



LUNDS
UNIVERSITET

Hur väl har euron anpassat sig till PPP jämvikten sedan införandet?

Lucas Sammarco

Oliver Winchester

Handledare: Fredrik NG Andersson

NEKH02

Kandidatuppsats

11/01 2020

Nationalekonomiska institutionen

Lunds universitet

Abstract

The purpose of this paper is to examine whether the real imbalances that have arisen in the economy since the introduction of the euro are improving over time. By using panel data to test for a unit root in and measuring the half-life of eleven euro countries' real exchange rates under different exchange rate systems from 1957 to 2019, we can investigate how the euro has affected the deviations from the PPP equilibrium. The results of the tests show that there are major discrepancies in the PPP for the euro-zone countries after the introduction of the euro versus before the introduction, which indicates that the euro has still not been able to adapt. We also note that for the countries in the control group, consisting of four countries that chose not to adopt the euro, the PPP still holds. This indicates that the world economy has not changed, but it is instead a change in the exchange rate system that explains the result. Moreover, by looking more closely at the sub-components of the real exchange rate, ie. the nominal exchange rate and the relative price level, we find that flexibility in the nominal exchange rate is crucial for the real exchange rate to be able to adapt to the PPP equilibrium.

Keywords: EMU, purchasing power parity, nominal exchange rate regime, panel unit root test

Innehållsförteckning

1 INLEDNING	4
2 TEORI OCH TIDIGARE STUDIER	5
3 EMU OCH OLIKA VÄXELKURSSYSTEMS BAKGRUND	8
4 HANTERING OCH MODELLERING AV INHÄMTADE DATA	10
4.1 DESKRIPTIV STATISTIK	11
5 METOD.....	14
5.1 ENHETSROTSTEST PÅ DEN REALA VÄXELKURSEN	15
5.2 HALVERINGSTIDER	16
5.3 RÖRLIGHET I RELATIV PRISNIVÅ OCH NOMINELL VÄXELKURS	17
5.4 JÄMFÖRELSE MELLAN EURO- OCH ICKE-EUROLÄNDER.....	18
6 RESULTAT.....	19
6.1 ENHETSROTSTEST PÅ DEN REALA VÄXELKURSEN	19
6.2 HALVERINGSTIDER	20
6.3 RÖRLIGHET I RELATIV PRISNIVÅ OCH NOMINELL VÄXELKURS	23
6.4 JÄMFÖRELSE MELLAN EURO- OCH ICKE-EUROLÄNDER.....	26
6.5 RESULTATDISKUSSION.....	27
7 AVSLUTNING	28
8 REFERENSER.....	30

1 Inledning

Ända sedan euron lanserades har det observerats stora växande obalanser i euroområdet (Andersson, 2020). För att en valutaunion ska fungera är det viktigt att det finns utjämningsmekanismer mellan olika delar av unionen för att förebygga obalanser såsom exempelvis konkurrenskraft obalanser, fastighetsbubblor och stora bytesbalansunderskott (Andersson, 2016). Kraftiga obalanser inom ett land kan få omfattande negativa konsekvenser, det är därför viktigt att försöka identifiera dessa för att sedan kunna åtgärda problemen. Obalanser som inte är kopplade till de finansiella marknaderna kan mätas via köpkraftsparitetsteorin (PPP), vilket är ett mått som används för att räkna ut vilka växelkurser som krävs för att länder med olika valutor ska ha samma köpkraft. Enligt tidigare litteratur (Rogers, 2007; Christidou och Panagiotidis, 2010; Wu och Lin, 2011) har den ekonomiska och monetära unionen (EMU) presterat dåligt med avseende på att följa PPP jämnvikten. Med hänsyn till att EMU är en relativt ny valutaunion så finns det en möjlighet att anpassningen av den nya valutan är en evolutionär process vilket innebär att avvikelserna från PPP kommer minska med tiden (Eichengreen, 2010). Det vill säga att euron behöver tid för att kunna anpassa sig.

Vi testar om PPP hypotesen håller för euroländerna, mer specifikt hur införandet av euron har påverkat detta. Huang och Yang (2015) utförde en ekonometrisk analys kring hur olika växelkurssystem i Europa stämmer överens med PPP. Denna studie kommer utgå från den metod som Huang och Yang använde med ett tillägg på sju år för att undersöka ytterligare samt för att se om de resultat som konstaterades håller än idag. Eller om resultatet inte håller än idag och om det möjligtvis kan vara så att anpassningen av euron är en evolutionär process. Urvalsgruppen för denna undersökning kommer bestå utav dem elva första länderna som valde att övergå till euron¹. Enligt teorin ska den reala växelkursen återgå till jämnvikten över tiden. Detta undersöks med hjälp av ett enhetsrots test. Utöver detta skattar vi även hur persistenta avvikelserna från jämnvikten är med hjälp av så kallade halveringstider. Eftersom justeringshastigheten av reala växelkurser är huvudämnet i litteraturen (Rogoff, 1996) kommer denna studie också beräkna halveringstiden av reala växelkursjustering till PPP under olika växelkurssystem. För att identifiera vilken påverkan nominella växelkurser och relativa priser har på justeringen av reala växelkurser under olika system, så kommer även

¹ Urvalsgrupp: Portugal, Spanien, Luxemburg, Irland, Nederländerna, Italien, Tyskland, Frankrike, Finland, Österrike och Belgien

halveringstiden testas för den reala växelkursens olika delkomponenter, det vill säga för nominella växelkurser och relativa priser.

För att undersöka om utomstående faktorer utöver lanseringen av euron har haft större inverkan på anpassningen av den reala växelkursen under perioden så kommer även en kontrollgrupp undersökas bestående av fyra länder: Sverige, Norge, Schweiz och Storbritannien som inte valde att övergå till euron. Samma tester för en enhetsrot som genomförs för euroländerna upprättas därav för dessa fyra utomstående länder i syfte att undersöka hur väl utvecklingen av halveringstiden för deras reala växelkurser stämmer överens med de elva euroländerna i urvalsgruppen. Resultatet från testerna antyder på att det uppstått större obalans i PPP hypotesen för euroländerna i urvalsgruppen efter införandet av euron och att det beror på just förändring av växelkurssystem.

Vi observerar även att för länderna i kontrollgruppen håller PPP fortfarande. Vilket indikerar på att världsekonomin inte har ändrat på sig utan det är istället förändring av växelkurssystem som förklarar resultatet. Resterande delar av uppsatsen har följande disposition. Kapitel två och tre kommer förklara den bakomliggande teorin och lyfta upp tidigare studier. Kapitel fyra förklarar hur vår data har hanterats och kapitel fem beskriver den metod som använts. Resultatet presenteras och diskuteras i kapitel sex och uppsatsen avrundas i kapitel sju.

2 Teori och tidigare studier

Teorin kring köpkraftsparitet (PPP) grundar sig i ‘‘lagen om ett pris’’ vilket betyder att priset på varor uttryckt i samma valuta ska vara densamma mellan olika länder (Taylor, 2004). Det vill säga att identiska varor ska kosta lika mycket oavsett vart man befinner sig i världen. Om detta initialt inte håller så anser man att prisnivån med tiden kommer jämnas ut som följd av att arbitragemöjligheter förekommer och utnyttjas så pass mycket så att prisskillnaderna konvergerar, dock endast under förutsättningarna att marknaden är välfungerande. Om marknaden inte fungerar så kommer inte priserna nödvändigtvis jämnas ut med tiden som följd av utnyttjandet av arbitragemöjligheter, även om de finns. Teori om köpkraftsparitet utvecklades bland annat av den svenske nationalekonomen Gustav Cassel (Cassel, 1922)

Det enklaste sättet att mäta om det råder några avvikelser från PPP jämvikten är att jämföra identiska varor eller varukorgar i olika länder för att observera om priset skiljer sig åt. Om så är fallet kan man argumentera att en valuta är under- alternativt övervärderad och därmed håller inte PPP. En sådan jämförelse görs två gånger per år av The Economist (Economist, 2020) som sammanställer priset på en McDonalds Big Mac hamburgare i 55 olika länder och euroområdet. Resultatet presenteras i en gemensam valuta som ett smidigt sätt att observera olika valutors värdering i relation till basvalutan. I juli 2020 visade indexet att genomsnittspriset för en Big Mac inom euroområdet var €4,21, €5,06 i Sverige och €3,39 i Storbritannien. Resultaten antyder att den svenska kronan är 20,3% övervärderad gentemot euron medan pundet är 10,6% undervärderat. Trots den stora etableringen som Big Mac Indexet har fått med åren så vore det missledande att tolka resultaten för ett faktum, det bör istället tolkas som ett enkelt sätt att förstå sig på grundidén inom PPP hypotesen. Det finns flera skäl till att en Big Mac kan skilja sig åt internationellt prismässigt, de flesta relaterade till att komponenterna som krävs för att producera och leverera en Big Mac inte handlas internationellt i samma utsträckning som för andra produkter. Därav elimineras arbitragemöjligheterna och priserna förhindras att konvergera (Taylor, 2004).

Balassa (1964) och Samuelsson (1964) delar upp varukorgen i internationellt handlade och icke-internationellt handlade varor. Där den handelsbara sektorn består av industrier där produktionen kan transporteras billigt och enkelt internationellt som exempelvis gruvarbete och lantbruk, och den icke-handelsbara sektorn består av industrier vars produktion inte kan transporteras lika lätt som exempelvis för hemtjänster och frisörer. Modellen antar alltså att även om PPP håller för den handelsbara delen av ekonomin, så är det nästintill omöjligt för PPP att hålla för den icke-handelsbara delen. Med detta som utgångspunkt antyder modellen att desto större skillnader i produktivitet som råder inom de handelsbara sektorerna mellan länder, desto större skillnad kommer det att vara mellan PPP jämvikten och jämvikten hos den reala växelkursen (Balassa, 1964; Samuelsson, 1964).

Huruvida euron har lett till en mer integrerad marknad i eurozonen och därmed underlättat för att uppnå lagen om ett pris som antyds av PPP råder det ingen självklar konsensus kring. Den vanligaste uppfattningen är att införandet av valutaunionen bör sänka transaktionskostnaderna och därav uppmuntra till handel (arbitrage) mellan euroländerna som bidrar till en snabbare priskonvergens (Rose, Lockwood, och Quah, 2000). Under en rörlig växelkurs så är priset beroende av utbud och efterfrågan, likt en aktie. Detta innebär att det skapas en möjlighet att

tjäna pengar genom kortsiktiga spekulationer om växelkursens uppgång eller nedgång. Detta ökar prisets volatilitet vilket gör det svårare att uppnå PPP-jämvikten (Engel och Rogers, 2004). Tillämpning av euron kan därför vara ett effektivt sätt att förhindra spekulationer och sänka volatiliteten vilket kan underlätta för euroländerna att uppnå lagen om ett pris. I kontrast till de negativa konsekvenserna som spekulation kring växelkurser kan innebära så är det möjligt att valutahandel på valutamarknaden justerar den nominella växelkursen på ett fördelaktigt sätt som rör sig mot PPP snarare än från, och fungerar då som en utjämningsmekanism. Därmed kan tillämpning av euron vara kontraproduktivt i detta syfte eftersom det inte längre finns någon möjlighet till justering av den nominella växelkursen. Vissa studier har hittat att tendensen för den reala växelkursen att återgå till medelvärdet under fast växelkurs, som euro i detta fall, är starkare i relation till en rörlig växelkurs (Musa, 1986) och (Parsley och Popper, 2001). På andra sidan finns de studier som hittat svagare samband mellan euroländerna och en välfungerande tendens än för länder med en rörlig växelkurs (Rogers, 2007; Christidou och Panagiotidis, 2010; Wu och Lin, 2011). Det finns även studier som inte har kunnat påvisa någon form av tydlig skillnad mellan euron och flexibla växelkursers kapacitet till denna tendens (Grilli och Kaminsky, 1991; Lothin och Taylor, 1996; Bissoondeal, 2008).

Friedman (1953) menar att en kombination av den rörliga växelkursen och en väl fungerande inhemsk penningpolitik leder till en överlägsen ekonomisk situation för ett land jämfört med en fast växelkurs (Friedman, 1953). Friedman argumenterar att en rörlig växelkurs innebär att beslutfattandet kring valutan decentraliseras ner till en nationell nivå. Vilket gör det möjligt för varje enskilt land att ansvara för sin egen penningpolitik som därmed underlättar att uppnå de inhemska ekonomiska målen. Utöver detta så hävdade Friedman även att den rörliga växelkursen hjälper till att isolera den inhemska ekonomin från externa chocker. Som motsättning till Friedmans påstående menar Eichengreen att en valutaunion som i detta fall euron är att föredra då han argumenterar att med tidens gång så kommer man inse att det inte längre går att devalvera för att upprätthålla valutan och då tvingas priserna istället bli mer flexibla (Eichengreen, 2010).

Man brukar tala om att det generellt sett finns två typer av växelkurssystem som ett land kan välja mellan, fast kontra rörlig växelkurs. Påståenden om att den ena växelkursen är bättre än den andra i ett specifikt syfte kan då bli missvisande eftersom det finns olika typer av variationer av växelkurser med olika egenskaper under de två samlingsnamnen. Både Bretton

Woods och ERM kategoriseras som fasta växelkurser, men fungerar lite annorlunda gentemot den mest bestämda formen av fasta växelkurser. Under Bretton Woods och ERM fanns det möjlighet att devalvera valutan, vilket gjordes. Bretton Woods-systemet innebar att växelkursen var fast gentemot den amerikanska dollarn men man behöll fortfarande rätten att devalvera växelkursen i den mån det fanns grundläggande obalans. På liknande sätt så var ERM ett system där växelkursen var fast gentemot en korg bestående av medlemsstaternas nationella valutor. Euron kategoriseras också som en fast växelkurs men till skillnad från ovanstående så finns det inte möjlighet till devalvering vilket gör eurosystelet till ett mer fast system jämfört med Bretton Woods och ERM. Under tidsperioden 1973–1979 i studien så använde sig de angivna länderna sig utav en rörlig växelkurs. I nedanstående tabell presenteras en översikt över de olika undergrupperna hos de två centrala växelkurserna (Andersson och Jonung, 2018).

1. **Fixed exchange rates**

- A1. Truly fixed rates: a monetary union with common currency (euro area)
- A2. Fixed, adjustment possible but difficult: currency board (e.g., Hong Kong)
- A3. Fixed, adjustment possible but difficult: commodity money (e.g., gold, silver)
- A4. Fixed but adjustable: fixed exchange rate vs other currency or basket of currencies (e.g., Bretton Woods, ERM)

B. **Floating exchange rates**

- B1. Rules-based system: Inflation targeting (Sweden, UK, euro area), monetary targeting (Bundesbank pre-1999)
- B2. Rules-based systems: multiple goals (inflation, employment)(United States)
- B3. Discretionary system: no fixed rules

3 EMU och olika växelkurssystemens bakgrund

Den 1 januari 1993 bildades det man kallar den "inre marknaden" som är en central del för vad EU är idag. Detta skulle innebära att pengar, varor, tjänster och arbetskraft kunde cirkulera fritt inom de länderna som var inkluderade, vilket var ett stort steg mot marknadsintegration (Europakommissionen, 2020). För att vidareutveckla integrationen så infördes den europeiska valutaunionen den 1 januari 1999 i form av euron som konsekvens av

den ekonomiska och monetära unionen (EMU). Euron infördes inledningsvis som en ‘‘osynlig valuta’’, det vill säga att den endast användes för elektroniska betalningar och redovisningsändamål. Det var först den 1 januari 2002 som mynt och sedlar sattes i omlopp för de första tolv länderna som antog den nya gemensamma valutan. Den huvudsakliga avsikten med införandet av euron var att få ländernas marknader att integreras och effektivisera allokeringen av resurser inom Europa (Micco, Stein och Ordonez, 2003). För att nämna mer specifika påföljder, så resonerade man att införandet av euron skulle leda till en mer konkurrenskraftig marknad som kommer bidra till en ökad pristransparens vilket gör det enklare för konsumenter att jämföra priset på samma varor mellan länder. Ett argument för euron var även att det skulle bidra till fler jobb och ökad tillväxt eftersom en enhetlig europeisk marknad samt valuta i teorin gör det både säkrare och billigare för företag att investera internationellt vilket i sin tur skulle generera flera jobb och högre tillväxt (Europakommissionen, 2020). Innan euron infördes så förekom det ett antal valutakriser inom Europa, som exempelvis för den före detta Franska francen år 1993. Vilket har lett till att det fanns ett stort incitament för länderna i Europa att konvertera till euron då man undvek att utsätta landet för valutakriser (Salvatore, 1997).

En fördel med att använda dem elva givna länderna som underlag för denna studie är att de alla har genomgått liknande och drastiska förändringar i deras växelkurssystem under den givna tidsperioden. Framförallt avvecklandet av Bretton Woods systemet år 1973 då ländernas växelkurser inte längre var beroende av dollarn, introduktionen av den europeiska växelkursmekanismen (ERM) år 1979 och lanseringen av euron 1999. Alla av de ovanstående händelserna representerar tydliga förändringar i vardera växelkurssystem och fungerar som lämpliga tillfällen att analysera och studera PPP. Utöver detta, tillhör de studerade länderna en relativ integrerad marknad vilket innebär att handels- och transportkostnader generellt sett har varit låga. Detta bör betyda att vår studie kommer generera ett korrekt resultat genom att minimera de faktorer som eventuellt kan missleda PPP-justeringen.

Det finns många argument som gör det intressant för ett land att gå med i en gemensam valutaunion. En gemensam valuta sänker transaktionskostnaderna vid internationell handel. Prisdiskrimineringen som kan uppstå vid handel mellan två olika valutor sänks också till följd av att handeln blir mer transparent. En valutaunion minskar också volatiliteten i växelkursen vilket innebär att tryggheten i ekonomin ökar då man inte längre behöver oroa sig över eventuella fluktuationer i växelkursen. Mundell (1961) utvecklade teorin om optimala

valutaunioner. Teorin hävdar att det finns vissa kriterier och förutsättningar som måste uppnås i regel för att en gemensam valuta ska vara den bästa typen av växelkurs för de givna länderna². Mundell menar även att det måste råda hög arbetskrafts- och kapitalmobilitet mellan länderna så att produktionsfaktorer kan förflyttas smidigt för att användas på alternativa sätt (Mundell, 1961). Huruvida euro-zonen uppfyller kraven för en optimal valutaunion eller inte råder det inte konsensus kring. Enligt Petreski (2007) uppfyller euro-zonen inte kraven för att klassas som ett optimalt valutaområde. Detta eftersom man anser att arbetskraftsmobiliteten är för låg och finanspolitiken är alldeles för individuell för länderna. Heterogenitet inom politiska preferenser, institutioner och ekonomisk struktur för euroländerna är ett faktum enligt Mongelli (2002) vilket är centralt till varför euroländerna initialt inte bildar en optimal valutaunion. Tillskillnad från Petreski så menar Mongelli att heterogeniteten i dessa parametrar minskar gradvis som innebär att EMU med tiden kan bli en optimal valutaunion vilket stämmer överens med Eichengreen (2010). Det övergripande problemet med EMU sammanfattas alltså i att den gemensamma valutan inte fungerar om man inte har en politisk union som gör det möjligt att fatta gemensamma ekonomiska beslut (Andersson, 2020).

4 Hantering och modellering av inhämtade data

Vi testar om PPP håller för euroländerna med hjälp av den metod som Huang och Yang (2015) utvecklar. Den utgår från följande definition av den reala växelkursen:

$$q_{ij,t} = e_{ij,t} + (p_{i,t} - p_{j,t}) \quad (1)$$

där $e_{ij,t}$ representerar logaritmen av den nominella växelkursen (uttryckt som antalet enheter av land j 's valuta som kan växlas mot en enhet av land i 's valuta) och $p_{i,t}$ och $p_{j,t}$ motsvarar logaritmen av de sammanlagda prisnivåerna för respektive land. Tidigare studier (Huang och Yang, 2015) visar på att val av basvaluta påverkar resultatet av testerna på PPP. Därmed använde vi de parvisa bilaterala växelkurserna genomgående i undersökningen fram tills införandet av euron. Som det framgår från ekvation 1 använder vi alltså ingen basvaluta utan upprättar istället växelkurspar där enbart valutan från länderna i urvalsgruppen används. Med

² Kriterier för OCA: låg inflation, låg arbetslöshet, intern stabilitet, extern stabilitet och stabil betalningsbalans

de elva euroländerna innebär detta att urvalsgruppen består av 55 parvisa växelkurser ($N = 55$). Framställandet av den reala växelkursen baserades på månadsvis data över konsumentprisindexet (KPI) och nominella växelkurser för de elva länderna insamlat från International Financial Statistics' (IFS) databas. Genom att använda KPI, vilket är medelpriset för en varukorg, och jämföra detta istället kontra priset på specifika varor så kan problematiken med prisjämförelser länder emellan lösas. Konsumentprisindexet har därför utvecklats till ett vedertaget instrument som kan användas för att mäta relativ prishöjd och finns nu att hitta för alla större industriländer. Dock har KPI ett fåtal begränsningar då det inte innefattar icke-handelsbara varor, som exempelvis mark eller tjänster av olika slag. Dessa typer av varor innefattas inte i undersökningar där KPI används för att skatta ett specifikt lands prishöjd och inkluderas därför inte heller i vår undersökning av PPP hypotesen.

Vår studie sträcker sig över perioden januari 1957 till december 2019. Här ingår fyra växelkurssystem: Bretton Woods fasta växelkurssystem från januari 1957 till februari 1973, det rörliga växelkurssystemet från mars 1973 till februari 1979, det gradvis justerade växelkurssystemet av ERM från mars 1979 till december 1998 och slutligen euron från januari 1999 till december 2019. Samtliga tidsserier är säsongsmässigt ojusterade. En viktig fråga är huruvida flexibla växelkurser bidrar till att minska avvikelserna från PPP och därmed de reala ekonomiska obalanserna mellan länder. Vi testar detta delvis genom att i vårt urval inkludera perioden före eurons införande januari 1999. Det kan dock ha uppstått förändringar i världsekonomin sedan införandet av euron som påverkar resultatet. Vi inkluderar därför även fyra länder som inte valde att övergå till euron utan behöll sin egen valuta under hela urvalsperioden. Dessa länder refereras till i uppsatsen som vår kontrollgrupp och är Sverige, Norge, Schweiz och Storbritannien.

4.1 Deskriptiv statistik

Tabell 1 och 2 visar variansen för den reala växelkursen, den nominella växelkursen, den relativa nominella prishöjden samt kovarians mellan den nominella växelkursen och den relativa nominella prishöjden. Detta görs i form av medelvärdet av varje individuell varians för de 55 parvisa växelkurserna i urvalsgruppen. Värdena baseras på den naturliga logaritmen av tidsserierna där en befintlig tidstrend tagits hänsyn till och tagits bort i tabell 1. Variansen av förändringstakten hos de logarimerade tidsserierna har också undersökts och redovisas nedan i tabell 2.

Tabell 1: Varians av dataserierna

Avtrendad Data (10^{-3})	Real växelkurs Var(q_{ij})	Nominell växelkurs Var(e_{ij})	Relativ prisnivå Var($p_j - p_i$)	Kovarians Cov($e_{ij}, p_j - p_i$)
<i>All</i> (57-19)	10,2	12,5	48,1	-11,3
<i>Bretton Woods</i> (57-73)	6,9	12,6	6,7	-5,3
<i>Rörlig</i> (73-79)	4,9	28,6	16,6	-15,4
<i>ERM</i> (79-98)	8,3	45,7	54,0	-38,8
<i>Euro</i> (99-19)	0,9	0	0,9	0

Not: Variabeln q_{ij} representerar den reala växelkursen, e_{ij} representerar den nominella växelkursen och $p_j - p_i$ representerar den relativa prisnivån, samtliga variabler uttrycks i naturliga logaritmen.

Tabell 2: Varians av dataseriernas förändringstakt

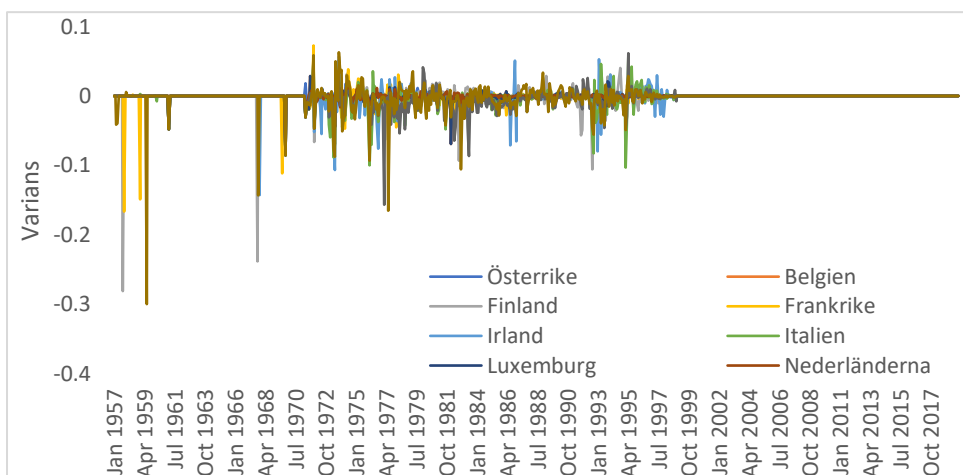
Tillväxttakten Data (10^{-3})	Real växelkurs Var(q_{ij})	Nominell växelkurs Var(e_{ij})	Relativ prisnivå Var($p_j - p_i$)	Kovarians Cov($e_{ij}, p_j - p_i$)
<i>All</i> (57-19)	0,5	0,5	0,1	-0,003
<i>Bretton Woods</i> (57-73)	0,7	0,7	0,1	-0,002
<i>Rörlig</i> (73-79)	0,8	0,8	0,2	-0,01
<i>ERM</i> (79-98)	0,3	0,3	0,1	-0,001
<i>Euro</i> (99-19)	0,04	0	0,04	0

Not: Variabeln q_{ij} representerar den reala växelkursen, e_{ij} representerar den nominella växelkursen och $p_j - p_i$ representerar den relativa prisnivån, samtliga variabler uttrycks i naturliga logaritmen.

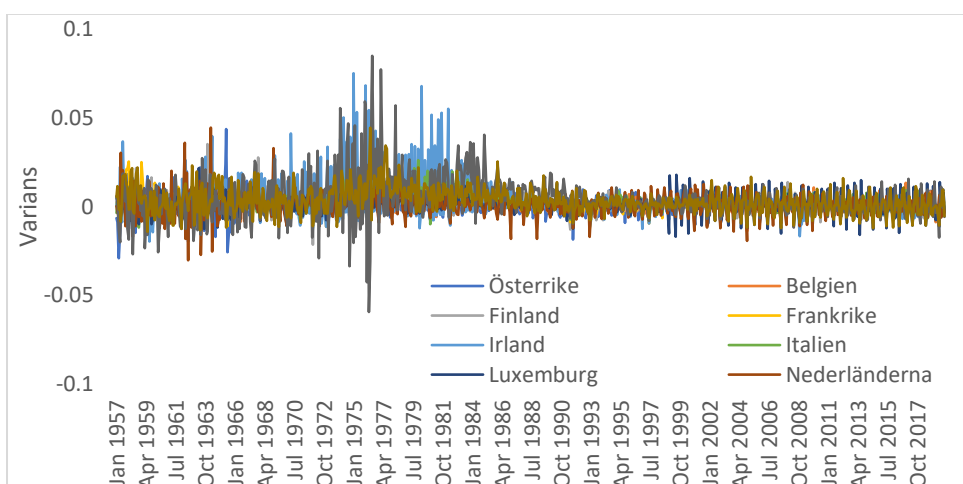
Som det framgår från tabell 1 och 2 förekommer det fluktuationer i den reala växelkursen även efter införandet av euron då dess varians uppgår till 0,9 tusendelar och variansen för tillväxttakten till 0,04 tusendelar. Detta beror på att den relativa prisnivån mellan länderna fortfarande är rörlig trots att växelkursen saknar flexibilitet. Utvecklingen av den reala växelkursen är därmed identisk med den relativa prisnivån, vilket är den andra delkomponenten. Detta resulterar i en identisk varians för variablerna vilket framgår från resultaten i tabell 1 och 2.

Den data som redovisas för i tabell 2 syns även i graf 1–3 och representerar alltså förändringstakten för dataserierna. För enkelhetens skull har Tyskland använts som bas vid utformning av serierna för respektive land i graf 1-3 vilket har lett till att Tyskland själv inte har en egen synlig dataserie. Då syftet med graferna endast är att ge en överblick av förändringstakten så har inte valet av basvaluta någon betydelse.

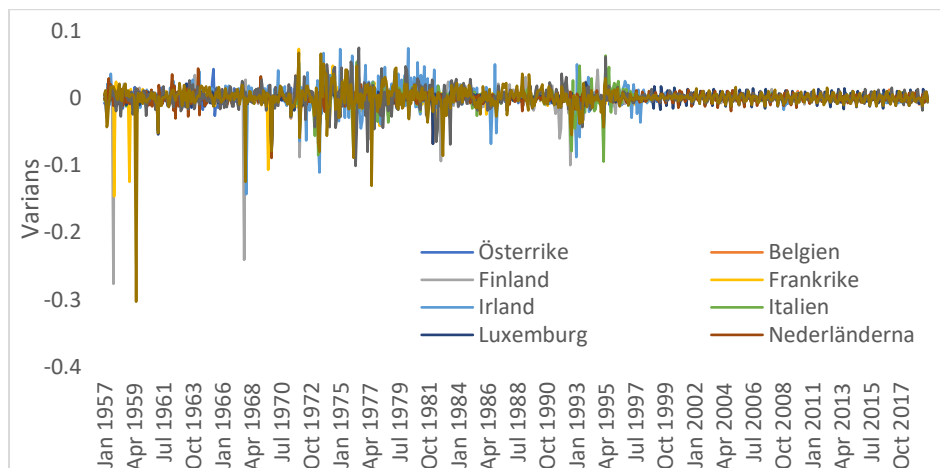
Graf 1: Förändring i nominella växelkurserna



Graf 2: Förändring i relativa prisnivåer



Graf 3: Förändring i reala växelkurser



Det ska även uppmärksammas att vi upptäckt ett fel i Huang och Yangs studie. Där de uppger sig redovisa medel av variansen för samtliga 55 växelkurser för de olika tidsperioderna redovisas det i själva verket endast medel av variansen för de elva euroländerna med SDR som basenhet. Då val av basvaluta påverkar variansen och leder till missvisande resultat, som de själva anmärker på, så är det viktigt att konvertera växelkurserna på så vis att det inte används någon utomstående valuta.

5 Metod

För att testa hur införandet av euron har påverkat avvikelser i PPP jämvikten för euroländerna utgår vi från Huang och Yang (2015). Det finns rikligt med litteratur i detta område som undersökt liknande samband och ger insikt i vilka tester som är lämpliga för oss. En del av uppsatsen består av att indirekt utvärdera hur väl tidigare studier står sig idag då ytterligare historiska data är tillgänglig och sambanden kan undersökas på längre sikt. Metoden består av fyra steg som tillsammans ger underlag för en välgrundad slutsats. Inledningsvis testar vi för en enhetsrot i de reala växelkurserna för att undersöka hur väl växelkurssystemen kan anknytas till PPP hypotesen. Därefter skattar vi en Error Correction Model och mäter halveringstiden för urvalsgruppens reala växelkurser. Halveringstiden motsvarar den tid det tar för effekten av en enhetschock att återgå med hälften och visar således på hastigheten för konvergens av reala växelkurser mot deras medeljämvikt. I steg tre skiljer vi på den reala växelkursen och utför enskilda enhetsrotstester för dess olika delkomponenter, dvs. den relativa prisnivån samt den nominella växelkursen. Syftet med dessa tester är att undersöka hur väsentlig rörlighet i den nominella växelkursen är i relation till prisflexibilitet för att

återställa den reala balansen. Slutligen skattar vi även en Error Correction Model och mäter halveringstiden för kontrollgruppens reala växelkurser. Genom att jämföra halveringstiden för kontrollgruppen med halveringstiden för urvalsgruppen kan vi dra en slutsats kring om det kan finnas andra utomstående faktorer utöver lanseringen av euron som haft större inverkan på den reala balansen.

5.1 Enhetsrotstest på den reala växelkursen

Det första testet som används för att utvärdera underlag för PPP är den reala växelkursens egenskap att konvergera till medelvärdet. Enligt PPP hypotesen konvergerar den reala växelkursen mot dess jämvikt på lång sikt, den reala växelkursen är därav en kovariansstationär process. Ett tillvägagångssätt för att undersöka PPP hypotesen är således att testa för en enhetsrot i den reala växelkursen genom ett enhetsrotstest. Misslyckande i att avvisa nollhypotesen tolkas då som bevis som talar emot PPP, nollhypotesen stödjer alltså att det föreligger en enhetsrot i den reala växelkursen. Tidigare studier där enhetsrotstester såsom Augmented Dickey-Fuller (ADF) testet använts har generellt påvisat svagt stöd för PPP hypotesen. Enligt Froot och Rogoff (1995) beror detta på att månadsvis data över en enskild real växelkurs utgör för få observationer för enhetsrotstestet. Urvalsperioderna vi undersöker för de olika växelkurserna kommer därför vara för korta och förser oss inte med tillräckligt mycket data för att kunna avvisa nollhypotesen med ett ADF test. Ett sätt att lösa problemet med testet är att använda panel data. Med panel data kombineras data från alla länder i urvalet vilket ökar mängden observationer och därav styrkan på testet (Parsley och Popper, 2001). Däremot tyder tidigare litteratur av O'Connell (1998) på att ett panel enhetsrotstest då istället kan ge ett felaktigt resultat som påvisar ett för starkt stöd för PPP hypotesen. Denna risk är aktuell om det föreligger en signifikant grad av korrelation mellan tvärsnitten och den inte tas hänsyn till. Korrelation mellan tvärsnitten i en tidsserie kan testas för genom Peserans (2004) Cross-Section Dependence test (CD test). Efter att ha utfört CD testet finner vi, liksom Huang och Yang (2015), att det föreligger tvärsnittskorrelation mellan de reala växelkurserna med en signifikansnivå om 1%. Följaktligen är Peserans (2007) Cross-Sectionally Augmented Panel enhetsrotstest (CIPS test) att föredra för vår data då det är designat för att korrigera för effekten av tvärsnittskorrelationsfel på testresultatet. Detta görs genom att augmentera standard ADF regressionen med tvärsnittsmedelvärdet av de tidsförskjutna nivåerna och första skillnaderna av de individuella tidsserierna. Ekvationen för denna uttrycks enligt:

$$\Delta q_{ij,t} = a_{ij} + b_{ij}q_{ij,t-1} + c_{ij}\bar{q}_{t-1} + \sum_{k=0}^p d_{ijk} \Delta \bar{q}_{t-k} + \sum_{k=1}^p \delta_{ijk} \Delta q_{ij,t-k} + \varepsilon_{ij,t} \quad (2)$$

där a_{ij} är den deterministiska termen, \bar{q}_{t-1} är tvärsnittmedel av q_{ij} vid tidpunkt $t - 1$ och p är tidsförskjutningsorder. Vi låter $t_{ij}(N, T)$ beteckna motsvarande t-statistik av b_{ij} där N är antalet tvärsnitt och T är antalet tidsperioder i månader. Peserans (2007) CIPS test grundar sig då i medelvärdet av de individuella tvärsnitts-augmenterade ADF statistikerna enligt följande formel;

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{ij=1}^N t_{ij}(N, T) \quad (3)$$

Detta medelvärde är det testresultat som slutligen ställs mot de kritiska värdena för CIPS testet för att avvisa nollhypotesen. För att förtydliga säger nollhypotesen att det föreligger en enhetsrot i den reala växelkursen och följaktligen säger alternativhypotesen, nämligen att det inte föreligger någon enhetsrot i den reala växelkursen, att det finns stöd för PPP hypotesen. Som det tidigare anmärkts på har test av PPP hypotesen visat sig vara känsligt för val av basvaluta (Lopez, 2008; Lopez och Papell, 2007; Papell och Theodoridis, 2001), vilket är varför vi undersöker för en enhetsrot för samtliga 55 reala växelkurser för de elva euroländerna.

Det bör även tilläggas att vi i resultatet redovisar två olika t-statistiker för varje växelkurssystem. Detta beror på att vi använder två olika kriterier för bestämmandet av tidsförskjutningsorder i enhetsrotstestet, Akaike Information Criterion (AIC) samt Schwarz Information Criterion (SIC). Forskning av Koehler och Murphree (1988) visar däremot på att Schwarz Information Criterion, som leder till en lägre order av tidsförskjutning, är att föredra.

5.2 Halveringstider

Trots att ett enhetsrotstest påvisar ett mått på hur väl de olika växelkurssystemen kan anknytas till PPP hypotesen så ger det ingen insikt i hastigheten för konvergens av reala växelkurser mot deras medeljämvikt. Således är enhetsrotstestet otillräckligt vid undersökning av PPP hypotesen och vi upprättar därför även tester för att undersöka den reala växelkursens halveringstid. Halveringstiden motsvarar den tid det tar för effekten av en enhetschock att återgå med hälften och ger därmed ett mer lättförståeligt och konkret mått på hur

växelkurssystemen presterar med avseende på obalanser i PPP. För att undersöka detta måste man först utveckla ekvation 2 genom att lägga till dummyvariabler enligt följande;

$$\Delta q_{ij,t} = a_0 q_{ij,t-1} + \sum_{k=1}^p a_k \Delta q_{ij,t-k} + \sum_s D_s (a_{0,s} q_{ij,t-1} + \sum_{k=1}^p a_{k,s} \Delta q_{ij,t-k}) + u_{ij,t} \quad (4)$$

För dummyvariabeln D_s motsvarar s de olika växelkurssystemen och enligt kutym är den 1 för det växelkurssystem som ska undersökas och 0 för resterande. Även denna gång måste alla 55 växelkurser undersökas i vår panel-data. Inför detta test måste även eventuell tvärsnittskorrelation mellan residualerna tas hänsyn till. Detta görs genom Common Correlated Effects (CCE) estimaten av Peseran (2006). Vi gör då ett antagande att tvärsnittskorrelationen mellan residualerna orsakas av en okänd gemensam faktor. I denna ekvation använder vi oss av standard pooled version av CCE estimaten (CCEP estimaten), vilket helt enkelt är de sammanslagna CCE estimaten, då det fungerar bättre för mindre provurval jämfört med CCE Mean Group estimaten (CCEMG estimaten). Detta stämmer även under betydande heterogenitet. För att beräkna CCEP estimaten för parametrarna i ekvation 4 används tvärsnittsmedel av alla variabler i regressionen. Slutligen används dessa estimat för att mäta halveringstiden för de reala växelkursernas konvergens mot sina medelvärden. Med andra ord ger detta svar på tiden det tar för effekten av en enhetschock att återgå med hälften. Ekvationen måste alltså först omformuleras så den följer en $AR(1 + p)$ process enligt;

$$q_{ij,t} = a'_1 q_{ij,t-1} + a'_2 q_{ij,t-2} + \dots + a'_p q_{ij,t-p} + a'_{p+1} q_{ij,t-p+1} + u_{ij,t} \quad (5)$$

Det bör även tilläggas att ovanstående $AR(1 + p)$ ekvation (5) kan ta vektorform.

5.3 Rörlighet i relativ prinsnivå och nominell växelkurs

För att djupare studera hur övergången till euron kan ha påverkat den reala växelkursen samt avvikelserna från PPP testar vi hur viktigt rörlighet i den nominella växelkursen är i relation till prisflexibilitet för att återställa den reala balansen. Detta gör vi genom att utföra samma tester men för den reala växelkursens olika delkomponenter, dvs. den nominella växelkursen samt den relativa prinsnivån. Med dessa tester får vi dels en förståelse för hur rörligheten i den nominella växelkursen påverkar tendensen för den reala växelkursen att återgå till dess medelvärde. Vi får även en inblick i hur trögrörlig anpassningen av den relativa prinsnivån är vid avvikelser i den reala växelkursen under de olika växelkurssystemen.

Detta gör vi helt enkelt genom att konstruera enskilda ekvationer för den relativa prisnivån och den nominella växelkursen som inkluderar dummyvariabler för de olika växelkurssystemen.

$$\Delta rp_{ij,t} = b_0 q_{ij,t-1} + \sum_s b_{0,s} D_s q_{ij,t-1} + \sum_{k=1}^p b_{1,k} \Delta rp_{ij,t-k} + \sum_{k=1}^p b_{2,k} \Delta e_{ij,t-k} + u_{ij,t}^{rp} \quad (6)$$

$$\Delta e_{ij,t} = c_0 q_{ij,t-1} + \sum_s c_{0,s} D_s q_{ij,t-1} + \sum_{k=1}^p c_{1,k} \Delta rp_{ij,t-k} + \sum_{k=1}^p c_{2,k} \Delta e_{ij,t-k} + u_{ij,t}^e \quad (7)$$

Här representerar $rp_{ij,t}$ den relativa prisnivån mellan land i och j vid tidpunkt t , vilket motsvarar $rp_{ij,t} = p_{j,t} - p_{i,t}$. Dummy variabeln kontrollerar interaktions-termerna som används för att testa inverkan av växelkurssystemen för justeringarna mot medelvärdet.

Även vid dessa tester använder vi oss av samtliga 55 växelkurser. För de relativa prisnivåerna undersöks förändringen över hela urvalsperioden från januari 1957 till december 2019. För de nominella växelkurserna exkluderas däremot euro-perioden då det är irrelevant att undersöka förändringen av växelkursen i ett växelkurssystem som inte lämnar utrymme för fluktuationer i den nominella växelkursen. Därmed undersöks endast perioden från januari 1957 till december 1998 för de nominella växelkurserna. Det bör även tilläggas att urvalsmedelvärdet och tidstrender har justerats för i estimaten liksom i de föregående testerna. Ytterligare så tas det hänsyn till möjlig tvärsnittskorrelation i residualerna även denna gång genom beräkning av CCEP estimaten för parametrarna i varje regression. Som sagt görs detta genom att inkludera tvärsnitts-medelvärdet för alla variabler i respektive regression.

5.4 Jämförelse mellan euro- och icke-euroländer

Ovan nämnda tester undersöker specifikt om den främsta påverkande faktorn för euroländers förmåga att anpassa sina reala växelkurser mot PPP jämvikten är möjligheten till justeringar av den nominella växelkursen. Dock är det även möjligt att andra utomstående faktorer utöver lanseringen av euron, som ännu inte undersökts, haft större inverkan på anpassningen av den reala växelkursen. För att undersöka om detta är fallet använde vi tvärsnitts-panel data för de reala växelkurserna för kontrollgruppen som valde att inte övergå till euron. Samma tester för en enhetsrot som genomförs för euroländerna upprättas därav för de fyra utomstående länderna i syfte att undersöka hur väl utvecklingen av halveringstiden i deras reala växelkurser stämmer överens med de elva euroländerna i urvalsgruppen. För att kunna

estimera den reala växelkursens konvergenshastighet för perioden innan kontra efter euro-lanseringen så är tidsperioden från mars 1973 till december 2019 med en brytpunkt vid eurons införande januari 1999.

6 Resultat

6.1 Enhetsrotstest på den reala växelkursen

Resultatet från Peseran's (2007) panel enhetsrotstest redovisas i tabell 3 nedan. Som sagt bör det uppmärksammas att det redovisas två olika t-statistiker för varje växelkurssystem vilket beror på att vi använder två olika kriterier för bestämmande av tidsförskjutningsorder, Akaike Information Criterion (AIC) samt Schwarz Information Criterion (SIC). För samtliga växelkurssystem återfinns det starkare signifikans vid applicering av AIC då t-statistikerna antar högre värden i absolut form. Då de olika kriterierna för bestämmande av tidsförskjutningsgrad ger samma styrka i avvisandet av nollhypotesen är det däremot ointressant att skilja på dem två alternativen.

Som det framgår av resultatet går det att avvisa nollhypotesen med en 1% styrka för hela urvalsperioden. Under Bretton Woods fasta växelkurssystem från januari 1957 till februari 1973 avvisas nollhypotesen med 5% styrka för både AIC och SIC. För det rörliga växelkurssystemet från mars 1973 till februari 1979 avvisas enhetsroten för den reala växelkursen med en 1% styrka med AIC och SIC. Samt för ERM växelkurssystem från mars 1979 till december 1998 avvisas nollhypotesen återigen med 1% styrka för bägge kriterier. Slutligen visar testerna på att det inte går att avvisa enhetsroten för den reala växelkursen under eurosystemet i det förlängda tidsintervallet från januari 1999 till december 2019.

Tabell 3: Peseran's panel enhetsrotstest

<i>CIPS test</i>	<i>AIC</i>	<i>SIC</i>	<i>N</i>	<i>T</i>	<i>Observationer</i>
<i>All</i> <i>(1957-2019)</i>	-2,65***	-2,65***	55	888	48 840
<i>Bretton</i> <i>Woods</i> <i>(1957-1973)</i>	-2,14**	-2,14**	55	194	10 670
<i>Rörlig</i> <i>(1973-1979)</i>	-2,78***	-2,20***	55	72	3 960
<i>ERM</i> <i>(1979-1998)</i>	-2,42***	-2,29***	55	238	13 090
<i>Euro</i> <i>(1999-2019)</i>	-1,99	-1,98	55	240	13 860

Not: Asteriskerna ***, ** och * representerar styrkan i avvisandet av nollhypotesen med 1%, 5% respektive 10%.

Från enhetsrotstestet går det därmed att dra slutsatsen att euron fortfarande orsakar större obalans i PPP hypotesen jämfört med tidigare växelkurssystem som i någon form tillåter justeringar i den nominella växelkursen. Detta resultat stämmer relativt väl överens med det från tidigare studier som även visar på svagare bevis för PPP efter införandet av euron (Rogers, 2007; Christidou och Panagiotidis, 2010; Wu och Lin, 2011; Huang och Yang, 2015).

6.2 Halveringstider

För resterande tester redovisas endast SIC vid bestämmande av tidsförskjutningsorder med ett satt intervall mellan 10 och 12 lags. För enkelhetens skull sätts antal lags till 12 för samtliga regressioner, vilket även gör det enklare att jämföra de olika perioderna. Resultaten för urvalsgruppens halveringstider redovisas i tabell 4 och 5 nedan. Tabell 4 redovisar för hela urvalsperioden som uppvisar en koefficient på -0,023 och en halveringstid på 36 månader.

Tabell 4: Halveringstiden för hela urvalsperioden från februari 1957 till december 2019

<i>All (1957-2019)</i>	a_0	<i>Halveringstid månader (år)</i>
<i>Koefficient</i>	-0,023***	
<i>t-statistik</i>	-21,883	36 (3)
<i>Standardfel</i>	0,001	

Not: Asteriskerna ***, ** och * representerar styrkan i avvisandet av nollhypotesen med 1%, 5% respektive 10%.

Från tabell 5 framgår det att den estimerade koefficienten för den reala växelkursen är -0,031 och motsvarande t-statistik är -15,346 under Bretton Woods växelkurs-perioden. Detta resulterar i en halveringstid på 21 månader. Därefter framgår resultatet från den rörliga växelkurs-perioden som redogör för en estimerad koefficient på -0,052 och en t-statistik lika med -12,243. Faktumet att absolutvärdet av koefficienten ($a_0 + a_{0,s}$) för den rörliga växelkurs-perioden är betydligt större än absolutvärdet av koefficienten för Bretton Woods-perioden reflekteras även i halveringstiden då den endast uppgår till 17 månader. Detta resultat stämmer väl överens med vad teorin och tidigare forskning tyder på, nämligen att en koefficient som skiljer sig mer från noll indikerar en starkare tendens i dataserien att återgå till dess medelvärde. Samma samband återspeglas i nästkommande växelkurs-period, ERM växelkurssystemet, där absolutvärdet av koefficienten är mindre i relation till Bretton Woods vilket påvisar en svagare tendens i den reala växelkursen att återgå till medelvärdet och resulterar därmed i en längre halveringstid på 35 månader. Euro-växelkurssystemet undersöks som sagt i det förlängda tidsintervallet från införandet januari 1999 till december 2019. Denna period antyder på en snäppet starkare tendens att återgå till medelvärdet jämfört med tidigare forskning (Huang och Yang, 2015), med en koefficient motsvarande -0,010. Halveringstiden för enhetschocker i euron visar sig alltså vara kortare om man undersöker euron under en längre urvalsperiod då våra resultat visar på en halveringstid på 127 månader i motsats till 130 månader som Huang och Yang (2015) påvisar. Däremot ändrar detta inte det faktum att eurons halveringstid är markant längre jämfört med halveringstiderna för övriga växelkurssystem.

Tabell 5: Halveringstiden uppdelad för de olika växelkurssystemen

	a_0	$a_{0,s}$	$a_0 + a_{0,s}$	Halveringstid månader (år)
Bretton Woods				
(1957-1973)				
<i>Koefficient</i>	-0,031***			
<i>t-statistik</i>	-15,346			21 (1,75)
<i>Standardfel</i>	0,003			
Rörlig				
(1973-1979)				
<i>Koefficient</i>		-0,021***	-0,052***	
<i>t-statistik</i>		-7,325	-12,243	17 (1,42)
<i>Standardfel</i>		0,003	0,006	
ERM				
(1979-1998)				
<i>Koefficient</i>		0,007***	-0,024***	
<i>t-statistik</i>		2,854	-16,244	35 (2,92)
<i>Standardfel</i>		0,003	0,002	
Euro				
(1999-2019)				
<i>Koefficient</i>		0,041***	0,010	
<i>t-statistik</i>		5,345	-1,552	127 (10,58)
<i>Standardfel</i>		0,005	0,004	

Not: Asteriskerna ***, ** och * representerar styrkan i avvisandet av nollhypotesen med 1%, 5% respektive 10%.

För att summera så visar alltså resultatet på att halveringstiden för enhetschocker i den reala växelkursen är som kortast under det rörliga växelkurssystemet från mars 1973 till februari 1979 då den nominella växelkursen är som mest flexibel. Samtidigt är beviset för en tendens att återgå till medelvärdet som minst och halveringstiden som längst för det växelkurssystem med total avsaknad av justeringar i den nominella växelkursen, nämligen euroväxelkurssystemet.

6.3 Rörlighet i relativ prisnivå och nominell växelkurs

Resultaten från testerna på den relativa prisnivån och den nominella växelkursen redovisas i tabell 6 och 7. De första estimaten i tabell 6 är för koefficienten av den relativa prisnivån mot den laggade reala växelkursen över olika växelkurssystem (b_0 och $b_0 + b_{0,s}$). Det förväntas negativa koefficienter för justeringar i den relativa prisnivån som leder till återställandet av PPP jämvikten. Som det framgår från resultatet så återspeglas detta för samtliga växelkurssystem. För de tre växelkurssystem innan införandet av euron uppnås en signifikansgrad på 1% och det framgår även att styrkan i testerna är som starkast för det rörliga växelkurssystemet från 1973 till 1979 och som svagast för det fasta Bretton Woods växelkurssystemet. För euro-perioden framgår det däremot att det inte föreligger ett statistiskt signifikant bevis för en tendens hos den relativa prisnivån att återgå till dess medelvärde vid avvikelser i den reala växelkursen. I kombination med avsaknad av justeringar i den nominella växelkursen bidrar detta därmed till en svag tendens hos den reala växelkursen att återgå till dess medelvärde för euro-växelkurssystemet.

Tabell 6: Den relativa prisnivåns tendens att återgå till medelvärdet

	b_0	$b_{0,s}$	$b_0 + b_{0,s}$
Bretton Woods			
(1957-1973)			
<i>Koefficient</i>	-0,003***		
<i>t-statistik</i>	-5,553		
<i>Standardfel</i>	0,001		
Rörlig			
(1973-1979)			
<i>Koefficient</i>		-0,008***	-0,011***
<i>t-statistik</i>		-7,235	-11,423
<i>Standardfel</i>		0,001	0,001
ERM			
(1979-1998)			
<i>Koefficient</i>		-0,002***	-0,005***
<i>t-statistik</i>		-2,645	-7,543
<i>Standardfel</i>		0,001	0,001
Euro			
(1999-2019)			
<i>Koefficient</i>		0,002***	-0,001
<i>t-statistik</i>		2,772	-1,123
<i>Standardfel</i>		0,001	0,001

Not: Asteriskerna ***, ** och * representerar styrkan i avvisandet av nollhypotesen med 1%, 5% respektive 10%.

Tabell 7 redovisar estimaten för hur den nominella växelkursen följer den laggade reala växelkursen under olika växelkurssystem (c_0 och $c_0 + c_{0,s}$). Även här förväntas det negativa koefficienter för justeringar i den nominella växelkursen som ska leda till återställande av PPP jämvikten. Detta återfinns i resultatet då alla koefficienter är av "rätt" tecken och samtliga visar en signifikansnivå på 1%. En väsentlig del av resultatet som är avgörande i vår slutsats är att koefficienterna för den nominella växelkursen generellt är betydligt större (i absoluta termer) jämfört med motsvarande koefficienter för den relativa prisnivån. Jämför man till exempel koefficienterna för den fasta Bretton Woods växelkursen från 1957 till 1973 så skiljer sig den estimerade koefficienten för den nominella växelkursen mer från 0 än vad den

estimerade koefficienten för den relativa prisnivån gör, -0,09 respektive -0,03. Detta resultat stämmer väl överens med det från tidigare forskning av bland andra; Johnson (1990), Parsley och Popper (2001) samt Huang och Yang (2015).

Tabell 7: Den nominella växelkursens tendens att återgå till medelvärdet

	c_0	$c_{0,s}$	$c_0 + c_{0,s}$
Bretton Woods			
(1957-1973)			
<i>Koefficient</i>	-0,009***		
<i>t-statistik</i>	-7,943		
<i>Standardfel</i>	0,001		
Rörlig			
(1973-1979)			
<i>Koefficient</i>		-0,009***	-0,018***
<i>t-statistik</i>		-3,164	-5,553
<i>Standardfel</i>		0,003	0,003
ERM			
(1979-1998)			
<i>Koefficient</i>		-0,003	-0,012***
<i>t-statistik</i>		-1,427	-7,884
<i>Standardfel</i>		0,002	0,002

Not: Asteriskerna ***, ** och * representerar styrkan i avvisandet av nollhypotesen med 1%, 5% respektive 10%.

Vidare så visar även resultaten på att justeringar i den nominella växelkursen följer den reala växelkursen som bäst under den rörliga växelkurs-perioden från 1973 till 1979 och som sämst under den fasta Bretton Woods växelkursen. Detta skiljer sig däremot från tidigare forskning av Parsley och Popper (2001) då deras slutsats varit att de nominella växelkurserna varit mindre känsliga för avvikelser i den reala växelkursen under mer flexibla växelkurssystem såsom den rörliga växelkursen från mars 1973 till februari 1979.

6.4 Jämförelse mellan euro- och icke-euroländer

Den övergripande bevisningen från föregående avsnitt tyder på att euroländerna försämrat sin förmåga att anpassa sin reala växelkurs till PPP jämvikten sedan 1999 vilket har lett till större obalans i PPP hypotesen. Vi kan även påvisa att detta är till följd av att möjligheten till justering av den nominella växelkursen försvunnit sedan införandet av euron. Som sagt är det dock även möjligt att andra faktorer utöver lanseringen av euron kan vara förklaringen till den långsamma anpassningen av real växelkurs till PPP jämvikten.

Resultaten från AR(1 + p) modellen av kontrollgruppens reala växelkurser (CCEP estimaten) redovisas i tabell 8 och 9 nedan. Resultatet i tabell 9 har delats upp i två perioder som beräknar estimaten för koefficienten samt halveringstiden innan och efter införandet av euron (a_0 och $a_0 + a_{0,euro}$). Tabell 8 visar resultatet från testet för hela urvalsperioden.

Tabell 8: Halveringstiden för hela urvalsperioden från mars 1973 till december 2019

<i>All (1973-2019)</i>	a_0	<i>Halveringstid månader (år)</i>
<i>Koefficient</i>	-0,027***	
<i>t-statistik</i>	-7,523	31 (2,58)
<i>Standardfel</i>	0,004	

Not: Asteriskerna ***, ** och * representerar styrkan i avvisandet av nollhypotesen med 1%, 5% respektive 10%.

Från tabell 9 framgår det att den estimerade koefficienten på den laggade reala växelkursen är -0,027 för perioden innan införandet av euron, vilket resulterar i en statistisk signifikansnivå på 1%. För urvals-perioden efter införandet av euron går det i likhet med den första perioden att visa på en statistisk signifikansnivå på 1% med en estimerad koefficient om -0,029. Halveringstiden för tidsperioderna uppgår till 31 månader respektive 29 månader. Då den estimerade koefficienten för $a_{0,euro}$ för perioden efter införandet av euron endast uppgår till -0,002 går det inte att avvisa nollhypotesen, att den skiljer sig från 0, ens med en styrka på 10%. Detta indikerar att det inte råder någon signifikant skillnad mellan den reala växelkursens tendens att återgå till dess medelvärde innan gentemot efter införandet av euron.

Tabell 9: Halveringstiden uppdelad för perioden innan och efter införandet av euron

	a_0	$a_{0,euro}$	$a_0 + a_{0,euro}$	<i>Halveringstid månader (år)</i>
<i>Innan euron (1973-1998)</i>				
<i>Koefficient</i>	-0,027***			
<i>t-statistik</i>	6,200			31 (2,58)
<i>Standardfel</i>	0,004			
<i>Efter euron (1999-2019)</i>				
<i>Koefficient</i>		-0,002	-0,029***	
<i>t-statistik</i>		-0,242	-3,684	29 (2,42)
<i>Standardfel</i>		0,008	0,007	

Not: Asteriskerna ***, ** och * representerar styrkan i avvisandet av nollhypotesen med 1%, 5% respektive 10%.

Det bör även uppmärksammas att den estimerade halveringstiden för de fyra länderna i kontrollgruppen är 29 månader efter euron infördes, vilket inte antyder på någon avsevärd skillnad från halveringstiden innan euron infördes. Jämfört med urvalsgruppens halveringstid på 127 månader för motsvarande period, dvs. efter införandet av euro, är den däremot betydligt kortare. Den tydliga kontrasten mellan resultaten som euroländerna och icke-euroländerna visar efter införandet av euron är i enlighet med tidigare studier (Huang och Yang, 2015) som menar på att anledningen till varför euroländernas reala växelkurser återgår till medelvärdet så pass sakta beror på just frånvaro av justeringar i den nominella växelkursen.

6.5 Resultatdiskussion

Resultatet från testerna antyder på att det uppstått större obalans för euroländerna i urvalsgruppen i relation till PPP jämnvikten efter införandet av euron och att det beror på just förändring av växelkurssystem. Våra resultat påvisar även större statistisk signifikans i testkoefficienterna och kortare halveringstider jämfört med tidigare forskning. Detta gäller dock för samtliga tidsperioder och differensen från tidigare studier är inte signifikant så detta bör

inte analyseras och värderas alltför mycket. Misslyckandet i att hitta stöd för PPP hypotesen bland euroländerna kan vara en konsekvens av att tidsperioden som är tillgänglig för att undersöka euron ännu inte är tillräckligt lång. Därmed går det inte heller att helt utesluta möjligheten att Eichengreen's påstående stämmer vilket innebär att euron med tiden kan bli mer stabil när priserna har hunnit anpassa sig och bli mer rörliga. Däremot bör vår undersökning ge en trovärdigare bild av eurosystemets tendenser då vi har tillgång till mer underlag i urvalsproven och vi kan därmed bygga en slutsats kring vårt testresultat.

Ytterligare så går det att diskutera hur tillförlitlig metoden som används de facto är. Vi har valt att inkludera länder i urvalet som uppvisar som störst homogenitet och genomför testerna under olika tidsperioder för att undersöka de olika växelkurssystemen. Övriga faktorer som kan påverka resultatet, såsom ökad handel under testperioden, tas inte hänsyn till. Då ökad handel bör resultera i lägre transaktionskostnader, bland annat, vilket är ett handelshinder som påverkar PPP hypotesen negativt så kan detta implicera att vårt resultat är missvisande till PPP hypotesens fördel och följaktligen att införandet av euron egentligen lett till ännu större obalans än vad testerna visar. Ett tecken som pekar mot detta är att halveringstiden för kontrollgruppen bestående av de fyra utomstående länderna är längre under det första tidsintervallet som testas. Återigen så är däremot inte skillnaden signifikant då det uppgår till 31 månader respektive 29 månader för de två tidsintervallen.

En central förklaring till varför euron underpresterar i dessa tester är att EMU initialt, och än idag, inte är en optimal valutaunion som är kopplat till att det finns en för hög grad av heterogenitet mellan medlemsländerna. Därför bör även hänsyn tas till att testerna innefattar de elva mest homogena länder utav de 19 länderna som idag använder euron. Vilket innebär att ett scenario där alla 19 länderna var inkluderade hade kunnat leda till ytterligare sämre resultat.

7 Avslutning

Syftet med denna uppsats var att undersöka om det finns större stöd för PPP hypotesen hos euroländerna i urvalsgruppen nu på längre sikt då de haft mer tid att anpassa sig. Detta har undersökts genom att testa hur val av nominellt växelkurssystem, med fokus på införandet av euron, påverkar justeringar av den reala växelkursen mot PPP jämvikten. En del av uppsatsen blir även att jämföra resultatet från våra tester med det från tidigare studier med liknande metod, såsom Huang och Yangs (2015). För att undersöka frågeställningen har ett

enhetsrotstest utförts kombinerat med beräkning av halveringstider. Resultatet pekar på att euron fortfarande är det växelkurssystem som orsakar störst obalans i ekonomin och PPP jämvikten. I jämförelse med tidigare studier visar resultatet på en aningen kortare halveringstid för europerioden, dock är skillnaden inte signifikant vilket innebär att det inte kan dras någon slutsats kring att mekanismerna som jämnar ut obalanser har förstärkts. Resultatet från testerna som utförts på kontrollgruppen, som visar på starkare stöd för PPP, pekar på att det är införandet av euron som lett till större obalanser för euroländerna och inte någon utomstående faktor. Efter att ha kollat närmare på den nominella växelkursen och den relativa prisnivån för urvalsgruppen kan vi dra slutsatsen att detta mer specifikt beror på just frånvaro av justeringar i den nominella växelkursen under europerioden. Detta är således ett europroblem och inte ett allmänt problem i världsekonomin.

Med detta sagt, så befinner sig EMU i ett kritiskt läge där drastiska åtgärder måste fattas för att förbättra situationen. En väg att gå för EMU är att påskynda processen mot att bli en optimal valutaunion, där den mest väsentliga åtgärden är att införa en politisk union som öppnar upp möjligheten att fatta gemensamma ekonomiska beslut. Mer specifikt så behöver man införa gemensamma trygghetssystem, sociala system och skattesystem som tillsammans skapar de fundamentala förutsättningarna för att EMU ska fungera på rätt sätt. Alternativt borde de länder som är alldeles för heterogena gentemot majoriteten av euroländerna lämna EMU.

8 Referenser

Andersson, FNG., 2020, "The Euro and the Nation-State That Never Disappeared: Would Europe Benefit from the Return of National Currencies", In Bakardijieva Engelbrekt, A., Leijon, K., Michalski, A. och Oxelheim, L., "The European Union and the Return of the Nation-State", *Palgrave Macmillian, Cham*, s. 165-189.

Andersson, FNG. och Jonung, L., 2018. "Lessons for Iceland from the Monetary Policy of Sweden", *Working paper*, nr. 2018:16, s. 52.

Andersson, M., 2016, "Euroländernas permanenta majoritet", *the European Parliament*, s.17-20.

Balassa, B., 1964, "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72, s. 584-596.

Bissoondeal, RK., 2008, "Post-Bretton Woods evidence on PPP under different exchange rate regimes", *Applied Financial Economics*, vol. 18, s. 1481-1488.

Cassel, G., 1922, "*Penningsväsendet efter 1914*", *Nordstedt*

Christidou, M. och Panagiotidis, P., 2010, "Purchasing power parity and the European single currency: Some new evidence", *Economic Modelling*, vol. 27, nr. 5, s. 1116-1123.

Economist.com, 2020, "The Big Mac index", *The Economist*,
<https://www.economist.com/news/2020/07/15/the-big-mac-index>, Hämtad: [2020-11-02].

Eichengreen, B., 2010, "Imbalances in the Euro Area", *University of California, Berkeley*, s. 1-16.

Engel, C. och Rogers, J.H., 2004, "European product market integration after the euro", *Economic Policy*, vol. 19, s. 347-384.

Freidman, M., 1953, "The Case for Flexible Exchange Rates", *Essay in Positive Economics*, s. 157-203.

Froot, KA. och Rogoff, K., 1995, "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates", In Grossman, GM. och Rogoff, K., 1995, "Handbook of International Economics", *Elsevier BV*, vol. 3, s. 1647-1699.

Grilli, V. och Kaminsky, G., 1991, "Nominal exchange rate regimes and the real exchange rate", *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, nr. 2, s. 191-212.

History and purpose of the euro, *Europa kommissionen*, Hämtad: [2020-11-07]

Huang, C. och Yang, C., 2015, "European exchange rate regimes and purchasing power parity", *International Review of Economics and Finance*, vol. 35, s. 100-109.

International Financial Statistics, *International Monetary Fund*,
<https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sId=1390030341854>,
Hämtad: [2020-11-20]

Johnson, DR., 1990, "Co-integration, error correction, and purchasing power parity between Canada and the United States", *Canadian Journal of Economics*, vol. 23, s. 839-855.

Koehler, AB. och Murphree, ES., 1988, "A Comparison of the Akaike and Schwarz Criteria for Selecting Model Order", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 37, nr. 2, s. 187-195.

Lopez, C., 2008, "Evidence of purchasing power parity for the floating regime period", *Journal of International Money and Finance*, vol. 27, s. 156-164.

Lopez, C. och Papell, DH., 2007, "Convergence to purchasing power parity at the commencement of the Euro", *Review of International Economics*, vol. 15, s. 1-16.

Micco, A., Stein, E. och Ordoñez, G., 2014, "The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU", *Economic Policy*, vol.18, nr. 37, s. 315-356.

Mongelli, FP., 2002, “'New' Views on the Optimum Currency Area Theory: What is EMU Telling Us”, *Working Paper*, nr. 138, s. 30-33.

Mundell, RA., 1961, “A Theory of Optimum Currency Areas”, *The American Economic Review*, vol. 51, nr. 4, s. 657-665.

Musa, M., 1986, “Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25, s. 117-214.

O'Connell, P.G.J., 1998, “The Overvaluation of Purchasing Power Parity”, *Journal of International Economics*, vol. 44, s. 1-19.

Papell, DH. och Theodoridis, H., 2001, “The choice of numeraire currency in panel tests of purchasing power parity”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 33, s. 790-803.

Parsley, DC. och Popper, HA., 2001, “Official exchange rate arrangements and real exchange rate behavior”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 33, nr. 4, s. 976-993.

Peseran, MH., 2004, “General diagnostic tests for cross section dependence in panels”, *Working Paper*, nr. 0435.

Peseran, MH., 2006, “Estimation and inference in large heterogenous panels with a multifactor error structure”, *Econometrica*, vol. 7, s. 967-1012.

Peseran, MH., 2007, “A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, s. 265-312.

Petreski, M., 2007, “Is the Euro Zone an Optimal Currency Area?”, *SSRN*, s. 13

Rogers, JH., 2007, “Monetary union, price level convergence, and inflation: How close is Europe to the USA”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, nr. 3, s. 785-796.

Rogoff, K.S., 1996, "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, s. 647-668.

Rose, A.K., Lockwood, B. och Quah, D., 2000, "One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade", *Economic Policy*, vol. 15, s. 7-33.

Salvatore, D., 1997, "The Common Unresolved Problem with the EMS and EMU", *The American Economic Review*, vol. 87, s. 224-226.

Samuelson, P.A., 1964, "Theoretical notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, s. 54-145.

Taylor, A.M. och Taylor, M.P., 2004, "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economics Perspectives*, vol. 18, nr. 4, s. 135-138.

Taylor, M.P. och Lothian, J.R., 1996, "Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the last two centuries", *Journal of Political Economy*, vol. 104, nr. 3, s. 488-509.

Wu, Y. och Lin, E.S., 2011, "Does purchasing power parity hold following the launch of the euro? Evidence from the panel unit root test", *Applied Economic Letters*, vol. 18, nr. 2, s. 167-172.