinen arvo, yksikköjuuren nollahypoteesia ei voi hylätä. Jos kriittinen arvo taas on pienempi kuin t-arvo, hylätään nollahypoteesi ja aikasarja on stationaarinen.

	Level	1 st difference	2 nd difference
(i-i*)	-3.069510**	-4.025802***	
(m-m*)	-1.124519	-2.319503	-5.906662***
(y-y*)	-1.463689	-8.812024***	
($\pi - \pi^*$)	-0.108214	-5.136852***	
s	-1.735454	-10.20515***	

Taulukko 6: Augmented Dickey-Fuller testin tuloksia aikaväliltä 1999–2019.⁸

⁸ Merkitsevyys 10 % tasolla*, merkitsevyys 5 % tasolla**, merkitsevyys 1 % tasolla***

Yllä oleva taulukko 6 esittää ADF-testin tulokset koko ajanjaksolta vuodesta 1999 vuoteen 2019. Taulukossa 6 esitettyjen tuloksien saamiseksi estimoitavaan yhtälöön on lisätty vakiotermin. Testaukset on suoritettu myös vakiotermin sekä trendin kanssa, mutta tulokset eivät kovin merkittävästi muuttuneet. Kuten makrotaloudelliselle datalle on ominaista, suurin osa testatuista aikasarjoista on tasoillaan epästationaarisia, itse asiassa kaikki paitsi $(i-i^*)$ ovat tasoillaan epästationaarisia. Sarjoista kaikki paitsi $(m-m^*)$ aikasarja ovat stationaarisia ensimmäisen differenssinnin jälkeen. Jos tästä aikasarjasta poistaa vakiotermin, on sekin stationaarinen ensimmäisen differenssinnin jälkeen. Noudatetaan sen kanssa kuitenkin tässä samanlaista yksikköjuuritestaustapaa kuin muillekin muuttujille. Tuotantoero $(y-y^*)$, inflaatioero $(\pi-\pi^*)$ sekä valuuttakurssi s noudattavat yksikköjuuriprosessia, eli ovat tasoillaan epästationaarisia, mutta muuttuvat stationaarisiksi ensimmäisen differenssin ottamisen jälkeen. Ensimmäisen differenssin ottamisen jälkeen nollihypoteesi yksikköjuuren olemassaolosta voidaan hylätä 99 % merkitsevyystasolla. Rahan määrän ero $(m-m^*)$ tarvitsee kaksi differenssintä ollakseen stationaarinen, eli on siis $I(2)$. Korkeus $(i-i^*)$ on ainoa muuttujista, joka on tasolla stationaarinen, 5 % merkitsevyystasolla, jos lisätään vakiotermin lisäksi vielä trendi, on se silti stationaarinen 10 % merkitsevyystasolla, joten tämä on $I(0)$ prosessi.

6.2 Yhteisintegraatio

Kun on tehty kaikille muuttujille yksikköjuuritestaukset, voidaan edetä yhteisintegraation tutkimiseen. Yleisesti ottaen, jotta Johansenin yhteisintegraatiotestauksen voi suorittaa, kaikkien muuttujien tulisi olla ensimmäisellä asteella integroituneita. Raha-aggregaatin M2 muuttujasta $(m-m^*)$ otetaan ensimmäinen differenssi, jotta sitä voidaan pitää muiden muuttujien tapaan ensimmäisellä asteella integroituneena. Vaikka rahamarkkinakorkojen muuttuja $(i-i^*)$ on stationaarinen tasolla, otetaan se kuitenkin testauksiin mukaan ja kohdellaan sitä kuten muitakin muuttujia, ensimmäisellä asteella integroituneena ottaen huomioon runsas määrä aiempaa tutkimusta, jossa lyhyen ajan korot on otettu mukaan testauksiin (kts. Esim. Hwang, 2001; Frenkel & Koske, 2004). Korkomuuttuja myös luetaan usein fundamenttimuuttujien ns. standardijoukkoon (raha, tuotanto, hinnat, korot) (Engel & West, 2005). Yhteisintegraatiotestaus tehdään aikasarjalle koko tarkasteluajanjaksona, eli 1999–2019 ja sen jälkeen jaetaan kahteen aikasarjaan, 1999–2007 ja 2008–2019,

jotta voidaan tarkastella, onko fundamenttien ja valuuttakurssin välinen suhde muuttunut ja mikäli on, millä tavalla. Ennen varsinaista yhteisintegraatiotestausta täytyy määrittää sopiva viiveiden määrä. Tämä tehdään EViewsillä Johansenin testin yhteydessä. Luetteloimalla aluksi koko ajanjakson datalle kaikki determinististen trendien oletukset ja sen mukaan valitsemalla käyttöön Akaiken informaatiokriteerit, valitaan viivemääräksi 3 aikavälille 1999–2019 , ja determinististen trendien oletuksista oletus 4, jossa sallitaan lineaarinen deterministinen trendi datassa tasoilla sekä yhteisintegroituissa yhtälöissä, mutta ei vakiotermejä VAR mallissa. Aikavälille 1999–2007 viivemääränä on 2 sekä oletus 5, jossa sallitaan kvadraattinen deterministinen trendi datassa. Aikajaksolla 2008–2019 myös viivemääränä 2 sekä oletus 4. Oletusarvoisesti EViews laskee kriittiset arvot testiin MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-arvoista, joten käytetään niitä.

Osassa tutkimuksia käytetään myös menettelytapaa, jossa valitaan oletusarvoisesti viiveiden määrä 3 ja determinististen trendien oletus 3. Tätä tapaa myös kokeiltiin tälle aineistolle, mutta luettelointimenetelmällä ja viiveiden sekä oletuksien valinta AIC kriteereillä tuottaa tässä tapauksessa mielekkäämpiä tuloksia.

Alla olevissa taulukoissa on esitetty sekä trace- että eigenvalue statistiikat kaikilta tarkasteltavilta ajanjaksoilta, 1999–2019, 1999–2007 ja 2008–2019. Mukaan näihin testauksiin on valuuttakurssin lisäksi otettu kaikki muuttujat eli tuotantoero, rahan määrän ero, korkoero ja inflatioero. Asteriski statistiikan perässä merkkää nollahypoteesin hylkäämistä 0.05 kriittisellä tasolla. Kaikille aikaväleille on suoritettu myös LM (*lagrange multiplier*) autokorrelaatiotesti, residuaalien normaalisuustesti sekä Whiten heteroskedastisuustesti.

6.2.1 Aikaväli 1999–2007

Hypothesized no. Of CE's	eigenvalue	λ_{trace}	0.05 critical value	λ_{max}	0.05 critical value
None	0.276291	87.60082*	79.34145	33.95338	37.16359
At most 1	0.205753	53.64744	55.24578	24.18784	30.81507
At most 2	0.159718	29.45960	35.01090	18.27186	24.25202
At most 3	0.101058	11.18774	18.39771	11.18639	17.14769
At most 4	1.29E-05	0.001354	3.841465	0.001354	3.841465

Taulukko 7. Ajanjakso 1/1999–12/2007, 2 viivettä.

Vuosina 1999–2007 trace statistiikkaa käyttäen voidaan hylätä ensimmäinen nollahypoteesi, ja todeta että aikavälillä ilmenee yhteisintegroituva yhtälö kahdella viiveellä. Eigenvalue statistiikka ei kuitenkaan havaitse yhtään yhteisintegroituvaa vektoria. Lütkepohl, Saikkonen ja Trenkel (2001) toteavat, että trace statistiikka suoriutuu hieman paremmin kuin eigenvalue statistiikka, mutta näiden kahden väliset erot ovat hyvin vähäisiä, ja heidän tuloksensa puoltavat sitä, että käytetään joko pelkästään trace statistiikkaa, tai sitten sekä trace että eigenvalue statistiikkaa, koska erot näiden suoriutumisessa ovat kuitenkin verraten vähäisiä. Trace statistiikka näyttäisi olevan suotuisampi etenkin, jos prosessista löytyy vähintään kaksi yhteisintegroituvaa relaatiota.

Jos luotetaan tässä tutkimuksessa enemmän trace statistiikan paikkansapitävyyteen, kuten Lütkepohl, Saikkonen ja Trenkel, ja todetaan että aikavälillä 1999–2007 löytyy yhteisintegraatiota, voidaan seuraavaksi edetä VECM mallin tutkimiseen. Normalisoimalla yhteisintegroituva yhtälö valuuttakurssin s suhteen, saadaan pitkän aikavälin tasapainosuhteen yhtälö:

$$S = -2.359564M + 8.084039Y - 25.95749\text{III} \quad (52)$$

(1.06620) (2.48305) (5.00093)

Muuttujat (valuuttakurssi S , rahamäärän ero M , tuotantoero Y , korkoero I ja inflaatioero III) on tässä luvussa merkitty yhdellä isolla kirjaimella yhtälöiden selkeyttämiseksi. Alla suluissa on kertoimien virhetermit, ja t -arvon laskemiseksi otetaan kertoimen ja virhetermin osamäärä. Rahamäärä, tuotanto sekä inflaatio ovat

tilastollisesti merkittäviä 1% tasolla. Korkeero ($i-i^*$) ei ole merkittävä, ja on siten poistettu yhtälöstä. Tämä viittaisi Frenkelin mallin paikkansapitävyyteen. Pitkällä aikavälillä rahamäärän erotus sekä inflaatioero näyttäisivät ceteris paribus vaikuttavan valuuttakurssiin negatiivisesti, tuotantoero taas positiivisesti. Näistä tuloksista mielenkiintoisia ovat erityisesti rahamäärän eron kerroin M sekä tuotantoeron kerroin Y , sekä myös näiden väliset aiemmin tarkastellut korrelaatiomatriisit sekä pareittaiset sirontakuviot, sillä näiden väliset relaatiot ovat näissä tuloksissa päinvastaiset kuin mitä kaikki esitettyjen monetaarimallien versiot esittävät. Kaikki mallit esittävät rahamäärän erolle positiivista ja tuotantoerolle negatiivista relaatiota valuuttakurssiin. Samankaltaisia tuloksia ovat kuitenkin löytäneet myös Beckmann, Glycopantis sekä Pilbeam (2018), jotka tarkastelevat euron ja dollarin valuuttakurssia vuodesta 1999 eteenpäin käyttäen Johansenin yhteisintegraatiotestiä, ja havaitsevat myös nämä kaksi relaatiota, jotka näyttävät olevan päinvastaiset esitettyihin teorioihin nähden. Myös Hwang (2001) havaitsi, että rahamäärän sekä tuotannon kertoimella on osassa tapauksista päinvastainen etumerkki kuin mitä teorioissa on esitetty.

Yhteisintegroituvan yhtälön ilmetessä voidaan todeta, että matriisit α ja β ovat olemassa, ja VECM voidaan estimoida. Määrätään VECM malliin ($p-1$) viivettä, eli tässä tapauksessa yksi viive. Yhtälö (52) voidaan sitten esittää virheenkoroitusmuodossa:

$$ECT_{t-1} = 1.000S_{t-1} + 1.91223M_{t-1} - 14.4459Y_{t-1} + 24.2059\pi_{t-1} - 0.210625 \quad (53)$$

(1.30426) (2.86045) (5.87434)

Yllä oleva yhtälö kuvaa pitkän aikavälin tasapainorelaatiota virheenkoroitusmuodossa esitettynä.

Seuraavaksi tarkastellaan lyhyen aikavälin relaatioita, joissa valuuttakurssi on asetettu kohdemuuttujaksi. Kaikki kertoimet ovat nähtävillä liitteessä 3. Lyhyen aikavälin virheenkoroituskertoimia tarkastellaan, jotta nähdään, miten virheenkoroitus tapahtuu valuuttakurssiin. Alla olevassa yhtälössä (54) mukautumiskerroin on positiivinen. Jotta lyhyen aikavälin poikkeama palautuisi takaisin pitkän aikavälin tasapainoonsa, edellyttäisi se sitä, että ensimmäinen termi eli mukautumiskerroin olisi negatiivinen,

joten tästä voisimme tulkita, että tällä periodilla edellisen periodin poikkeama ei palaudukaan takaisin tasapainoonsa. Seuraavista muuttujista näemme, että prosentin muutosta rahamäärän erotuksessa seuraa keskimäärin ceteris paribus 0,02 % valuuttakurssin laskeminen. Tuotantoeron prosentin muutosta seuraa keskimäärin 0,07 % pudotus valuuttakurssissa, ja inflaatioeron prosentin muutosta taas 1,53 % valuuttakurssin nousu. Yhtälön alla on jälleen esitelty myös virhetermit.

$$\Delta S_t = 0.13633ECT_{t-1} + 0.285211\Delta S_{t-1} - 0.022752\Delta M_{t-1} - 0.071628\Delta Y_{t-1} - 1.531618\Delta \Pi_{t-1} + 0.000844 \quad (54)$$

$$(0.01471) \quad (0.09480) \quad (0.36327) \quad (0.26047) \quad (0.68822)$$

Liitteestä 3 voidaan nähdä, että lyhyen aikavälin relaatioista tilastollisesti merkitsevä on valuuttakurssin lisäksi inflaation muuttuja. Tämä malli selittää noin 17,4 % valuuttakurssin muutoksista R^2 selitysasteen mukaan. Kuten aiemmin esimerkiksi Engel & West (2005) totesivat, valuuttakurssiin vaikuttaa varmasti havaittavien fundamenttimuuttujien lisäksi lukuisia havaitsemattomia muuttujia, joten tämä selitysaste vaikuttaa sinänsä uskottavalta.

Tarkastellaan seuraavaksi kausaalisuutta valuuttakurssin ja fundamenttien välillä. Rajoittamattoman VAR mallin määrittämisessä käytetään AIC kriteereiden mukaisesti 2 viivettä. Granger kausaalisuus/Wald testin nollahypoteesina on H_0 : ”muuttuja y_1 ei aiheuta muutosta muuttujassa y_2 ”. Nollahypoteesi hylätään, jos χ^2 -statistiikka on alle 0.05. Testin kaikki tulokset ovat nähtävissä liitteessä 4 taulukko 13.

Tarkastellessa kausaalisuutta kohti valuuttakurssia, tällä aikavälillä ainoastaan korkotason viivytetyillä arvoilla näyttäisi olevan selkeä kausaalinen vaikutus kohti valuuttakurssia. Se on sinänsä mielenkiintoista, sillä se on kuitenkin normalisoidusta yhteisintegroituvasta yhtälöstä poistettu tilastollisesti merkitsemättömänä muuttujana. Rahamäärän eroa kohti ei valuuttakurssilla eikä millään fundamenteilla ole kausaalisuutta, mutta taas tuotantoeroa kohti valuuttakurssilla on selkeä kausaalisuus. Myös inflaatioeron sekä korkoeron muuttujalla näyttäisi olevan kausaalisuussuhde kohti tuotantoeroa. Korkoeroon sekä tuotantoeron että rahamäärän erojen viivästetyillä

arvoilla on kausaalinen vaikutus, ja myös valuuttakurssin statistiikka on tässä melko lähellä hylkäämisen rajaa.

6.2.2 Aikaväli 2008–2019

Hypothesized no. Of CE's	eigenvalue	λ_{trace}	0.05 critical value	λ_{max}	0.05 critical value
None	0.364695	113.6220*	88.80380	63.96471*	38.33101
At most 1	0.172413	49.65732	63.87610	26.68307	32.11832
At most 2	0.086010	22.97425	42.91525	12.68085	25.82321
At most 3	0.046883	10.29340	25.87211	6.770553	19.38704
At most 4	0.024675	3.522846	12.51798	3.522846	12.51798

Taulukko 8. Ajanjakso 1/2008–12/2019, 2 viivettä.

Tällä ajanjaksolla molemmat sekä trace- että eigenvalue statistiikka havaitsivat yhden yhteisintegroituvan vektorin kahdella viiveellä. Voidaan siis todeta, että pitkän aikavälin tasapainorelaatio on tälläkin aikavälillä olemassa ja tämä havainto tukee monetaarimallien paikkansapitävyyttä. Alla on esitetty valuuttakurssin suhteen normalisoitu yhteisintegroituva yhtälö, sekä virhetermit:

$$S = 5.448602M + 2.323493Y + 0.071263I + 33.50249\text{III} + 0.011776. \quad (55)$$

(1.30511) (0.85229) (0.02588) (3.53920)

Vuosien 2008–2019 välillä kaikki fundamentit ovat tilastollisesti merkittäviä 1 % tasolla ja ovat siten kaikki mukana yhtälössä. Toisin kuin edellisellä aikavälillä, tässä rahaerolla näyttäisi olevan positiivinen vaikutus valuuttakurssiin, ja tämän suuntaista vaikutusta tukevat myös sekä Frenkel-Bilson, että Dornbusch-Frankel mallit. Korkean positiivinen vaikutus puhuu Bilsonin mallin paikkansapitävyyden puolesta, ja inflaatioeron positiivisuus taas Frenkelin sekä Frankelin mallien puolesta. Seuraavaksi pitkän aikavälin tasapainorelaatio virheenkorjausmuodossa sekä virhetermit:

$$ECT_{t-1} = 1.000S_{t-1} - 2.68094M_{t-1} - 0.81341Y_{t-1} - 0.04679I_{t-1} - 12.2210\text{III}_{t-1} + 0.3627 \quad (56)$$

(0.73794) (0.49022) (0.01449) (1.94968)

Viimeisestä yhtälöstä (57) voimme nähdä tämän ajanjakson lyhyen aikavälin kertoimet. Mukautumiskerroin on tällä periodilla negatiivinen, ja tämä tukee hypoteesia pitkän aikavälin tasapainoon palautumisesta. Mukautumiskertoimen mukaan edellisen periodin poikkeama pitkän aikavälin tasapainosta korjaantuu keskimäärin noin kolmen prosentin mukautumisnopeudella kuukaudessa. Tämä on testatuista aikaväleistä suurin mukautumisnopeus. Mitä suurempi ja negatiivisempi kerroin on, sitä voimakkaampi on sen veto takaisin pitkän aikavälin tasapainoonsa. Vastaavasti lopuista kertoimista voi nähdä, että prosentin muutosta rahamäärän sekä tuotannon erotuksessa seuraa molempia keskimäärin noin 0,2 % nousu valuuttakurssissa, korkoeron muutosta 0,016 % lasku sekä inflaatioeron muutosta 0,013 % lasku valuuttakurssissa.

$$\Delta S_t = -0.030525ECT_{t-1} + 0.235835\Delta S_{t-1} + 0.201143\Delta M_{t-1} + 0.219238\Delta Y_{t-1} - 0.016426\Delta I_{t-1} - 0.013436\Delta \Pi_{t-1} + 0.000531 \quad (57)$$

(0.02401) (0.08551) (0.32760) (0.16267) (0.00453) (0.40767)

Tällä aikavälillä lyhyen aikavälin kertoimista tilastollisesti merkittäviä ovat valuuttakurssi sekä korkotason muuttuja. R^2 selitysasteen mukaan tällä aikavälillä tämä malli selittää noin 17,1 % valuuttakurssin vaihteluista, mikä on hyvin lähellä aikaisemman ajanjakson selitysastetta.

Kausaalisuustestissä käytetään jälleen optimaalisen viiveiden määrän määrittämiseen AIC informaatiokriteereitä, ja rajoittamattoman VAR mallin määrittämisessä käytetään AIC kriteereiden mukaisesti 8 viivettä. Kaikki tulokset tämän aikavälin Granger causality/Block Exogeneity Wald testille ovat nähtävissä taulukossa 14. Kuten edellisellä tarkastellulla aikavälillä, tässäkin valuuttakurssia kohtaan ainoa fundamentti, jonka viivästetyillä arvoilla näyttää olevan kausaalinen vaikutus, on korkoeron muuttuja. Rahamäärän erotukselle kausaalinen vaikutus näyttää löytyvän puolestaan sekä korkoerolta sekä inflaatioerolta, ja myös tuotantoeron muuttujan statistiikka on melko lähellä hylkäämisen rajaa. Rahamäärällä ja inflaatiolla on

itseasiassa vahva kaksisuuntainen kausaalisuussuhde. Valuuttakurssilta taas löytyy selkeä kausaalinen vaikutus kohti sekä tuotantoeroa että inflaatioeroa.

6.2.3 Aikaväli 1999–2019

Hypothesized no. Of CE's	eigenvalue	λ_{trace}	0.05 critical value	λ_{max}	0.05 critical value
None	0.229488	122.4513*	88.80380	64.65369*	38.33101
At most 1	0.097617	57.79762	63.87610	25.47375	32.11832
At most 2	0.080792	32.32388	42.91525	20.89212	25.82321
At most 3	0.034773	11.43176	25.87211	8.777118	19.38704
At most 4	0.010647	2.654640	12.51798	2.654640	12.51798

Taulukko 9. Ajanjakso 1/1999–12/2019, 3 viivettä.

Koko aikavälillä vuodesta 1999–2019 sekä trace- että eigenvalue-statistiikan mukaan 95 % merkitsevyystasolla havaittiin yksi yhteisintegroituva vektori, ja tämä jälleen tukee monetaarimallin paikkansapitävyyttä ja pitkän aikavälin tasapainorelaation olemassaoloa. Molempien statistiikkojen antaessa saman tuloksen, voidaan todeta, että ainakin yksi yhteisintegroituva vektori on olemassa, ja edetä VECM-mallin määrittämiseen. Ensin esitetään valuuttakurssin suhteen normalisoitu yhteisintegroituva yhtälö:

$$S = -2.935702M - 3.387384Y + 0.021293I - 39.66642III - 0.06354 \quad (58)$$

$$(0.47172) \quad (1.16048) \quad (0.00974) \quad (5.23582)$$

Koko ajanjaksolla kaikki fundamenttimuuttujat ovat tilastollisesti merkittäviä 1 % tasolla. Tässäkin korkoeron positiivinen kerroin puhuu Bilsonin mallin puolesta. Aiemmillä testatuilla ajanjaksoilla kuitenkin tuotantoero on kummassakin ollut positiivinen, eli päinvastainen esitettyihin teorioihin. Tässä tuotantoeron kerroin on kuitenkin tilastollisesti merkittävä ja negatiivinen, joten tämä tukee sekä Frenkel-Bilson että Dornbusch-Frankel malleja. Kuitenkin tässäkin rahamäärän kerroin on negatiivinen, päinvastoin kun teorit esittävät, ja tukien jälleen Beckmannin, Glycopantiksen sekä Pilbeam (2018) tuloksia. Kaiken kaikkiaan tulokset siis tälläkin aikavälillä näyttävät olevan melko paljon ristiriidassa esitettyjen valuuttakurssimallien kanssa.

Edetään seuraavaksi virheenkorjausmuodon määrittämiseen. Määrätään VECM malliin ($p-1$) viivettä, eli nyt kaksi viivettä.

$$ECT_{t-1} = 1.000S_{t-1} + 3.526682M_{t-1} + 5.172806Y_{t-1} - 0.03884I_{t-1} + 60.72975\text{III}_{t-1} - 1.400265 \quad (59)$$

(0.72936) (1.72755) (0.01467) (7.15172)

Alla olevassa yhtälössä (60) on jälleen esitelty viimeisenä lyhyen aikavälin kertoimet ja tällä kertaa viiveitä on siis kaksi. Liitteen 3 viimeisessä taulukosta on nähtävissä kaikki kertoimet. Mukautumiskerroin on jälleen negatiivinen, joka tukee hypoteesia pitkän aikavälin tasapainoon palautumisesta. Mukautumiskerroin on tilastollisesti merkittävä, ja sen mukaan edellisen periodin poikkeama pitkän aikavälin tasapainosta korjaantuu keskimäärin 1,7 % nopeudella kuukaudessa.

$$\Delta S_t = -0.017480ECT_{t-1} + 0.274712\Delta S_{t-1} - 0.078317\Delta S_{t-2} - 0.092227\Delta M_{t-1} - 0.544446\Delta M_{t-2} + 0.163195\Delta Y_{t-1} + 0.112668\Delta Y_{t-2} - 0.011843\Delta I_{t-1} + 0.002787\Delta I_{t-2} + 0.361865\Delta \text{III}_{t-1} + 0.434274\Delta \text{III}_{t-2} - 5.33E - 06 \quad (60)$$

(0.00424) (0.06271) (0.06313) (0.22305) (0.21709) (0.13575) (0.13444)

(0.00367) (0.00377) (0.35531) (0.34478) (0.00059)

Koko ajanjaksoa tarkastellessa lyhyen aikavälin kertoimista tilastollisesti merkitseviä ovat valuuttakurssin lisäksi rahamäärän kertoimen toinen viive sekä korkokerroin. Tällä aikavälillä tämä malli selittää R^2 selitysasteen mukaan 19,5 % valuuttakurssin vaihtelusta, ja on siis tarkastelluista aikaväleistä parhaan selitysasteen omaava.

Kaiken kaikkiaan näyttäisi tämän tutkimuksen valossa siltä, että pitkän aikavälin joustavien hintojen mallit, eli Frenkel-Bilson, saavat hieman enemmän tukea. Korkeeron poisjääminen ensimmäisen aikavälin estimoinnissa tukee Frenkelin mallia, kun taas Frankelin malli nimenomaan painottaa korkodifferentiaalain negatiivista relaatiota ja merkittävyyttä valuuttakurssin määrittämisessä. Frankel tosin ottaa

mukaan tutkimukseensa reaalikorkodifferentiaalin. Bilsonin versio saa tukea aikaväleillä 2008–2019 ja koko aikavälillä 1999–2019, joissa korkoeron muuttujalla on positiivinen relaatio valuuttakurssiin. Tosin myös Frenkelin (pitkän aikavälin) sekä Frankelin (lyhyen aikavälin) mallit saavat molemmat tukea tämän tutkimuksen valossa, kun testataan inflaatioidifferentiaalin ja valuuttakurssin välistä yhteisintegraatiota vuosien 2003–2014 välisenä aikana, jolloin näiden väliltä löytyi vahva positiivinen relaatio, inflaation kerroin on tilastollisesti merkittävä ja positiivinen.

Tulokset ovat siis kaiken kaikkiaan melko ristiriidassa mallien kanssa, ja millään aikavälillä kaikki kertoimien ja valuuttakurssien väliset suhteet eivät ole samoin kuin esitellyissä valuuttakurssimalleissa. Kuitenkin kaikilta tarkastelluilta aikaväleiltä löytyi yhteisintegroituva vektori, joka puhuu monetaarimallin toimivuuden puolesta, ja voidaan todeta, että pitkän aikavälin tasapainorelaatio valuuttakurssin ja fundamenttimuuttujien välillä on tämän tutkimuksen valossa olemassa.

Testataan seuraavaksi vielä kausaalisuus koko aikavälillä, käytetään jälleen optimaalisen viiveiden määrän määrittämiseen AIC informaatiokriteereitä. Rajoittamattoman VAR mallin määrittämisessä käytetään AIC kriteereiden mukaisesti 7 viivettä. VAR Granger causality/Block Exogeneity Wald -testin tuloksista voidaan nähdä, että tällä aikavälillä itse asiassa fundamenttimuuttujilla ei näytä olevan kausaalisuutta valuuttakurssiin, vaan kuten myös Engel & West (2005) havaitsivat, kausaalisuus kulkee pikemminkin valuuttakurssista fundamenteihin. Myös Dąbrowski, Papież ja Śmiech (2015) saivat samankaltaisia tuloksia. Tarkastellessa kausaalisuutta fundamenteista kohti valuuttakurssia, nollahypoteesia ei voida hylätä minkään fundamentin kohdalla. Kun tarkastellaan kausaalisuutta rahamäärän eron muuttujaan, nollahypoteesi voidaan hylätä valuuttakurssin, korkoeron sekä inflaatioeron osalta. Inflaatioero on näistä kaikkein tilastollisesti merkitsevin 0.00 todennäköisyydellä. Nollahypoteesia taas ei voida hylätä minkään muuttujan kohdalla tarkastellessa kausaalisuutta tuotantoeroon, joskin valuuttakurssin statistiikka on todella lähellä hylkäämisen rajaa. Korkoeroa tarkastellessa nollahypoteesi voidaan hylätä jälleen valuuttakurssin suhteen, sekä myös tuotantoeron suhteen. Inflaatioeroa tarkastellessa valuuttakurssin kohdalla nollahypoteesi hylätään, todennäköisyys on 0.00, ja nollahypoteesi hylätään myös rahaeron sekä korkoeron kohdalla.

Näyttää siis siltä, että kausaalisuussuhde ei mene fundamenteista valuuttakurssiin, vaan pikemminkin toisin päin, mutta kausaalisuutta on havaittavissa myös fundamenttien välillä ristikkäin, fundamentit vaikuttavat toisiinsa ja yksittäistä selvää selittäjää ei voida tämän testin perusteella todeta. Kuitenkin valuuttakurssilla näyttäisi tämän testauksen tulosten valossa olevan eniten kausaalisuutta kohti fundamenteja. Liitteessä 4 taulukossa 14 on näkyvissä myös pareittaisen Granger-kausalityytestin tulokset.

7 YHTEENVETO

Tässä pro gradu -tutkielmassa käsiteltiin EUR/USD valuuttakurssin ja makrotalouden fundamenttimuuttujien välistä pitkän aikavälin tasapainosuhdetta, ja tarkasteltiin monetaarimallin toimivuutta valuuttakurssin liikkeiden selittäjänä. Valuuttakurssin ja fundamenttien tasapainosuhdetta tutkittiin Johansenin (1988) yhteisintegraatiotestillä sekä Granger-kausaliiteettitestillä (1969). Ennen varsinaisen yhteisintegraatiotestauksen suorittamista luotiin katsaus aineistoon kuvioiden avulla, ja suoritettiin yksikköjuuritestausta. Yksikköjuuritestauksessa havaittiin, että suurin osa aineistosta on $I(1)$, mutta rahamäärän eron muuttuja on $I(2)$, jonka vuoksi siitä otettiin ensimmäinen differenssi ennen testausta. Korkeoero puolestaan on $I(0)$, mutta vedoten aiempaan tutkimukseen kohdeltiin sitä tässä $I(1)$ muuttujana. Aikasarja jaettiin kahteen osaan, vuosiin 1999–2007 sekä 2008–2019, jotta nähdään finanssikriisin jälkeiset mahdolliset muutokset fundamenttien ja valuuttakurssin välisessä yhteydessä. Testi suoritettiin myös koko ajanjaksolle.

Fundamenttien ja valuuttakurssin välillä havaittiin yhteisintegroituva vektori kaikilla tarkasteluajanjaksoilla. Voidaan siis todeta, että makrotalouden fundamenttimuuttujien ja EUR/USD valuuttakurssin välillä vallitsee pitkän aikavälin tasapainorelaatio, ja tämä puoltaa monetaarimallien toimivuutta pitkän aikavälin tarkastelussa. Tätä havaintoa tukevia tuloksia ovat esittäneet myös monet muut aiemmat tutkimukset, mikä vahvistaa tätä johtopäätöstä. Tämän tutkimuksen tulosten valossa pitkän aikavälin malleilla olisi hieman enemmän selityskykyä kuin lyhyen aikavälin malleilla, mutta tulokset ovat melko ristiriitaisia aiempien tutkimustulosten kanssa, kuten aiheen tutkimus on ollut tähänkin asti yleisesti ristiriitaista.

Rahamäärän ja tuotantoeron muuttujien relaatiot näyttävät olevan kahdella aikavälillä kolmesta erisuuntaiset kuin mitä kaikki neljä monetaarimallin versiota ovat esitelleet. Samankaltaisia tuloksia on tosin saatu aiemminkin, ja tästä voidaan päätellä, että fundamentit ovat huomattavan epävakauden kohteena, ja itse asiassa kertoimet saattavat lyhyempienkin ajanjaksojen välillä vaihdella voimakkaasti, eivätkä aina vastaa tiukasti teoriassa esitettyjä. Rahamäärän ja tuotantoeron aikasarjoilla havaittiin myös olevan suurimmat korrelaatiokertoimet valuuttakurssiin nähden.

Finanssikriisiä edeltävää ja jälkeistä ajanjaksoa vertaillaessa ei voida tehdä yksiselitteistä johtopäätöstä, että kriisi olisi syypää fundamenttien poistumiseen tai palaamiseen teorioiden esittämistä relaatioista. Ennen kriisin alkua rahamäärän differentiaalin etumerkki oli eriävä kuin teoria esittää, mutta palautui kriisin jälkeisenä aikana teorian mukaiseksi, kun taas tuotantodifferentiaali pysyi teoriasta eriävänä koko ajan. Selkeitä muutoksia näiden ajanjaksojen välillä kuitenkin on. Mielenkiintoinen havainto on muun muassa se, että virheenkorjausyhtälöiden mukautumiskertoimen mukaan kriisiä edeltävänä aikana muuttujat eivät palautuisi lainkaan tasapainoonsa, kun taas kriisin jälkeisenä aikana mukautuminen tasapainoon tapahtuu, olkoonkin melko hitaasti. Tästä voisi olettaa, että finanssikriisiä edeltävänä aikana vallitsi taloudessa sekä muuttujien välillä merkittäviä epätasapainoja, jotka jossain määrin korjautuivat kriisin puhkeamisen myötä, ottaen huomioon myös rahamäärän muuttujan relaation palautumisen teorian mukaiseksi.

Korkoero näyttää tämän tutkimuksen valossa fundamenteista eniten selittävän valuuttakurssin muutoksia. Sillä on selkeä kausaalisuussuhde valuuttakurssiin päin vuosien 2008–2019 välillä sekä Granger/Block eksogeenisuus testin, että pareittaisen Granger kausaaliiteettitestin mukaan. Aikana ennen kriisin puhkeamista korkomuuttujan kausaalisuus ei ollut tilastollisesti merkittävä, mutta kriisin jälkeisenä aikana se oli kasvanut huomattavan merkittäväksi. Otetaan huomioon myös, että finanssikriisiä edeltävän ajanjakson normalisoidussa yhteisintegroituvasa yhtälössä korkoero ei ollut tilastollisesti merkittävä muuttuja. Korkoeron merkitys selittävänä fundamenttina näyttää siis kasvaneen finanssikriisin myötä, ja voisi olettaa, että myös nykyiset nollakorot saattavat jossain määrin vaikuttaa tämän fundamentin merkityksen vahvistumiseen. Kuitenkin myös valuuttakurssi näyttää selittävän korkoeron muutoksia tarkastellessa koko ajanjaksoa. Kausaalisuussuhteita tapahtuu paljon myös fundamenttien välillä, esimerkiksi korkomuuttujalla näyttää olevan merkittävä kausaalisuus myös rahamäärään, inflaatioon sekä ensimmäisellä tarkasteluperiodilla tuotantoon. Fundamentit vaikuttavat myös toisiinsa, ja joissain tapauksissa, esimerkiksi rahamäärä ja inflaatio vuosien 2008–2019 välillä, suhde on kaksisuuntainen.

Tästä herää jatkokysymys, mitkä tekijät vaikuttavat kertoimien kehittymiseen ja suuntaan ajan saatossa? Lähiaikaiset muutokset rahapolitiikassa huomioon ottaen,

odotuksilla on ilmeisen tärkeä rooli makrotalouden fundamenttien muutoksia ja niiden syitä tarkastellessa. Jatkuvat epävakaudet fundamenttien ja valuuttakurssin välisessä relaatiossa luovat haasteita niin sijoittajille kuin poliittisille päättäjille. Vaikka poliittiset päätökset vaikuttaisivatkin fundamentteihin, vaikutukset ovat ennalta arvaamattomia, ja kuten on todettu, kausaalisuussuhteet saattavat hyvinkin vaihdella tarkasteluperiodilta toiselle, sekä muuttujalta toiselle.

Jatkona tälle tutkimukselle voisi tulevaisuudessa tutkia valuuttakurssin ja fundamenttien välistä yhteisintegraatiota ARDL-mallilla (*auto-regressive distributed lag*) sillä muuttujat kuitenkin ovat eri asteilla integroituneita. Granger-kausaliiteettitestauksien lisäksi voisi vielä tarkastella muuttujien kausaalisuhteiden positiivisuutta tai negatiivisuutta sekä vaikutusten kestoa impulssivastefunktioilla ja niiden kuvaajilla. Myös ottaen huomioon aikaisemmat tutkimustulokset, jotka puhuvat fundamenttien ja valuuttakurssin yhteyden epälineaarisuudesta, voisi tätä yhteyttä myös tutkia jatkossa käyttäen epälineaarisia malleja.

Mielenkiintoinen aihe jatkotutkimukselle voisi olla myös syvempi perehtyminen määrällisen elvytyksen ja vaihtotaseidentiteettien vaikutuksista valuuttakurssivaihteluihin. Aihepiiri on sinänsä ajankohtainen, koska maailmanlaajuisen koronapandemian vuoksi maaliskuussa 2020 EKP käynnisti 750 miljardin euron elvytyspaketin pehmentääkseen pandemian aiheuttamaa taloudellista iskuja. Samoihin aikoihin Fed ilmoitti ostavansa rajoittamattoman määrän valtion kiinteistövakuudellisia velkakirjoja. Tätä tutkimalla voisi estimoida Fedin ja EKP:n koronatoimien vaikutusta valuuttakursseihin. Koska määrällistä elvytystä on tehty finanssikriisin jälkeisenä aikana ennennäkemättömän suurella laajuudella, voidaan myös pohtia, onko rahamäärästä tullut tämän myötä tärkeämpi ja vaikuttavampi fundamentti. Kriisin puhkeamisen jälkeisellä ajanjaksolla rahamäärän kerroin on muuttunut huomattavasti tilastollisesti merkitsevämmäksi kuin ajanjaksolla ennen kriisiä. Tätä yhteyttä voisi tutkia vielä tarkemmin, ja ottaa myös toki huomioon rahamäärän kasvattamisen vaikutukset korkotasoon.

Aiemman kirjallisuuden tai tämän tutkielman valossa ei voi yksioikoisesti väittää, että tutkimustulokset olisivat kuitenkaan ratkaisevan suotuisia monetaarimallien hyväksi. Indikaattoreita pitkän aikavälin relaatiolle valuuttakurssin ja rahan, tuotannon,

korkotason ja inflaatio-odotusten välillä on, mutta myös muut tekijät näyttävät vaikuttavan euron valuuttakurssin määräytymisessä. Monetaarista lähestymistapaa ei näiden havaintojen perusteella tulisi käyttää ainoana työkaluna valuuttakurssien tarkastelussa, mutta siitä saattaa hyvinkin olla hyötyä pitkän aikavälin kiintopisteen osoittamisessa. Monetaarimallin toimivuuden tutkiminen on toki mielekästä myös siksi, että tämä malli on usein olennainen osa avoimien talouksien teoreettista tutkimusta. Ekonomistit, tutkijat ja muut ammatinharjoittajat hyötyvät tiedosta, mitkä muuttujat omaavat selitys- tai ennustuskykyä ja miten näiden muuttujien ja valuuttakurssin välinen suhde mahdollisesti muuttuu ajan myötä, ja taloudellisten olosuhteiden muuttuessa. Erilaisia ennustemalleja valuuttakursseista tarvitsevat niin pankit, yritykset, institutionaaliset sekä yksityisetkin sijoittajat, ja kuten todettu, vaikka fundamenttilähtöiset mallit eivät ole omiaan lyhyen aikavälin ennusteiden laadintaan, niistä saa hyvän kiintopisteen muiden valuuttakurssimallien tarkastelulle, sekä pitkän aikavälin trendien havaitsemiselle ja tulkitsemiselle. Vaikka monetaarimallit eivät olisikaan kovin luotettavia out-of-sample ennusteiden laatimiseen, voi niitä käyttää hyvin taloudelliseen analyysiin, jota tarvitaan aina.

LÄHTEET

Bilson, J. F. O. (1978). The monetary approach to the exchange rate: Some empirical evidence. *International Monetary Fund Staff Papers*. Haettu osoitteesta https://www.elibrary.imf.org/view/IMF024/15473-9781451956498/15473-9781451956498/15473-9781451956498_A003.xml?redirect=true

Beckmann, J., Glycopantis, D. & Pilbeam, K. (2018). The dollar–euro exchange rate and monetary fundamentals. *Empirical economics*, 54(4), 1389–1410.

Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance* (3. painos). Cambridge: Cambridge University Press.

Chen, Y., Rogoff, K. S. & Rossi, B. (2010). Can exchange rates forecast commodity prices? *The Quarterly journal of economics*, 125(3), 1145-1194.

Chinn, M. D. & Meese, R. A. (1995). Banking on currency forecasts: How predictable is change in money? *Journal of international economics*, 38(1), 161-178.

Chinn, M. D. & Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF staff papers*, 51(3), 409-430.

Copeland, L. S. (2008). *Exchange Rates and International Finance*. Pearson education.

Dąbrowski, M. A., Papież, M., & Śmiech, S. (2015). Causal relations between nominal exchange rates and monetary fundamentals in Central and Eastern European countries. *Economics of Transition*, 23(1), 45-73.

Dedola, L. & Georgiadis, G. & Gräßl, J. & Mehl, A. (2020). "Does a big bazooka matter? Quantitative easing policies and exchange rates," *Research Bulletin*, European Central Bank, vol. 76. Haettu osoitteesta <https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-research/resbull/2020/html/ecb.rb201020~85fb68a983.en.html>

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(366), s. 427-431

Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), pp. 1161-1176.

Enders, W. (2004) Applied Econometric Time Series. John Willey and Son, Inc., New York.

Engel, C., Wang, J. & Wu, J. (2009). Can Long-Horizon Forecasts Beat the Random Walk Under the Engel-West Explanation? *Policy File*.

Engel, C. & West, K. (2005). Exchange Rates and Fundamentals. *Journal of Political Economy*, 113(3), s. 485-517.

Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.

Euroopan keskuspankki. (2001). *Vuosikertomus*. Euroopan keskuspankki.

Euroopan keskuspankki (2017). *Vuosikertomus*. Euroopan keskuspankki.

Euroopan keskuspankki (2021a). *Yhteinen rahamme*. Haettu osoitteesta <https://www.ecb.europa.eu/euro/intro/html/index.fi.html> Viitattu 22.4.2021

Euroopan keskuspankki (2021b). *Monetary aggregates*. Haettu osoitteesta https://www.ecb.europa.eu/stats/money_credit_banking/monetary_aggregates/html/index.en.html Viitattu 27.4.2021

Euroopan komissio (2020). *Euro-opas*. Talouden ja rahoituksen pääosasto. Haettu osoitteesta: <https://op.europa.eu/fi/publication-detail/-/publication/2a9e2a82-4412-11ea-b81b-01aa75ed71a1>

European Central Bank Statistical Data Warehouse (2021). Monetary aggregate M2 vis-a-vis euro area, Stocks, Millions of Euro, Neither Seasonally Nor Working Day Adjusted. Haettu osoitteesta: <https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691573>
Viitattu 22.1.2021

Engel, C. (2016). Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium. *The American economic review*, 106(2), 436-474.

Federal Bank of St. Louis (2020a). M2 Money Stock, Billions of Dollars, Not Seasonally Adjusted. Haettu osoitteesta <https://fred.stlouisfed.org/series/M2NS>
Viitattu 22.1.2021

Federal Bank of St. Louis (2020b). U.S. / Euro Foreign Exchange Rate, Monthly, Not Seasonally Adjusted. Haettu osoitteesta <https://fred.stlouisfed.org/series/EXUSEU>
[Viitattu 21.1.2021](#)

Federal Bank of St. Louis (2021a) Long-term government bond Yields: 10-year: Main (Including Benchmark) for the Euro Area. Haettu osoitteesta <https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01EZM156N> Viitattu 25.4.2021

Federal Bank of St. Louis (2021b). Long-term government bond Yields: 10-year: Main (Including Benchmark) for the United States. Haettu osoitteesta <https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01USM156N> Viitattu 25.4.2021

Feenstra, R. C., & Taylor, A. M. (2017). *International economics*. New York: Worth Publishers.

Frankel, J. A. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. *The American Economic Review*, 69(4), s. 610-622.

Frenkel, J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate doctrinal aspects and empirical evidence. *The Scandinavian journal of economics*, 78(2), s. 200-224.

Frenkel, M. & Koske, I. (2004). How well can monetary factors explain the exchange rate of the euro? *Atlantic Economic Journal*, 32(3), s. 233-244.

Gerlach, S. (2018). The dollar-euro exchange rate, 2016-2018. Haettu osoitteesta <https://voxeu.org/article/dollar-euro-exchange-rate-2016-2018> Viitattu 26.4.2021

Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.

Hwang, J. (2001). Dynamic forecasting of monetary exchange rate models: Evidence from cointegration. *International Advances in Economic Research*, 7(1), s. 51-64.

Johansen, S. (1987). *Statistical analysis of cointegration vectors*. Preprint 1987 No. 7, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen

Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand of money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), s. 169-210.

Junttila, J. & Korhonen, M. (2011). Nonlinearity and time-variation in the monetary model of exchange rates. *Journal of Macroeconomics*, 33(2), s. 288-302.

Korpinen, P. (2017). *Suomi kääntyy länteen – talouden tarina sisäpiiriläisen kertomana*. Into kustannus.

Lahtinen, M. (2005). *Essays on Purchasing Power Parity Puzzle*. (Väitöskirjatutkimus, Tampere University Press).

Lütkepohl, H., Saikkonen, P. & Trenkler, C. (2001). Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process. *The econometrics journal*, 4(2), pp. 287-310.

Ma, Y. & Kanas, A. (2000). Testing for a nonlinear relationship among fundamentals and exchange rates in the ERM. *Journal of international money and finance*, 19(1), 135–152.

MacDonald, R. (2007). *Exchange rate economics: theories and evidence*. Psychology Press.

Macdonald, R. & Taylor, M. P. (1994). Reexamining the monetary approach to the exchange rate: The dollar-franc, 1976-90. *Applied financial economics*, 4(6), 423–430.

MacKinnon, J. G., Haug, A. A. & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of applied econometrics (Chichester, England)*, 14(5), 563-577.

Mark, N. C. (1995). Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *American Economic Review*, 85, pp. 201-18.

Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics* 14(1-2), 3–24.

Neely, C. & Sarno, L. (2002). How well do monetary fundamentals forecast exchange rates?", Federal Reserve Bank of St. Louis Working Papers No 2002-007

OECD (2021a). Current account balance. Haettu osoitteesta <https://data.oecd.org/trade/current-account-balance.htm> Viitattu 25.4.2021

OECD (2021b). Inflation (Consumer Price Index), 2015 = 100. Haettu osoitteesta <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm> Viitattu 22.1.2021

OECD (2021c). Total Industrial Production Index, 2015 = 100. Haettu osoitteesta <https://data.oecd.org/industry/industrial-production.htm> Viitattu 22.1.2021

OECD (2021d). Short-term interest rates. Haettu osoitteesta <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm#indicator-chart> Viitattu 22.1.2021

Ranaldo, A. & Söderlind, P. (2010). Safe Haven Currencies. *Review of finance*, 14(3), 385–407.

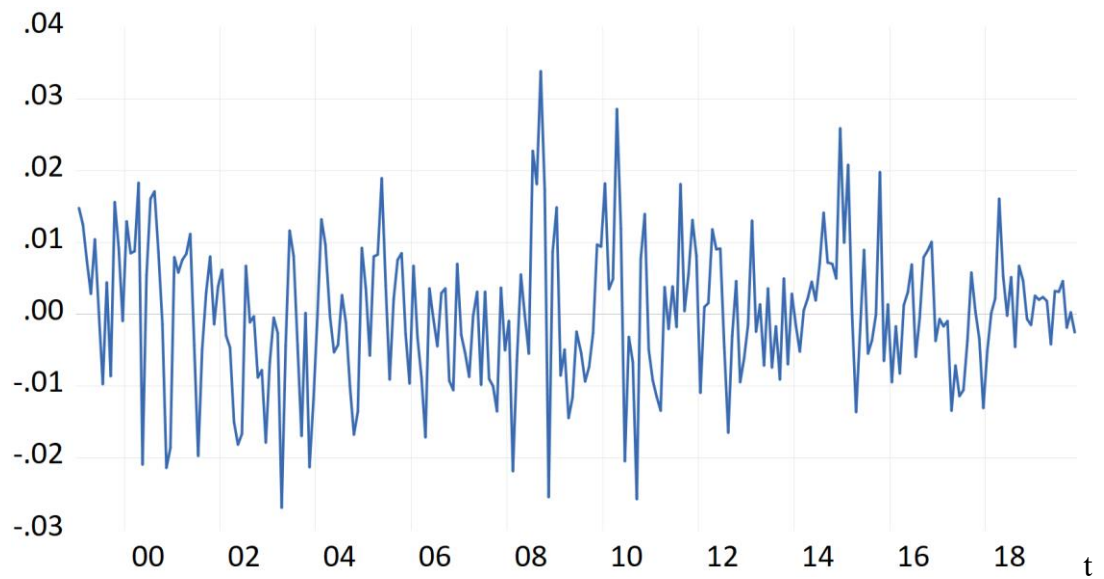
- Rogoff, Kenneth (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34:2, s.647-668
- Rossi, Barbara. (2013). "Exchange Rate Predictability." *Journal of Economic Literature*, 51 (4): 1063-1119.
- Saadon, Y., Sussman, N. (2018). Nominal exchange rate dynamics and monetary policy: Uncovered interest rate parity and purchasing power parity revisited. Haettu osoitteesta <https://voxeu.org/article/uncovered-interest-rate-parity-and-purchasing-power-parity-revisited> Viitattu 21.4.2021
- Sarno, L., Taylor, M. P. (2002). *The Economics of Exchange rates*, (1. painos). Cambridge University Press, New York.
- Somanath, V. (1986). Efficient exchange rate forecasts: Lagged models better than the random walk. *Journal of international money and finance*, 5(2), 195–220.
- Suomen Pankki (1989). *Vektoriautoregressiiviset mallit*. Haettu osoitteesta https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/15828/D_69.pdf?sequence=1&isAllowed=y Viitattu 4.3.2021
- Suomen Pankki (2004). *Euro ja talous 4/2004*. Haettu osoitteesta <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/13244/164378.pdf?sequence=1> Viitattu 26.4.2021
- Suomen Pankki (2007). *Euro ja talous 4/2007*. Haettu osoitteesta <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/13100/164366.pdf?sequence=1&isAllowed=y> Viitattu 27.4.2021
- Suomen Pankki (2008). *Euro ja talous 4/2008*. Haettu osoitteesta <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/13268/172029.pdf?sequence=1&isAllowed=y> Viitattu 27.4.2021
- Suomen Pankki (2019). *Kauppasota heikentänyt merkittävästi maailmantaloutta. – Euro ja talous 4/2019*. Haettu osoitteesta <https://www.eurojatalous.fi/fi/2019/4/kauppasota-heikentanyt-merkittavasti-maailmantaloutta/> Viitattu 27.4.2021

Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *The Journal of economic perspectives*, 18(4), 135-158.

Wang, J. (2008). Understanding exchange rates as asset prices. Haettu osoitteesta <https://voxeu.org/article/are-exchange-rates-unpredictable-asset-pricing-approach-redux>. Viitattu 14.4.2021

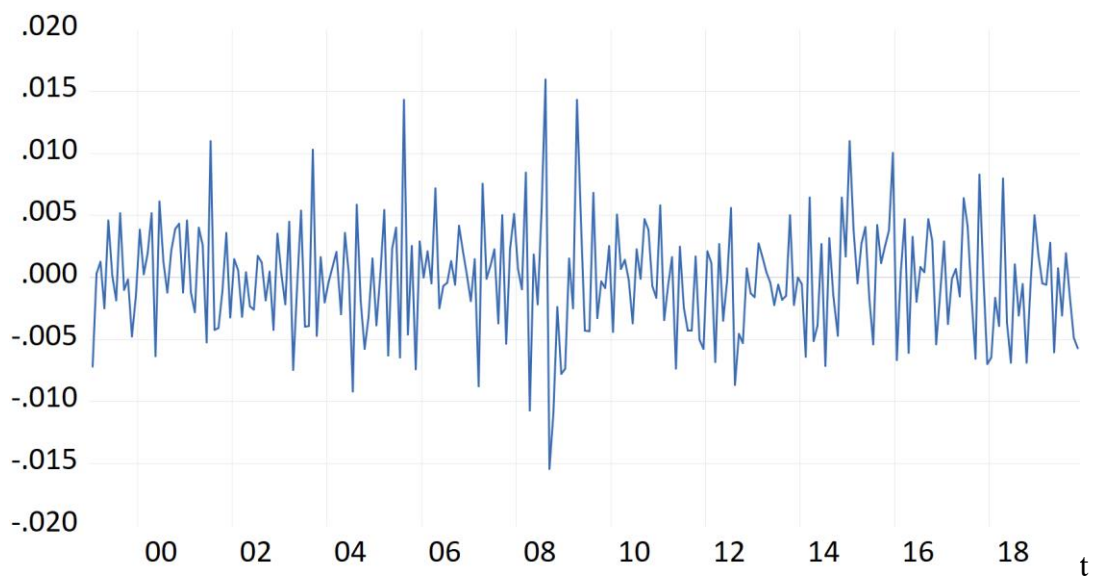
Woo, W. T. (1985). The monetary approach to exchange rate determination under rational expectations. *Journal of international economics*, 18, 1.

Liite 1

Kuvio 13: Valuuttakurssin s logaritmiKuvio 14: Valuuttakurssin ensimmäinen differenssisarja Δs



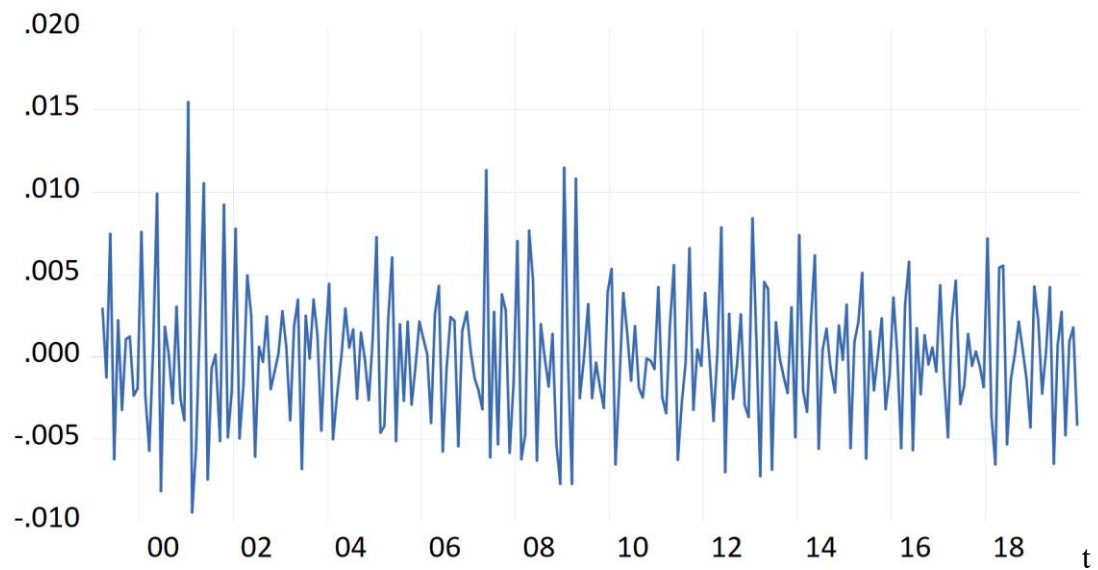
Kuvio 15: Teollisuustuotantoindeksien logaritmoitu erotus ($y-y^*$)



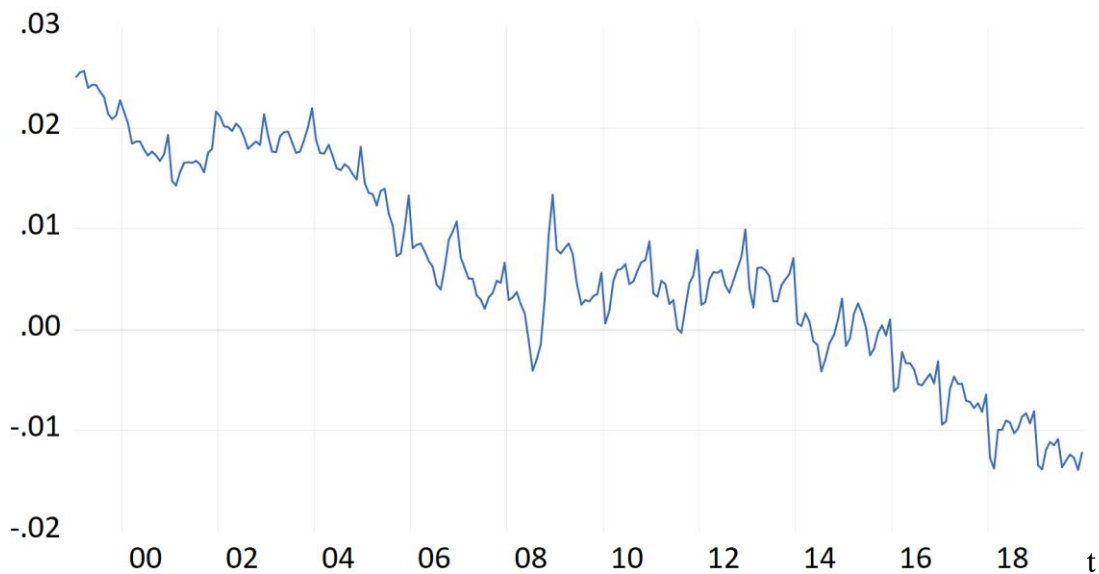
Kuvio 16: Teollisuustuotantoindeksien erotuksen ensimmäinen differenssisarja $\Delta(y-y^*)$



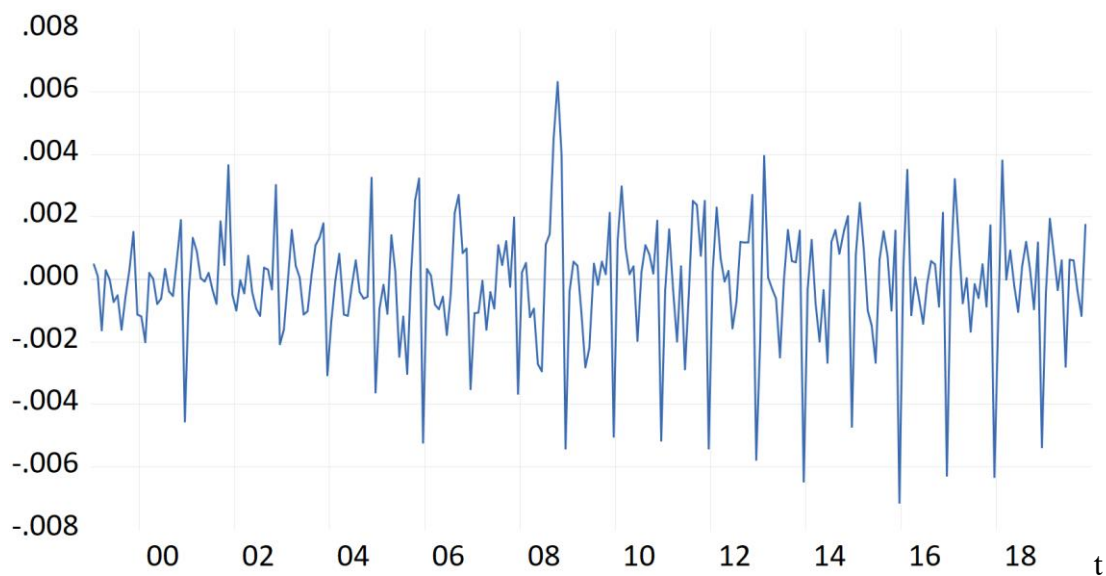
Kuvio 17: M2 rahan määrän logaritmoitu erotus ($m - m^*$)



Kuvio 18: M2 rahan määrän erotuksen toinen differenssisarja $\Delta(m - m^*)$



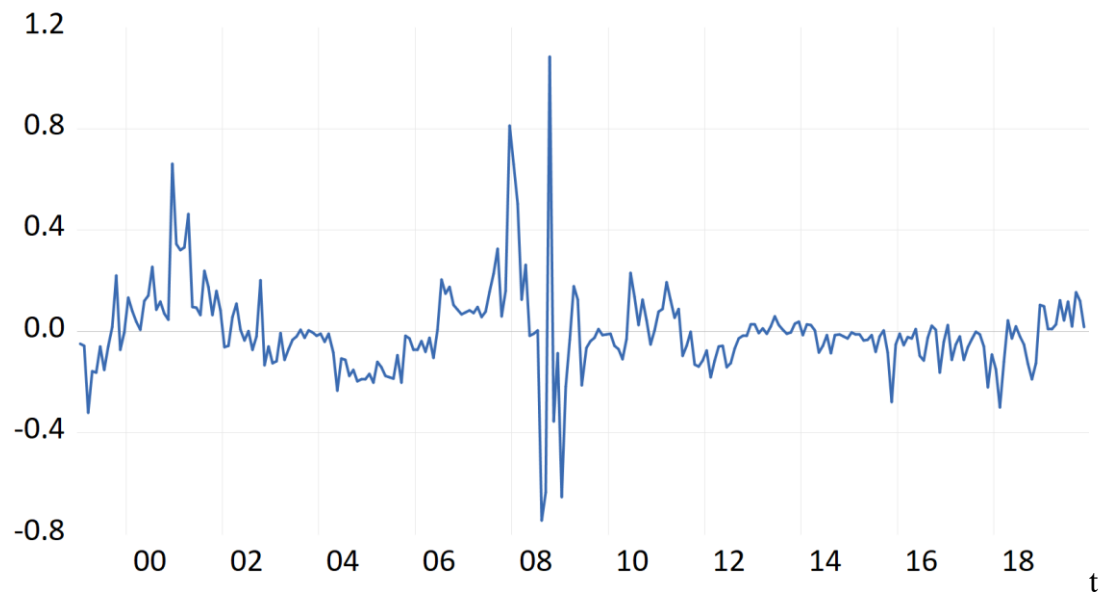
Kuvio 19: Kuluttajahintaindeksien logaritmoitu erotus ($\pi - \pi^*$)



Kuvio 20: Kuluttajahintaindeksien erotuksen ensimmäinen differenssisarja $\Delta(\pi - \pi^*)$

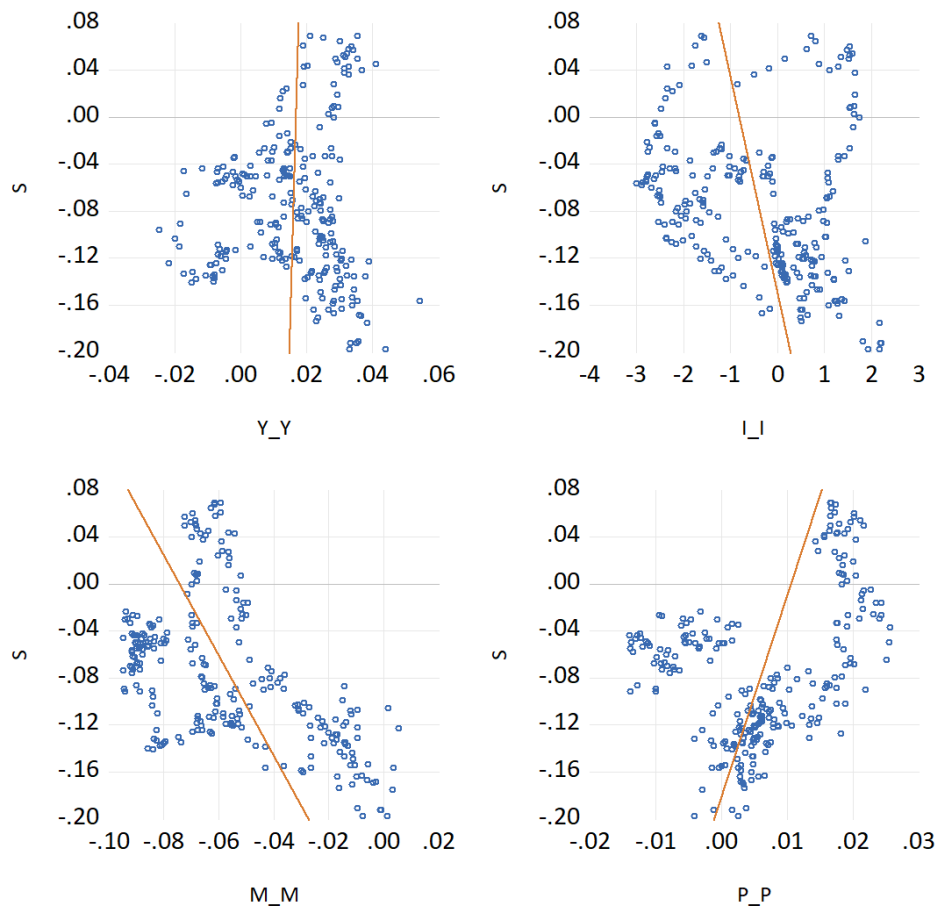


Kuvio 21: Rahamarkkinakorkojen logaritmoitu erotus ($i-i^*$)

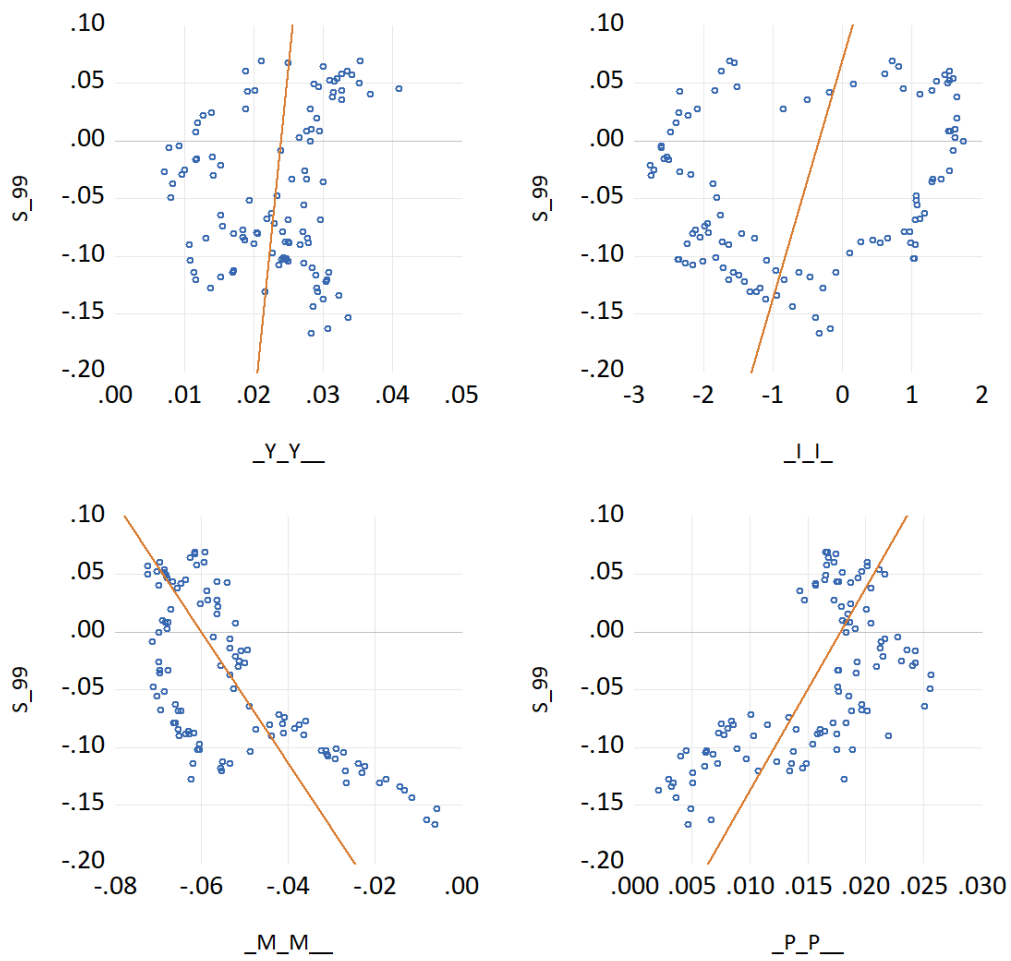


Kuvio 22: Rahamarkkinakorkojen erotuksen ensimmäinen differenssisarja $\Delta(i-i^*)$

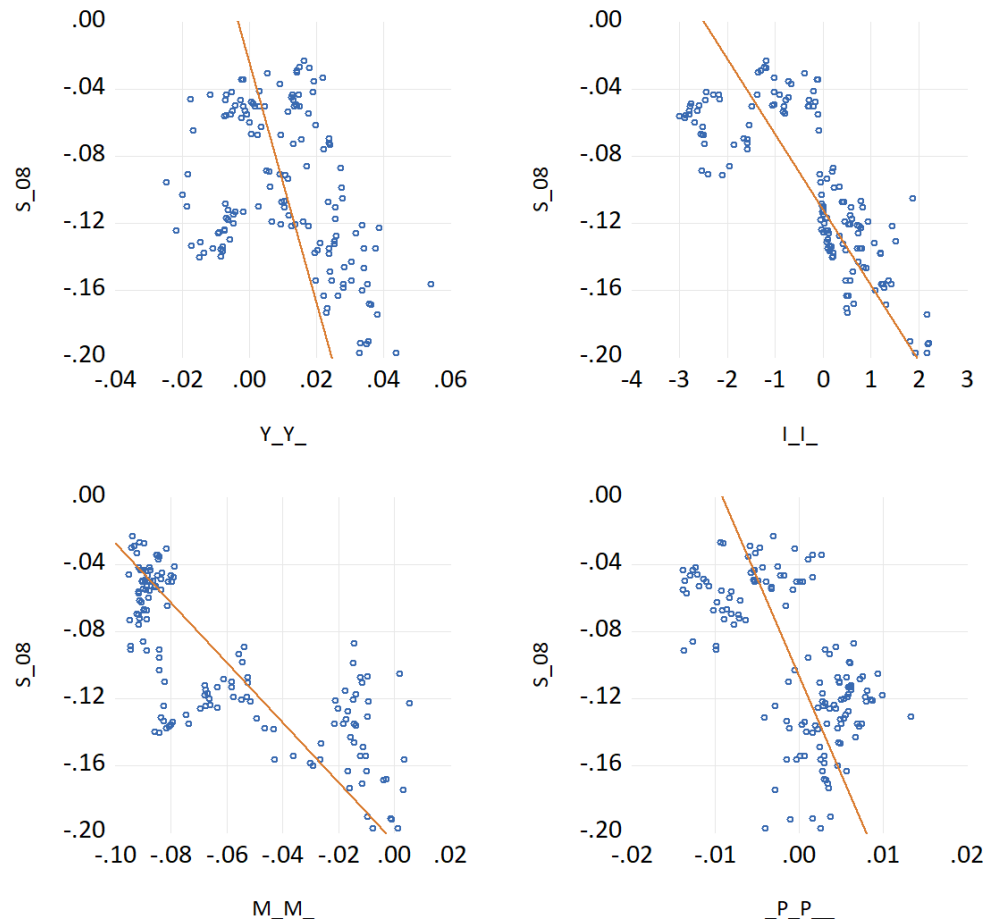
Liite 2



Kuvio 23. Pareittaiset sirontakuviot vuosilta 1999–2019, vasemmalta oikealle tuotantoero, korkoero, rahan määrän ero ja inflaatioero.



Kuvio 24: Pareittaiset sirontakuviot vuosilta 1999–2007



Kuvio 25. Pareittaiset sirontakuviot vuosilta 2008–2019, valuuttakurssi kohtemuuttujana

Liite 3

Error Correction:	D(LOG_S)	D(M_M)	D(Y_Y)	D(I_I)	D(P_P)
CointEq1	0.013633 (0.01471) [0.92671]	0.006944 (0.00445) [1.56025]	0.009198 (0.00575) [1.59927]	-0.781759 (0.15031) [-5.20096]	-0.005541 (0.00226) [-2.45042]
D(LOG_S(-1))	0.285211 (0.09480) [3.00843]	-0.030570 (0.02868) [-1.06585]	-0.021675 (0.03706) [-0.58480]	-1.615844 (0.96868) [-1.66809]	0.030388 (0.01457) [2.08541]
D(M_M(-1))	-0.022752 (0.36327) [-0.06263]	-0.195922 (0.10990) [-1.78275]	-0.065878 (0.14202) [-0.46385]	-6.546937 (3.71174) [-1.76384]	0.003182 (0.05584) [0.05698]
D(Y_Y(-1))	-0.071628 (0.26047) [-0.27499]	0.023402 (0.07880) [0.29698]	-0.401502 (0.10184) [-3.94267]	-4.707515 (2.66143) [-1.76879]	-0.048005 (0.04004) [-1.19906]
D(I_I(-1))	0.012934 (0.00914) [1.41449]	0.001127 (0.00277) [0.40752]	0.005538 (0.00357) [1.54923]	0.338878 (0.09343) [3.62702]	-0.000333 (0.00141) [-0.23671]
D(P_P(-1))	-1.531618 (0.68822) [-2.22548]	0.087795 (0.20821) [0.42168]	-0.298966 (0.26907) [-1.11112]	11.65515 (7.03199) [1.65745]	0.004050 (0.10578) [0.03828]

Taulukko 10. Lyhyen aikavälin kertoimet aikaväliltä 1999–2007

Error Correction:	D(LOG_S)	D(M_M)	D(Y_Y)	D(I_I)	D(P_P)
CointEq1	-0.030525 (0.02401) [-1.27113]	0.009940 (0.00708) [1.40302]	0.018977 (0.01247) [1.52164]	0.156029 (0.43928) [0.35519]	0.019128 (0.00553) [3.46122]
D(LOG_S(-1))	0.235835 (0.08551) [2.75795]	-0.058268 (0.02523) [-2.30966]	-0.040214 (0.04441) [-0.90555]	-2.239008 (1.56418) [-1.43143]	0.036637 (0.01968) [1.86177]
D(M_M(-1))	0.201143 (0.32760) [0.61398]	0.023054 (0.09665) [0.23852]	0.074011 (0.17013) [0.43501]	3.745355 (5.99258) [0.62500]	0.095576 (0.07539) [1.26773]
D(Y_Y(-1))	0.219238 (0.16267) [1.34773]	0.120179 (0.04799) [2.50411]	-0.091712 (0.08448) [-1.08560]	-4.578044 (2.97563) [-1.53851]	-0.014287 (0.03744) [-0.38164]
D(I_I(-1))	-0.016426 (0.00453) [-3.62459]	-0.002842 (0.00134) [-2.12560]	0.005280 (0.00235) [2.24366]	0.100913 (0.08290) [1.21735]	0.001230 (0.00104) [1.17926]
D(P_P(-1))	-0.013436 (0.40767) [-0.03296]	-0.035090 (0.12027) [-0.29175]	0.230358 (0.21172) [1.08805]	8.610611 (7.45720) [1.15467]	0.081004 (0.09382) [0.86342]

Taulukko 11. Lyhyen aikavälin kertoimet aikaväliltä 2008–2019

Error Correction:	D(LOG_S)	D(M_M)	D(Y_Y)	D(I_I)	D(P_P)
CointEq1	-0.017480 (0.00424) [-4.12325]	-0.004983 (0.00124) [-4.02216]	0.000256 (0.00206) [0.12404]	-0.129601 (0.07390) [-1.75377]	-0.003548 (0.00085) [-4.16478]
D(LOG_S(-1))	0.274712 (0.06271) [4.38045]	-0.062713 (0.01833) [-3.42179]	-0.035743 (0.03048) [-1.17255]	-1.369976 (1.09319) [-1.25319]	0.032261 (0.01260) [2.55986]
D(LOG_S(-2))	-0.078317 (0.06313) [-1.24064]	0.001970 (0.01845) [0.10677]	0.035121 (0.03068) [1.14459]	-0.045601 (1.10039) [-0.04144]	-0.005400 (0.01269) [-0.42567]
D(M_M(-1))	-0.092227 (0.22305) [-0.41347]	-0.013451 (0.06519) [-0.20634]	0.051039 (0.10842) [0.47075]	-2.832995 (3.88819) [-0.72862]	0.022009 (0.04482) [0.49101]
D(M_M(-2))	-0.544446 (0.21709) [-2.50798]	-0.188037 (0.06344) [-2.96396]	0.046783 (0.10552) [0.44336]	-2.445947 (3.78413) [-0.64637]	-0.015369 (0.04362) [-0.35231]
D(Y_Y(-1))	0.163195 (0.13575) [1.20213]	0.103850 (0.03967) [2.61765]	-0.244436 (0.06599) [-3.70430]	0.470307 (2.36641) [0.19874]	0.004134 (0.02728) [0.15155]
D(Y_Y(-2))	0.112668 (0.13444) [0.83808]	0.103858 (0.03929) [2.64351]	-0.096714 (0.06535) [-1.48002]	8.354790 (2.34343) [3.56520]	0.000780 (0.02702) [0.02885]
D(I_I(-1))	-0.011843 (0.00367) [-3.22968]	-0.003624 (0.00107) [-3.38168]	0.003667 (0.00178) [2.05762]	0.324886 (0.06392) [5.08277]	0.001128 (0.00074) [1.53089]
D(I_I(-2))	0.002787 (0.00377) [0.73827]	-0.000556 (0.00110) [-0.50414]	-0.000294 (0.00183) [-0.16029]	0.101917 (0.06579) [1.54905]	-0.002124 (0.00076) [-2.79976]
D(P_P(-1))	0.361865 (0.35531) [1.01845]	0.221502 (0.10384) [2.13319]	0.004363 (0.17271) [0.02526]	11.10081 (6.19358) [1.79231]	0.082467 (0.07140) [1.15499]
D(P_P(-2))	0.434274 (0.34478) [1.25956]	0.481739 (0.10076) [4.78105]	-0.208300 (0.16759) [-1.24291]	5.908323 (6.01010) [0.98307]	-0.126972 (0.06929) [-1.83259]

Taulukko 12. Lyhyen aikavälin kertoimet aikaväliltä 1999–2019

Liite 4

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/26/21 Time: 18:20

Sample: 1999M01 2007M12

Included observations: 106

Dependent variable: LOG_S

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
_M_M_	1.277099	2	0.5281
_Y_Y_	2.711844	2	0.2577
_I_I_	10.35196	2	0.0057
_P_P_	3.517037	2	0.1723
All	20.62731	8	0.0082

Dependent variable: _M_M_

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	3.968288	2	0.1375
_Y_Y_	0.354971	2	0.8374
_I_I_	0.234170	2	0.8895
_P_P_	3.061113	2	0.2164
All	12.37963	8	0.1351

Dependent variable: _Y_Y_

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	15.36147	2	0.0005
_M_M_	2.413488	2	0.2992
_I_I_	7.155702	2	0.0279
_P_P_	9.082025	2	0.0107
All	21.62779	8	0.0057

Dependent variable: _I_I_

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	5.464128	2	0.0651
_M_M_	6.892902	2	0.0319
_Y_Y_	6.965054	2	0.0307
_P_P_	0.366925	2	0.8324
All	43.46674	8	0.0000

Dependent variable: _P_P_

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	4.832481	2	0.0893
_M_M_	0.795968	2	0.6717
_Y_Y_	0.342704	2	0.8425
_I_I_	2.869742	2	0.2381
All	13.90593	8	0.0843

Taulukko 13. VAR Granger causality/Block Wald Test 1999-2007

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/26/21 Time: 18:28

Sample: 2008M01 2019M12

Included observations: 136

Dependent variable: LOG S

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
M_M_	3.741637	8	0.8796
Y_Y_	8.406182	8	0.3948
I_I_	16.92440	8	0.0309
_P_P_	13.41421	8	0.0984
All	55.68921	32	0.0059

Dependent variable: M M

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	7.086882	8	0.5273
Y_Y_	14.51451	8	0.0693
I_I_	29.20302	8	0.0003
P_P	36.49042	8	0.0000
All	96.74598	32	0.0000

Dependent variable: _Y_Y_

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	20.98242	8	0.0072
M_M	9.554571	8	0.2977
I_I_	11.58275	8	0.1708
_P_P_	9.698111	8	0.2869
All	51.09618	32	0.0174

Dependent variable: I I

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	6.889755	8	0.5486
M_M_	11.17035	8	0.1922
Y_Y_	19.55963	8	0.0121
P_P	7.667133	8	0.4666
All	58.82852	32	0.0026

Dependent variable: _P_P_

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG_S	19.96067	8	0.0105
M_M	42.71639	8	0.0000
_Y_Y_	10.93002	8	0.2057
I_I_	10.12335	8	0.2565
All	107.4777	32	0.0000

Taulukko 14. VAR Granger causality/Block Wald Test 2008-2019

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/26/21 Time: 14:08

Sample: 1999M01 2019M12

Included observations: 245

Dependent variable: LOG S

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
_M_M_	11.42740	7	0.1210
_Y_Y_	5.522289	7	0.5965
_I_I_	11.20695	7	0.1298
_P_P_	10.89583	7	0.1432
All	39.49142	28	0.0733

Dependent variable: M M

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG S	14.96051	7	0.0365
_Y_Y_	10.43732	7	0.1651
_I_I_	25.50849	7	0.0006
_P_P_	50.94350	7	0.0000
All	85.91498	28	0.0000

Dependent variable: Y Y

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG S	13.72362	7	0.0563
_M_M_	13.03399	7	0.0713
_I_I_	4.421177	7	0.7302
_P_P_	3.770483	7	0.8058
All	39.29622	28	0.0763

Dependent variable: I I

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG S	15.25206	7	0.0329
_M_M_	12.14017	7	0.0960
_Y_Y_	24.74242	7	0.0008
_P_P_	6.989232	7	0.4300
All	54.68341	28	0.0019

Dependent variable: P P

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG S	43.47284	7	0.0000
_M_M_	18.28651	7	0.0107
_Y_Y_	8.559260	7	0.2859
_I_I_	25.42329	7	0.0006
All	71.54801	28	0.0000

Taulukko 15. VAR Granger causality/Block Wald Test 1999-2019

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/26/21 Time: 17:20

Sample: 1999M01 2007M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
_M_M_ does not Granger Cause LOG_S	106	0.10642	0.8992
LOG_S does not Granger Cause _M_M_		4.12189	0.0190
_Y_Y_ does not Granger Cause LOG_S	106	3.22828	0.0437
LOG_S does not Granger Cause _Y_Y_		1.50896	0.2261
_I_I_ does not Granger Cause LOG_S	106	2.27246	0.1083
LOG_S does not Granger Cause _I_I_		4.65531	0.0116
_P_P_ does not Granger Cause LOG_S	106	2.56519	0.0819
LOG_S does not Granger Cause _P_P_		3.22839	0.0437
_Y_Y_ does not Granger Cause _M_M_	106	0.63052	0.5344
_M_M_ does not Granger Cause _Y_Y_		0.28108	0.7556
_I_I_ does not Granger Cause _M_M_	106	1.35554	0.2625
_M_M_ does not Granger Cause _I_I_		6.16708	0.0030
_P_P_ does not Granger Cause _M_M_	106	1.47198	0.2344
_M_M_ does not Granger Cause _P_P_		1.97102	0.1446
_I_I_ does not Granger Cause _Y_Y_	106	1.43680	0.2425
_Y_Y_ does not Granger Cause _I_I_		9.31778	0.0002
_P_P_ does not Granger Cause _Y_Y_	106	0.73992	0.4797
_Y_Y_ does not Granger Cause _P_P_		1.51320	0.2252
_P_P_ does not Granger Cause _I_I_	106	1.16020	0.3176
_I_I_ does not Granger Cause _P_P_		3.16965	0.0462

Taulukko 16. Pareittainen Granger kausaalisuustesti 1999–2007, 2 viivettä

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/26/21 Time: 17:28

Sample: 2008M01 2019M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
M_M_ does not Granger Cause LOG_S	142	2.65418	0.0740
LOG_S does not Granger Cause M_M_		1.93327	0.1486
_Y_Y_ does not Granger Cause LOG_S	142	1.96849	0.1436
LOG_S does not Granger Cause _Y_Y_		0.41989	0.6580
I_I_ does not Granger Cause LOG_S	142	7.85357	0.0006
LOG_S does not Granger Cause I_I_		1.32743	0.2685
_P_P_ does not Granger Cause LOG_S	142	2.95436	0.0554
LOG_S does not Granger Cause _P_P_		5.85078	0.0036
_Y_Y_ does not Granger Cause M_M_	142	3.81116	0.0245
M_M_ does not Granger Cause _Y_Y_		0.67169	0.5125
I_I_ does not Granger Cause M_M_	142	1.90991	0.1520
M_M_ does not Granger Cause I_I_		1.48531	0.2301
_P_P_ does not Granger Cause M_M_	142	0.85372	0.4281
M_M_ does not Granger Cause _P_P_		6.23927	0.0026
I_I_ does not Granger Cause _Y_Y_	142	2.76385	0.0666
_Y_Y_ does not Granger Cause I_I_		1.36502	0.2588
_P_P_ does not Granger Cause _Y_Y_	142	0.41633	0.6603
_Y_Y_ does not Granger Cause _P_P_		0.62064	0.5391
_P_P_ does not Granger Cause I_I_	142	1.63076	0.1996
I_I_ does not Granger Cause _P_P_		5.72257	0.0041

Taulukko 17. Pareittainen Granger kausaalisuustesti 2008–2019, 2 viivettä

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/26/21 Time: 17:21

Sample: 1999M01 2019M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
_M_M_ does not Granger Cause LOG_S	249	1.80129	0.1475
LOG_S does not Granger Cause _M_M_		2.10976	0.0996
_Y_Y_ does not Granger Cause LOG_S	249	1.76664	0.1541
LOG_S does not Granger Cause _Y_Y_		1.30159	0.2745
_I_I_ does not Granger Cause LOG_S	249	2.33757	0.0743
LOG_S does not Granger Cause _I_I_		0.54383	0.6528
_P_P_ does not Granger Cause LOG_S	249	0.45165	0.7164
LOG_S does not Granger Cause _P_P_		3.64426	0.0134
_Y_Y_ does not Granger Cause _M_M_	249	2.13258	0.0967
_M_M_ does not Granger Cause _Y_Y_		0.88371	0.4501
_I_I_ does not Granger Cause _M_M_	249	3.77994	0.0112
_M_M_ does not Granger Cause _I_I_		1.81539	0.1449
_P_P_ does not Granger Cause _M_M_	249	3.74009	0.0118
_M_M_ does not Granger Cause _P_P_		1.43906	0.2320
_I_I_ does not Granger Cause _Y_Y_	249	2.04382	0.1084
_Y_Y_ does not Granger Cause _I_I_		4.75614	0.0031
_P_P_ does not Granger Cause _Y_Y_	249	1.67899	0.1721
_Y_Y_ does not Granger Cause _P_P_		0.94532	0.4194
_P_P_ does not Granger Cause _I_I_	249	0.96458	0.4101
_I_I_ does not Granger Cause _P_P_		4.16056	0.0067

Taulukko 18. Pareittainen Granger kausaalisuustesti 1999–2019, 3 viivettä