

Håller PPP på lång sikt?

Kandidatuppsats
Januari 2010
Författare: David Jönsson
Handledare: Fredrik NG Andersson

Abstrakt

Denna studie använder sig av data från 1880 fram till 2009 för att undersöka köpkraftsparitet (PPP) mellan Sverige och fyra OECD länder. Tidigare studier har visat att PPP under antagandet att den reella växelkursen konstant bör vara lika med 1 ($\sigma = 1$), inte håller på ett tillfredsställande sätt. Denna uppsats undersöker PPP då den reella växelkursen tillåts att avvika från 1 ($\sigma \neq 1$) genom att hänsyn tas till olika variabler. Variablerna som används är produktivitetsdifferenser, räntedifferenser, summerade handelsbalansdifferenser, utbudet på pengar samt eventuella pauser och dummy variabler.

Engle och Grangers två stegs kointegrationstest används för att testa långsiktiga samband mellan variablerna. För att undersöka hur kortsiktiga avvikelser från modellernas långsiktiga jämvikt anpassar sig, genom att mäta halveringstiden av effekten efter en ekonomisk chock kommer en felkorrigeringsmodell att användas.

Resultatet visar att: För **USA** håller absolut PPP. För **Tyskland** håller absolut PPP efter att en dummyvariabel har använts. För **Storbritannien** håller PPP efter att hänsyn tagits till produktivitetsdifferenser. För **Danmark** måste hänsyn tas till samtliga variabler i undersökningen, samt en paus användas år 1930.

Totalt håller 5 av 82 testade modeller. Halverings felkorrigeringstid beräknas till mellan >1år och 6,3 år.

Inledning

Purchasing power Parity (PPP) bygger på "lagen om ett pris" (LOP) och utvecklades av bland andra den svenska ekonomen Gustav Cassel (Cassel, 1922). LOP innebär att priset för en vara, oftast mätt som priset på en varukorg borde kosta lika mycket i olika länder, givet att priset uttrycks i samma valuta. Om LOP inte håller uppstår så kallade arbitrage möjligheter, vilket innebär att riskfria vinster erhållas genom att en vara köps i ett land och sälja dyrare i ett annat land.

Det enklaste sättet att undersöka om PPP håller är att jämföra priset för samma vara mellan olika länder i samma valuta. Detta görs årligen av tidningen The Economist (Economist, 2009) som sammanställer priser från 120 länder på en McDonalds Big Mac hamburgare i amerikanska dollar. I februari 2009 visade Big Mac index att genomsnittspriset i Euro länderna var €3,30, motsvarande 39 sek i Sverige och \$3,57 dollar i USA vilket innebär svenska kronan var 8 % övervärderad mot Euron, och 33 % övervärderad mot Amerikanska dollarn .

PPP håller inte tillfredsställande för Big Mac index, bland annat på grund av att det inte är möjligt att frakta hamburgare och kostnaden att producera en hamburgare i olika länder skiljer sig. Däremot så borde PPP hålla bättre för varor som kan ses som perfekta substitut och med relativt små fraktkostnader i förhållande till priset. Exempel på sådana varor kan vara digital underhållning eller en Apple MacBook dator. En egen jämförelse mellan länderna i denna studie, av priset på en Apple MacBook dator i december 2009 visar att en MacBook dator i Sverige är hela 36 % dyrare än i USD men 3,8 % billigare än i Danmark. Resultatet av undersökningen presenteras i appendix A. Att PPP inte håller för en MacBook dator kan bero på exempelvis fraktkostnader, skatter och tullar. Importskatten från USA är 25 %, tillsammans med en fraktkostnad samt tullavgifter kommer priset inte vara långt ifrån det Svenska. Det samma gäller för Danmark då även om det inte finns någon importskatt inom europeiska unionen tillkommer en liten fraktkostnad för att få hem datorn i Sverige.

Om PPP håller eller inte har undersökts många gånger mellan främst USA och olika länder under olika tidsperioder. PPP kan kritiserats för att inte ta hänsyn till handelshinder och att vissa varor så som vissa tjänster och byggnader inte går att handla med, och därför inte inkluderas i konsumentprisindex, vilket används för att beräkna PPP. Generellt beror resultaten från tidigare PPP studier på vilken tidsperiod, mellan vilka länder samt vilken ekonometrisk metod som har använts i studien. Sammanfattningsvis för tidigare PPP studier kan konstateras att PPP håller bättre på lång än på kort sikt (Kenneth A. Froot, 1994), (Taylor L. S., 2001) och att PPP håller bättre för geografisk närliggande och ekonomiskt utvecklade länder än för det motsatta (Engel, 1993), vilket även visade sig i MacDonald BigMac och Apple MacBook prisundersökningarna.

Sarno och Taylor (Sarno & Taylor, 2002) har gjort en sammanställning av både historisk och aktuell PPP litteratur. Resultatet de kom fram till är att även om åsikterna om huruvida lång och kortsiktiga undersökningar av PPP håller eller ej, så finns det i alla fall för stunden (2002) bevis för att PPP håller på lång sikt, för världens utvecklade industriländer.

Historiskt sett har PPP debatten utvecklats mycket tack vare att nya tidsserier med data, och ekonometriska metoder har blivit tillgängliga, samt efter stora ekonomiska kriser. Många av de viktigaste framstegen skedde i samband med och efter Bretton Woods samarbets kollaps mars 1973. Många¹ av de valutor som tidigare hade varit bundna till den amerikanska dollarn och därigenom till guldpriset blev då rörliga igen.

Eftersom tidiga PPP studier oftast utgick från den amerikanska dollarn berodde resultaten på hur stabil den amerikanska dollarn höll sig i förhållande till andra valutor. Dollarn var relativt stabil fram till 1977 då dollarn började falla mätt som sitt reella värde. Bretton Woods kollaps gav upphov till många viktiga resultat inom PPP debatten. Exempelvis så presenterade Dornbusch 1976 sin "Overshooting modell" (Dornbusch, 1976) och Frenkel (Frenkel, 1980) presenterade sin räntedifferens modell, vilka båda har bidragit till att förstå avvikelser från PPP.

Tidiga studier av PPP hade förutom problem med tillgång till data också bristande ekonometriska metoder. Exempelvis togs kointegration för givet i långsiktiga studier innan Engle och Granger (1987) utvecklade EG kointegrationstest. Efterhand som mer långsiktig data blev tillgänglig och kointegrations test implementerades blev resultaten mer tillförlitliga.

Förutom att undersöka om PPP håller på lång sikt undersöks även hur snabbt avvikelser korrigeras. Halverings felkorrigeringstiden för ekonomiska chocker kan användas som ett mått på hur PPP håller på kort sikt, det vill säga hur snabbt PPP växelkursen återvänder till sin jämvikt efter en ekonomisk chock. Tidigare resultat när halveringstiden varierar beroende på vilken data på prisnivån i landet som har används samt mellan vilka länder och under vilken period som undersökningen har genomförts, det vill säga att ett resultat är aldrig det andra likt.

Exempel på långsiktiga studier som fann stöd för PPP är Edison (1987). Edison använde en error correction modell mellan år 1980-1978 och kom fram till att PPP håller på lång sikt. Edison kom även fram till att felkorrigeringstiden, det vill säga ekonomiska chocker var väldigt ihållande och tog ca 7,3 år att halveras.

Glen (Glen, 1992) testade om PPP höll för nio länder mellan 1900 och 1987 och kunde konstatera att PPP höll för alla länder med en halveringstid på 3,3 år.

Xu (Xu, 2002) beräknade halveringstiden av en ekonomisk chock mellan år 1974 till 1997 för 8 olika länder, och kom fram till att korrigeringstiden var närmare 2 år, och ännu mindre om alternativa prismått, så som exempelvis Wholesale Price Index (WPI) användes. WPI bygger på varor handlade mellan företag till skillnad från KPI som bygger på varor handlade av konsumenter.

Även i denna undersökning fanns planer på att använda WPI, men som fick läggas ner på grund av bristande kvalitet i data materialet.

¹ Dock förblev många valutor bundna till olika valutasamarbete bland annat var den svenska kronan bunden från 1973 till 1977 mot den så kallade valutaormen, mellan 1977 till 1991 mot en handelsvägd valutakorg, 1991 till 1992 mot EG- valutan innan den slutligen efter kronans fall 1992 blev flytande (Jonung, 2000).

Denna uppsats bidrar till tidigare studier genom att dels längre än tidigare studerade dataserier från 1880 till 2008 kommer att användas. Denna uppsats utgår även till skillnad från tidigare studier av PPP från att den reella växelkursen tillåts att avvika från ett ($\sigma \neq 1$), givet att olika variabler används för att förklara avvikelserna. Variablerna som kommer att användas för att förklara avvikelserna är produktivitetsdifferenser, räntedifferenser, summerade handelsbalansdifferenser samt utbudet av pengar. Utgångspunkten kommer att vara från Sverige och testar PPP mellan Sverige och Danmark, Sverige och Tyskland, Sverige och Storbritannien samt Sverige och USA.

Valet av länder har gjorts med hänsyn tagen till storleken på landets valuta, geografisk läge och storleken på handel. Export till Danmark, Tyskland, Storbritannien och USA från januari till september 2009 var respektive 7,3 %, 10,2%, 7,3 % och 9,5 % av Sveriges totala export. Motsvarande siffror för importen var 9,3 %, 17,6%, 5,6 % och 5,6 % (Statistiska centralbyrån, 2009). Valutorna är Amerikanska dollar, Brittiska pund, Danska kronor och Europeiska Euro, där Tyskland representerar Euro då Tyska mark historiskt har varit en väldigt stark valuta i Europa. Storbritannien och USA har valts att ingå i studien dels med hänsyn tagen till deras starka valutor men är även viktiga handelspartners med Sverige. Anledningen till att Danmark väljs av de skandinaviska länderna är på grund av tillgång på historisk data.

En andra frågeställning är hur avvikelserna från PPP korrigeras mot sin långsiktiga jämvikt på kort sikt. Genom en felkorrigerings modell "Error Correction model" (ECM) skattas, undersöks hur lång tid i år det tar att korrigera 50 % av avvikelserna från den långsiktiga jämvikten till följd av en ekonomisk chock.

Arbetet kommer att disponeras enligt följande.

- I den första delen kommer en närmare beskrivning av teorin att presenteras.
- Den andra delen består av empirisk analys, viktiga historiska och ekonomiska händelser, genomgång av modeller, beskrivning av datamaterialet samt ekonometriska metoder.
- I den tredje delen kommer beräkningar samt resultaten att presenteras.
- Sist kommer en sammanfattande slutledning inklusive kommentarer att presenteras

2 Närmare beskrivning av Teori

Teori avsnittet kommer att genomgående presentera de variabler som ligger till grund för den växelkurs modellen som Meese och Rogoff (1983) använde, och som även ligger till grund för denna uppsats.

Även om det är svårt att tillskriva en viss modell eller tillvägagångssätt till en person eftersom samma upptäckt ofta har undersökts av flera personer samtidigt, så har vissa personer blivit representanter för modellen på ett sådant sätt att deras namn är synonymt med modellen innerbörd. Genom arbetet kommer modellerna att hänvisas de personer som associeras med modellen på samma sätt som författarna i tidigare arbeten inom ämnet har gjort.

PPP

Som nämndes i inledningen bygger PPP på "lagen om ett pris" vilket innebär att prisnivån på samma vara mellan olika länder ska vara densamma uttryckt i samma valuta. Om så inte är fallet borde prisskillnaderna jämnas ut till följd av att arbitrage möjligheter upptäckts och utnyttjas till dess att prisskillnaderna upphör att existera.

Om PPP håller kontinuerligt innebär det att den reella växelkursen (σ) är konstant lika med $\sigma = 1$. Lagen om ett pris kan skrivas som:

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^* \quad (1)$$

Där S_t = den nominella växelkursen uttryckt som sek/* i tidpunkten t , och där (*) markerar "foreign" eller utlandet. Asterisk (*) kommer även härnäst att användas för att markera utlandet, i den mening att utlandet är det land eller länder som avses att jämföra med. $P_{i,t}$ representerar priset för vara i vid samma tidpunkt t , motsvarande $P_{i,t}^*$ för utlandet.

Givet att PPP nu ska undersökas för samtliga varor kan PPP skrivas i sin absoluta form genom att den reella växelkursen skrivs som en funktion av prisnivån för samtliga varor i ett land eller vanligtvis ett representativt index, multiplicerat den nominella växelkursen. Den reella växelkursen σ kan då skrivas i log form som:

$$\sigma_t = s_t + (p_t^* - p_t) \quad (2)$$

Där små bokstäver innebär att variabeln är i log. Givet att PPP håller innebär att en prisökning i p_t relativt p_t^* måste leda till en proportionell depreciering av den nominella valutakursen s_t , och tvärt om för att σ_t ska vara konstant lika med 1.

Som nämndes i inledningen i fallet med priset på en MacDonald BigMac-hamburgare och en Apple MacBook dator så finns det motsättningar till absolut prisutjämnning genom arbitrage eftersom att transportkostnader och tullar innebär att priser kan skilja sig utan att arbitrage möjligheter existerar. Förutom transportkostnader och tullar är det svårt att jämföra varor mellan olika länder eftersom exempelvis en bil tillverkad i Tyskland och en bil tillverkad i USA inte ses som exakt samma vara och därmed inte kosta lika mycket. Problemet med att jämföra priser i olika länder kan lösas genom att ta ett medelpris för en varukorg beräknas och därmed kan priset på varukorgen jämföras i stället för enskilda varupriser. Priset på en varukorg kallas konsumentprisindex (KPI) och används i dag för alla större industri länder. Även om KIP är bättre än att jämföra priset på enskilda varor så ingår inte varor som inte går att handla med i undersökningar som använder KPI som ett prismått på hela landet. Exempelvis så går det inte att exportera mark och byggnader, samt vissa tjänster så som hårfrisörer. Dessa tjänster faller då bort från PPP undersökningar som bygger på KPI.

Även om motsättningar föreligger så att PPP inte håller kontinuerligt på kort sikt, så borde PPP hålla om PPP undersöks på lång sikt över 128 år, det vill säga att även om σ_t inte alltid är lika med 1 så borde σ pendla runt 1 på lång sikt.

Harrod Balassa Samuelsson

Enligt PPP i dess absoluta form (ekvation 2) så är all förändring i den reella växelkursen mellan två länder endast en följd av en förändring i prisnivån mellan länderna. Att absolut PPP inte håller tillfredställande på framförallt kort sikt kan bero på tidigare nämnda orsaker, men att PPP inte håller på lång sikt kan även förklaras med Balassa Samuelsson-modellen.

Harrod (Harrod, 1933), Balassa (Balassa, 1964) och Samuelsson (Samuelson, 1964) HBS modell, mer känd som B-S modellen introducerade produktivitsdifferenser utöver prisdifferenser i växelkursmodellen som en del i att förklara den reella växelkursen mellan två länder.

Utgångspunkten till att förklara avvikelser från den PPP beräknade reella växelkursen förklaras genom en effekt som har fått namnet "The Penn Effekt" vilken innebär att prisnivån är högre i länder med högre produktivitet i handelssektorn, relativt prisnivån i länder med lägre produktivitet i handelssektorn.

Hur The Penn Effekt uppstår förklaras lättast med ett exempel. Utgångspunkten för B-S modellen är en liten öppen ekonomi. Att landet är litet innebär att landet inte kan påverka världspriset på exportvaror utan är så kallade pristagare. Att ett land är pristagare innebär att landet är för litet för att påverka världsmarknadsspriset. Om ett litet land upplever en relativt snabbare produktivitsökning i dess handelssektor (Y_T), kommer detta att innebära att större kvantitet varor kan produceras med samma kvantitet resurser, det vill säga samma Y_T med samma kvantitet arbete (L) och kapital (K). Givet att priset på världsmarknaden är fast kommer landet då att tjäna mer pengar än tidigare. Observera att det endast är i den handlade sektorn som produktivitetshöjningen har skett och inte i den icke handlade sektor (Y_N). Ett exempel är att en Amerikansk bilarbetare är mer produktiv än en Mexikansk kollega om vi tittar på antalet bilar tillverkade per person och dag. Däremot så är en Amerikansk och en Mexikansk fönsterputsare fortfarande lika effektiva räknat som antalet fönster putsade per person och dag. Givet att landets handelssektor gör större vinster och att lönen, det vill säga priset på arbete (W) i sin tur är relaterad till produktiviteten innebär det att det finns utrymme för löneökningar i landets handelssektor. Nästa steg är att löner inom samma land av olika anledningar tenderar att utjämnas mellan landets handels och icke handelssektor, vilket innebär att löneökningarna i handelssektorn i sin tur medför att lönerna och prisnivån i hela landet stiger. Detta innebär att en fönsterputsare i ett utvecklat land nu kommer att ha en högre lön än en fönsterputsare i ett icke utvecklat land även då båda fönsterputsare är lika produktiva. När ett land uppleva en relativt snabbare löneökning på grund av en produktivitetensökning kommer löneökningen att påverka prisnivån i landet och därmed den reella växelkursen. Den PPP beräknade växelkursen kommer därför att appreciera i landet.

För att beskriva effekten med en enkel modell är utgångspunkten den samma som i exemplet, det vill säga två länder. Länderna producerar två varor, handlade " Y_T " och icke handlade " Y_N ". Antagande om att det råder fri rörlighet på arbetsmarknaden inom landet, men inte mellan länderna gäller, vilket innebär att lönerna " W_T " och " W_N " kommer att jämnas ut mellan den handlade och icke handlade sektorn:

$$W_T = W_N \text{ och } W_T^* = W_N^* \quad (3)$$

Ländernas totala produktionsfunktion kan vi skriva som summan av produktionsfunktionerna i landets handlade och icke handlade sektorer. Produktionen i vardera sektor beror i sin tur på produktiviteten A_T i handelssektorn och A_N i icke handelssektorn, som är en funktion av arbetskraft L_T, L_N och kapital K_T, K_N . produktionen i landet Y kan då skrivas som:

$$Y = Y_T + Y_N \text{ där } Y_T = A_T F(K_T L_T) \text{ och } Y_N = A_N F(K_N L_N) \quad (4)$$

På samma kan funktionen skrivas för utlandet:

$$Y^* = Y_T^* + Y_N^* \text{ där } Y_T^* = A_T^* F(K_T^* L_T^*) \text{ och } Y_N^* = A_N^* F(K_N^* L_N^*) \quad (5)$$

Prisnivån är i sin tur en funktion av priset på handlade P_T och icke handlade varor P_N , vilket avgörs av lönen i förhållande till produktiviteten i respektive sektor:

$$P = P_T P_N, \text{ där } P_N = W_N/Y_N \text{ och } P_T = W_T/Y_T, \quad (6)$$

$$P^* = P_T^* P_N^* \text{ där } P_N^* = W_N^*/Y_N^* \text{ och } P_T^* = W_T^*/Y_T^* \quad (7)$$

Lönen i de båda sektorerna kommer på grund av fri arbetsrörlighet inom landet på lång sikt utjämnas så att $W = W_T/P_T = W_N/P_N$, vilket i de båda länderna kan skrivas som:

$$W = P_T A_T = P_N A_N \text{ eftersom } P_T = 1 \text{ innebär det att } P_N = A_T/A_N \quad (8)$$

$$W^* = P_T^* A_T^* = P_N^* A_N^* \text{ eftersom } P_T^* = 1 \text{ innebär det att } P_N^* = A_T^*/A_N^* \quad (9)$$

Detta innebär att den reella växelkursen kommer att bero på prisdifferensen mellan länderna endast på icke handlade varor, eftersom priset på handlade varor är konstant lika mellan länderna. Priset på icke handlade varor kommer i sin tur bero på den relativa produktiviteten mellan handlade och icke handlade varor:

$$\sigma_t = s_t + (A_T^*/A_N^* - A_T/A_N) \quad (10)$$

På samma sätt som tidigare kan vi nu använda ekvationerna för W och W^* i ekvationen för σ , vilket givet att $A_N = A_N^*$ kan skrivas som :

$$\sigma_t = s_t + (A_T^* - A_T) \quad (11)$$

Antas nu att landet vi avser att undersöka upplever en högre produktivitetökning i dess handelssektor än utlandet, vilket kan skrivas som att $A_T > A_T^*$, detta innebär att den nominella växelkursen mellan länderna måste depreciera för att den reella växelkursen ska vara konstant lika med 1 ($\sigma = 1$) (Pilbeam, 2006).

Eftersom effekten av en produktivitetökning påverkar landets prisnivå vilket på långsikt påverkar landets växelkurs finns det även anledning att tro att landets handelsbalans kommer att påverkas. Hur landets handelsbalans och växelkurs är sammankopplande beskrev Hooper-Morton i deras Primary Current Account (PCA) modell.

Hooper-Morton

Förutom att Balassa-Samuelsson modellen kan användas till att förklara avvikelser från PPP med hjälp av produktivitetsdifferenser, kan Hooper-Morton (Hooper & Morton, 1982) PCA modell användas, vilken bygger på handelsbalansen mellan två länder. Handelsbalansen är den del av bytesbalansen vilken visar om ett land har en nettoexport eller en nettoimport av varor.

Bytesbalansen är i sin tur en del av ett lands totala betalningsbalans. Betalningsbalansen är en uppställning över ett lands totala transaktioner med omvärlden och består förutom av bytesbalansen också av kapital- och finansiella balansen. Bytesbalansen redovisar alla transaktioner i den reella ekonomin exempelvis inkomster och utgifter, medan kapital- och den finansiella balansen visar alla finansiella transaktioner det vill säga flöden av inköp och försäljning av tillgångar.

Summan av bytesbalansen och kapital- och finansiella balansen måste alltid vara noll, eftersom ett överskott i bytesbalansen alltid motsvarar ett lika stort underskott i den finansiella balansen. Ett överskott eller underskott i den finansiella balansen skulle i annat fall innebära att landets valutareserv ökade eller minskade.

Enkelt uttryckt, om ett land importerar mer än landet exporterar så måste landet låna pengar från utlandet för att kunna betala för importen. Landet gör detta genom att emittera obligationer till utlandet. Därmed måste något annat land exportera mer än det importerar för att kunna låna ut pengar, det vill säga köpa obligationerna. Summerar vi hela världens handels överskott och underskott samt finansiella balanser måste summan bli noll.

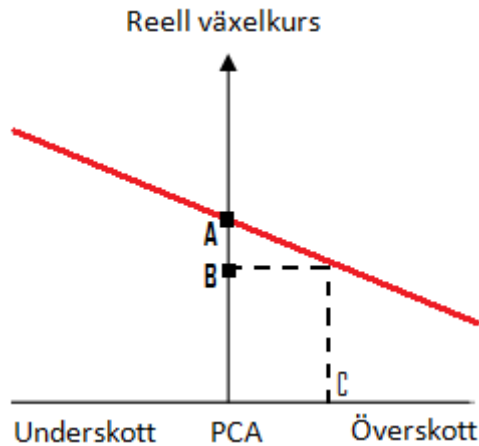
Ett lands handelsbalans påverkas av landets valutakurs på så sätt att ett lands valutakurs avgör hur mycket billigare eller dyrare landets handels varor är i förhållande till utlandets. Är landets varor billiga innebär detta en ökning av exporten och minskning av importen, och tvärt om.

Hur mycket handelsbalansen påverkas av exempelvis en valutakursdevalvering beror på två effekter. Dels påverkas handelsbalansen positivt genom att export ökar då exportvarorna nu är relativt billigare för utlandet att importera. Dels påverkas även handelsbalansen negativt på grund av att den sämre valutakursen nu innebär att landet nu får sämre betalt. Detta samband kallas Marshall-Lerner-condition, och bygger just på hur ett lands efterfrågan på importvaror och exportvaror påverkas av växelkursförändringar.

På landets hemma marknad däremot sker också två effekter. Den första effekten innebär att de varor som importeras har blivit dyrare relativt de varor som landet export, det vill säga de som tillverkas i landet. Den andra effekten innebär att på produktionssidan så kommer mer resurser att användas från att ha producerat inhemska varorna, gå till att producera de dyrare varorna för export, vilket även kommer att påverka handelsbalansen positivt.

Som exempel på reella prisförändringar till följd av att den Svenska kronan deprecierat mot exempelvis den tyska euron kan tyska och svenska bilindustrin jämföras. Till följd av att kronan deprecierat är Svenska Volvo-bilar nu billigare än tyska BMW-bilar, endast på grund av att tyska bilar prissätts i euro och att euron blivit dyrare. Detta stärker handelsbalansen för Sverige eftersom Sverige nu inte är lika benägna att importera utländska bilar utan hellre köper svensktillverkade .

Givet att alla andra variabler är lika så kommer en depreciering av den reella växelkursen på lång sikt att innebära positiva effekter på handelsöverskottet vilket visas i figur(1) med en negativt lutande PCA, det vill säga handelsbalanskurvan och där den reella växelkursen sjunker från punkt A till punkt B:



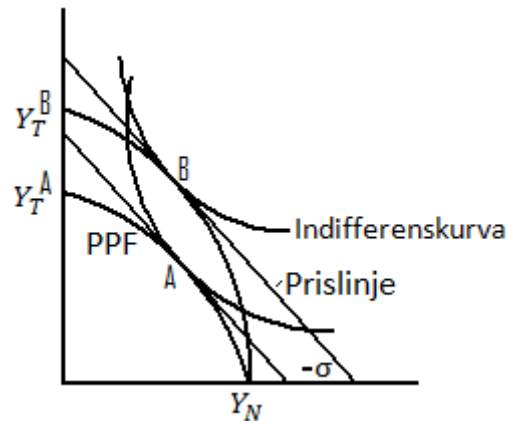
Figur(1), Effekten på handelsbalansen vid en depreciering av den reella växelkursen.

Lutningen på kurvan beror på efterfrågan på landets varor, det vill säga att en förändring av landets växelkurs påverkar landets handelsbalans olika mycket beroende på export varornas priskänslighet. Priskänsligheten beror på utbud och efterfrågan, vilket innebär att om varorna är priskänsliga så kommer en liten förändring av växelkursen att påverka handelsbalansen mycket, eftersom lutningen då är brantare. I figur(1) syns effekten av att den reella växelkursen sjunker som att landet nu kommer att uppleva ett överskott i handelsbalansen, motsvarande punkt "C"

Ett lands utbud av handelsvaror beror på om ett land väljer att använda sina resurser till att producera handelsvaror eller icke handelsvaror, på samma sätt som i exemplet med B-S modellen innebär en produktivitets ökning att landet kan producera mer handelsvaror med samma resurser som tidigare. Valet av allokering av produktion resurser beror på efterfrågan, det vill säga preferenser för handels eller icke handelsvaror.

Beroende på hur mycket handelsvaror relativt icke handelsvaror ett land väljer att producera så kommer lutningen på den reella växelkursen (Prislinjen) att variera. Det totala utbudet av varor beror på landets (Production Possibilities Frontier) PPF kurva. PPF kurvan sammanfattar hur ett land kan välja att utnyttja sina produktionsmedel till att producera handelsvaror Y_T eller icke handelsvaror Y_N när alla resurser i landet används till max. Om produktionen betecknas med Y är $PPF = Y_T + Y_N$. Dessa resurser kan skilja sig mellan länder och variera över tiden. PPF kurvan är konvex på grund av avtagande marginalproduktivet och tangerar prislinjen i den punkt där ett land maximerar sin produktion. En generell egenskap är att ju mer ett lands produktionsstruktur går mot att producera handelsvaror, desto högre är dess jämvikts växelkurs.

Antar nu, att av någon anledning landets handels sektor skulle öka i produktivitet, då skulle detta innebära att mer handelsvaror kan produceras vid samma utbud av icke handelsvaror, vilket innebär att prislinjen kommer att flyttas utåt i figur (2) på nästa sida.



Figur (2), visar hur produktionen av handelsvaror ökar till följd av en produktivitetshöjning. produktionen av icke-handelsvaror påverkas ej. Prislinjen skär PPF kurvan, och Indifferenskurvan i punkt B nu i stället för punkt A. Lutningen på pris linjen avgörs av var indifferenskurvan skär PPF kurva.

Vi antar att produktionen av icke handels varor är konstant, och handelsbalansen är i jämvikt. Detta innebär att produktiviteten i landet ökar, det vill säga att landet producerar mer handelsvaror, vilket i sin tur innebär att PPF kurvan flyttas ut från punkt Y_T^A till Y_T^B . Växelkursen måste då appreciera, det vill säga att lutningen på prislinjen måste bli mindre brant för att jämvikten i handelsbalansen ska upprätthållas.

Efterfrågan, det vill säga indifferenskurvan på marknaden beror i sin tur på de olika ländernas preferenser för handels och icke handelsvaror. Jämvikt på marknaden uppstår när indifferenskurvan tangerar utbudskurvan, vilket nu sker i punkt B i stället för punkt A till följd av den högre produktiviteten. Lutningen på prislinjen, den reella växelkursen, är då i sin långsiktiga jämvikt.

Förutom produktivetsdifferenser och den summerade handelsbalansen kan också räntedifferensen mellan två länder användas för att förklara eventuella avvikelser från den reella växelkursen.

Uncovered Interest rate Parity

Uncovered interest rate Parity, (UIP) och Frenkels real interest rate differential model Frenkel (1979) visar hur den förväntade avkastningen på kapital i form av räntan och växelkursen påverkar kapitalrörelser mellan länder. Eftersom kapital fritt kan röra sig mellan länder tenderar kapitalinvestorer därför att jaga den bästa reala räntan.

PPP, i sin grundform bygger på att växelkursen styrs av utbud och efterfrågan av olika länders valuta. Efterfrågan i sin tur beror på efterfrågan på utlandets varor, eftersom kapital måste växlas för att kunna köpa varor i andra länder. PPP i sin grundform tar inte hänsyn till den finansiella marknaden, där efterfrågan på valuta beror på att investerare investerar i finansiella instrument i stället för varor.

UIP bygger på samma princip som PPP fast i stället för att den reella växelkursens långsiktiga jämvikt är konstant, så bygger den långsiktiga reala jämvikts växelkurs även på räntedifferenser.

Investorerare kan i dag snabbt flytta stora summor kapital mellan olika valutor över hela världen. Detta innebär att investerare kommer att flytta kapital mellan länder med hänsyn till förväntad avkastning. Den reala avkastningen beror på avkastningen i form av räntan, samt den framtida förväntade valutakursen. UIP bygger på att olika länders räntebärande papper är lika riskfyllda och kan handlas kurtagefritt utan handelshinder. Antar vi nu att det finns två jämförbara räntebärande papper i två olika länder med samma ränta kommer den enda risken investerare tar hänsyn till vara valutarisken. Om valutakursen mellan länderna förväntas att appreciera, så kommer den reala avkastningen stiga, på grund av en valutavinst utöver räntan. Om räntan är lika i båda länderna så måste den framtida växelkursen vara konstant eftersom det i annat fall skulle uppstå arbitrage möjligheter. Förväntad växelkurs kan då skrivas som:

$$Es = i - i^* \quad (12)$$

Där Es är den förväntade växelkursen och i är räntenivån. Ekvation (12) säger att två lika riskfyllda räntebärande papper med samma ränta kan ge olika avkastning om det finns en förväntad växelkursförändring. Om ekvation (12) inte håller finns det utrymme för arbitrage möjligheter genom att investerare kan låna pengar i ett land och låna ut i ett annat till en högre ränta.

Kvantitetsteori modellen

Till skillnad från monetära växelkursmodeller bygger kvantitetsteorin på att pengar är neutrala, det vill säga att allt överskott på kapital som inte absorberas av ökad produktivitet kommer endast att leta till en prishöjning, vilket kan skrivas som:

$$PY = MV \quad (13)$$

Där P är prisnivån, Y är produktionen i landet, M är utbudet på pengar och V är pengars omloppshastighet. Omloppshastigheten antas vara konstant vilket innebär att om Y också är konstant kommer en ökning i M endast att innebära en ökning av P .

Givet att pengar är neutrala kan utbudet på pengar användas som ett alternativt prismått för att beräkna PPP vilket kan användas i som en förklarande variabel för att förklara avvikelserna ifrån PPP.

3 Empirisk analys

Håller PPP? Borde PPP hålla? Huruvida PPP håller eller ej har under många år varit en av de större frågorna inom internationell makroekonomi.

Om Internationella valutamarknaden är en effektiv marknad kan diskuteras (Persson, K 2008?). Att en marknad är effektiv innebär att all tillgänglig information återspeglas i marknadspriser och att det på så sätt inte finns någon möjlighet att förutspå framtida priser. Om PPP håller innebär detta att det i alla fall på lång sikt är möjligt att förutspå valutakurser med prisdifferenser, vilket på så sätt talar emot effektiva marknadshypotesen.

Som nämndes i inledningen finns det trovärdiga resultat som talar för att PPP håller på lång sikt för i-länder. Gemensamt för dessa länder är att historiska händelser har påverkat resultaten och där med har stödet för att PPP kommit och gått i och med att förutsättningarna har ändrats.

Guldmyntfoten och första världskriget

Historiskt har PPP påverkats framförallt av valutasamarbeten. Guldmyntfoten togs i bruk 1873 och innebar att samtliga valutor skulle vara konvertibla till guld så att växelkurserna på så sätt blev fasta i förhållande till varandra. Guldmyntfoten infördes olika år beroende på land, 1873 för Sverige (Jonung, 2000). Guldmyntfoten ansågs fungera bra med en stabil prisnivå, hög ekonomisk utveckling, låga räntor och en global valutamarknad som hanterade stora kapitalflöden utan spekulationer. Guldmyntfoten var stabil fram till första världskriget då krigsupprustningen till stor del finansierades genom statlig upplåning, det vill säga genom så kallad sedelpressfinansiering. Penningmängden och prisnivån steg kraftigt och land efter land kunde inte längre garantera valutans värde i guld. För Sverige upphörde guldmyntfoten i samband med att svenska riksbanken augusti 1914 beslutade att upphäva riksbankens skyldighet att växla sina sedlar mot motsvarande värde i guld. Tiden efter guldmyntfoten blev turbulent och mellan år 1914 och 1920 steg inflationen kraftigt.

Mellankrigstiden

Efter första världskriget var meningen att guldmyntfoten skulle återinföras vilket innebar att stora åtstramningspaket var tvungna att tas i bruk för att få bukt med den skenande inflationen. Tyskland upplevde 1923 hyperinflation till följd av att de enorma skadestånd som ålagts landets betalades genom att trycka nya pengar. Även om åtstramningspaketen lyckades med att få bukt med de skenande priserna så blev effekten även att en stor depression och arbetslöshet bröt ut. Den nya guldmyntfoten i sig själv blev dock inte långlivad men depressionen blev kvar och spred sig från USA till resten av världen, vilket innebar massarbetslöshet. Börskraschen i New York 1929 var ytterligare ett slag mot världsekonomin vilket bland annat innebar att återuppbyggingslånen från USA till Tyskland upphörde, vilket gjorde att även Tyskland drabbades av massarbetslöshet. Depressionen och den ekonomiska krisen varade fram till uppbyggnaden inför andra världskriget vilket medförde en snabb expansion av de offentliga utgifterna och ett budgetunderskott som steg kraftigt. Inflationstakten och statskulden sköt i höjden.

Efterkrigstiden och Bretton-Woods

Efter andra världskriget verkställdes Bretton-Woods systemet mellan de allierade länderna. Systemet gick ut på att förhindra en ekonomisk depression liknande den som hade uppstått efter första världskriget. Bretton-Woods innebar att ländernas valutor bands mot den amerikanska dollarn som i sin tur var garanterad i guld, vilket innebar fasta växelkurser på samma sätt som under guldmyntfoten. Sverige anslöt sig till den Internationella monetära fonden (IMF) 1951 då växelkursen sattes till kursen 5,17 kronor för en dollar vilken riksbanken höll i 20 år till 1971.

Bretton-Woods systemet bröt samman i början av 1970-talet till följd av två anledningar. För det första så bedrev USA en för expansiv penningpolitiken för att vara förenlig med det fastslagna dollarpriset på guld. För det andra så hade de internationella finansmarknaderna vuxit i både storlek och styrka vilket gjorde det möjligt att spekulera mot de växelkurser som uppfattades ohållbara.

Tre år efter Bretton Woods fall blev Sverige medlem i den så kallade valuta ormen med svenska kronan nu knuten mot den Tyska marken i stället.

Post Bretton-Woods

Kollapsen av Bretton-Woods innebar slutet för guldmyntfoten för Sverige som i stället övergick till en ny stabiliseringspolitik. Målet med den nya politiken var framför allt full sysselsättning framför andra mål. Perioden fram till 1990-talet präglades av kraftiga ekonomiska chocker, och då framförallt den första oljekrisen. Den första oljekrisen startade 1973 efter att USA beslutat att stödja Israel i kriget mot Arab staterna. Eftersom Arab staterna inklusive Egypten och Syrien kontrollerade OAPEC begränsades exporten av olja till USA samt andra länder som stödde Israel i konflikten.

Konsekvenserna innebar att energipriserna steg och de ekonomiska negativa effekterna innebar en lågkonjunktur som spred sig från USA till resten av världen. För Sverige vars mål med stabiliseringspolitiken var att upprätthålla full sysselsättning innebar lågkonjunkturen att sysselsättningsgraden upprätthölls med expansiv finanspolitik. Löner och priser ökade som följd kraftigare än i övriga länder, och den expansiva finanspolitiken betalades med en stigande statsskuld. Resultatet blev att regeringen var tvungen att devalvera den svenska kronan i två steg 1977 samt införa åtstramningspolitik för att vända den inhemska konjunkturen. Den andra oljekrisen 1979 utlöste nästa kris vilket ledde till ytterligare två devalveringar av den svenska kronan. Först 10 % i september 1981, och ytterligare en gång med 16 % 1982. Devalveringarna i kombination med en snabb återhämtning bidrog till slutet på den andra oljekrisen. Efteråt började exporten öka och stadsskulden åter sjunka.

Ekonomiska kriser påverkar givetvis den reella växelkursen under perioden för denna undersökning och måste därför tas hänsyn till. Ekonomiska chocker så som hyperinflationen i Tyskland är så stor att det inte går att motivera på något annat sätt än att systemet temporärt satt ur spel och därmed inte kan förklaras med några ekonomiska teorier eller modeller. Hyperinflationen i Tyskland mellan år 1916 och 1926 kommer därför att uteslutas helt från undersökningen.

4 Modeller

Totalt kommer 10 huvudmodeller samt 2 undermodeller att skattas och undersökas. En översikt över samtliga modeller ges i tabell (3) För de modellerna där långsiktiga samband kan konstateras kommer även en felkorrigeringsmodell att användas för att beräkna hur lång tid det tar i år för modellen att korrigera 50 % av avvikelserna från modellens långsiktiga jämvikt.

Modell 1-4 kommer utgå från absolut PPP och därefter testa om produktivitsdifferenser i modell 2, räntedifferenser i modell 3 och summerade handelsbalansdifferenser i modell 4 kan användas för att förklara eventuella avvikelser från absolut PPP.

Den femte modellen kommer att testa PPP givet att utbudet på pengar, enligt kvantitetsteorin $MV = PY$ på lång sikt endast påverkar prisnivån, det vill säga att MS används som ett alternativt mått på priser.

Modell 6-9 består av olika kombinationer av tidigare testade modeller. Modell 6 använder både produktivitsdifferenser och summerade handelsbalanser för att förklara avvikelser från PPP. Modell 7 använder räntedifferenser samt summerade handelsbalanser. Modell 8 använder produktivitsdifferenser samt räntedifferenser. Modell 9 använder produktivitsdifferenser, summerade handelsbalanser och räntedifferenser.

Modell 10 innebär att samtliga variabler utom prisdifferenser används för att modellera avvikelserna från PPP. Eftersom utbudet på pengar på lång sikt kan ses som ett alternativt prismått testas här samma variabler som modell 9 med skillnaden att skillnaden i utbudet på pengar används i stället för prisdifferenser.

Slutligen testas modell 11 samtliga variabler inklusive utbudet på pengar. Modell 11: A och 11: B testas modell 11 med en dummy variabel i modell 11: A och med en paus (break) i modell 11: B.

En översikt över samtliga modeller presenteras i tabell (1)

	PPP	B-S	UIP	TB	MS
$s = (\ln(p^*) - \ln(p)) + (\ln(\text{PRO}^*) - \ln(\text{PRO})) + (\ln(\text{UIP}^*) - \ln(\text{UIP})) + ((\ln(\text{tb}_*) - \ln(\text{tb}_{\text{swe}})) + (\ln(\text{MS}) - \ln(\text{MS}^*)))$					
1	x	-	-	-	-
2	x	x	-	-	-
3	x	-	x	-	-
4	x	-	-	x	-
5	-	-	-	-	x
6	x	x	-	x	-
7	x	-	x	x	-
8	x	x	x	-	-
9	x	x	x	x	-
10	-	x	x	x	x
11	x	x	x	x	x

Tabell (1), Översiktstabell över modeller.

Modell 1 (PPP)

Modell 1 testas om absolut PPP håller på lång sikt. Att PPP håller kontinuerligt även på kort sikt innebär att den reella växelkursen är konstant lika med ett, det vill säga att avvikelserna från PPP är konstant lika med noll. Att PPP håller på lång sikt däremot innebär att den reella växelkursen tillåts att avvika från sitt långsiktiga medelvärde, så länge som avvikelserna är stationära. Att avvikelserna är stationära innebär att den reella växelkursen på lång sikt pendlar runt ett långsiktigt medelvärde samt att avvikelsernas varians är konstant över tiden.

För att undersöka modellernas långsiktiga egenskaper kommer Engle Granger (EG) kointegrations test) att användas vilket förklaras närmare i detalj under metod avsnittet.

Utgångspunkten för att testa om PPP i dess absoluta form håller är ekvation (1), där prisdifferensen i log form kan skrivas som p :

$$(p) = (\log P - \log P^*) \quad (14)$$

vilket ger att ekvation (1) i log kan skrivas som:

$$s = (p) + \varepsilon \quad (15)$$

om error termen $\varepsilon=0$ kontinuerligt, håller PPP.

Modell 2 (B-S)

Balassa Samuelsson modellen (B-S) bygger på att relativa produktivetsdifferenser påverkar den nominella prisnivån mellan två länder. BNP per capita kommer på samma sätt som i tidigare studier av MacDonald R och Ricci L (MacDonald & Ricci, 2001) samt Tintin, C (Tintin, 2009) att användas som ett mått på produktivitet. På så sätt kan produktivetsdifferenser beräknas för att försöka förklara avvikelser från PPP på lång sikt.

Eftersom fri rörlighet på arbetsmarknaden inom landet gäller samt fria kapitalrörelser, kommer löner (på samma sätt som förklarades i teori avsnittet) att utjämnas mellan handels och icke handelssektorn. Produktiviteten i den icke handlade sektorn är samma i båda länderna.

Effekten blir att ett land med en högre BNP per capita har detta endast på grund av högre produktivitet i den handlade sektorn. Produktivets differens kan i log form skrivas om:

$$PRO = (\log_{BNP/C} - \log_{BNP/C}^*) \quad (16)$$

Där $\log_{BNP/C}$ är log BNP/capita och där (*) markerar utlandet. Givet att PPP bygger på relativa prisdifferenser kan hänsyn tas till produktivets differenser genom att skriva PPP som:

$$s = (p) - (PRO) + \varepsilon \quad (17)$$

Modell 3 (i)

Ekvationen för UIP innebär att den förväntade nominella växelkursen är lika med differensen i räntenivån. Om UIP inte håller innebär det att på samma sätt som för PPP att det existerar arbitragemöjligheter, vilka kommer att utnyttjas till dess att villkoren uppfylls. Ränte differenserna mellan två länder kan skrivas som:

$$Es = I = (i) - (i^*) \quad (18)$$

Där i är räntan samt Es är den förväntad framtida nominell växelkursen s . På samma sätt som innan kan givet att hänsyn tas till ränte differenser mellan länderna den nominella växelkursen skrivas som:

$$s = (p) - (I) + \varepsilon \quad (19)$$

Modell 4 (TB)

Hooper - Morton PCA modell bygger på att den summerade handelsbalansen mellan två länder påverkar den nominella växelkursen. Handelsbalanser har tidigare använts av exempelvis De Gregorio och Wolf (De Gregorio & Wolf, 1994) som en oberoende variabel i Balassa Samuelsson modellen. Endast den summerade handelsbalansen skrivs som tb_{swe} och tb^*

Där (tb) är handelsbalansen beräknad som den totala summerade handelsbalansen i förhållande till BNP. Den summerade relativa handelsbalansen kan då användas som en oberoende variabel för att undersöka avvikelser från PPP. Den nominella växelkursen kan då beräknas som:

$$s = (p) - (TB) + \varepsilon \quad (20)$$

Modell 5 (MS)

På lång sikt innebär enligt kvantitetsteorin att all överflödlig likviditet i ett samhälle som inte tas upp av ökat produktion kommer att resultera i ökade priser, det vill säga att pengar är neutrala på lång sikt:

$$MV = PY \quad (21)$$

Eftersom PPP bygger på den relativa prisnivån mellan två länder kan det relativa utbudet på pengar användas som ett alternativt mått på prisnivån i ett land. Den relativa differensen i utbudet på pengar kan då skrivas i log form som:

$$MS = \log(MS) - \log(MS^*) \quad (22)$$

där MS är utbudet av pengar.

Modell 6-8

Givet att olika teorier förklarar hur olika modeller kan förklara avvikelserna från absolut PPP kan olika kombinationer av modellerna testas för att se om avvikelserna kan förklaras bättre. Modell 6 till 8 testas olika kombinationer av de variabler som ingår i övriga modellerna.

Modell: 6 innebär att både PPP och B-S inkluderas, modell: 7 inkluderar PPP, UIP och TB och modell: 8 inkluderar PPP, B-S och UIP.

Modell 9

Efter att samtliga modeller har testats var för sig, samt olika kombinationer av modellerna kommer en modell med samtliga variabler utom utbudet på pengar att skattas. Modellen kan då skrivas som:

$$s_t = (p) - (PRO) - (i) - (tb_t) + (tb_t^*) + \varepsilon \quad (23)$$

Där t betecknar tidpunkten $t=1880$ till $t=2008$, och $(*)$ är utlandet.

Modell 10

Modell 10 är samma som modell 9 med skillnaden att utbudet på pengar används i stället för prisdifferenser:

$$s_t = -(PRO) - (i) - (tb_t) + (tb_t^*) - (MS) + \varepsilon \quad (24)$$

Modell 11

Slutligen innebär modell 11 att samtliga variabler inkluderas. Modell 11 kommer även att testas med en dummy, samt en paus:

$$s_{t_{1,2}} = (p_{t_{1,2}}) - (PRO_{t_{1,2}}) - (i_{t_{1,2}}) - (tb_{t_{1,2}}) + (tb_{t_{1,2}}^*) - (MS_{t_{1,2}}) - Dummy_{t_1} + \varepsilon \quad (25)$$

Där $t_1 = 1880 - 1930$ och $t_2 = 1930 - 2008$

5 DATA

Hantering av data

Anledningen till att jag anser att det är nödvändigt att ta med en så detaljerad beskrivning av hur jag har hanterat samtlig data, är av ett par olika anledningar. För det första har jag insett att den mest tidskrävande och i efterhand även resultatmässigt sett viktigaste delen består till att söka, kontrollera och hantera data. Arbetet har under sin gång ett par gånger fått ändra riktning på grund av att dataserier från en trovärdig källa efter närmare undersökningar inte kan anses rimlig och därför har fått strykas ur undersökningen. Exempelvis har Wholesale price index (WPI) från International Historical Statistics 1750-2005 inte kunnat användas på grund av att serierna är så pass orimliga. Vidare har det även varit mycket tidskrävande att hitta serier från mitten på 1800 talet och jag har i den mån som det är möjligt kontrollerat samtliga serier med data serier från flera källor och tidsperioder för att försäkra mig om kvaliteten.

Generellt

Frågan om det går det att lita på data från 1880 talet är inte helt lätt att besvara. Två aspekter finns att ta hänsyn till i det här fallet, dels så har vi inget val om vi ska genomföra långsiktiga undersökningar och dels så finns det ingen anledning att anta att de skulle vara orimliga. För det första antar vi att KPI data är konstruerad i efterhand innehållande samma varor med priser hämtade från olika länders statistiska databaser, för det andra så antar vi att samtliga länder har gjort lika mycket fel i sina beräkningar och att dataserierna därför är jämförbara.

Självklart så finns det inga garantier men i brist på alternativ och med vetskapen om att dagens insamlade data inte heller är 100 % tillförlitliga så utgår vi ifrån att våra serier innehåller användbar information.

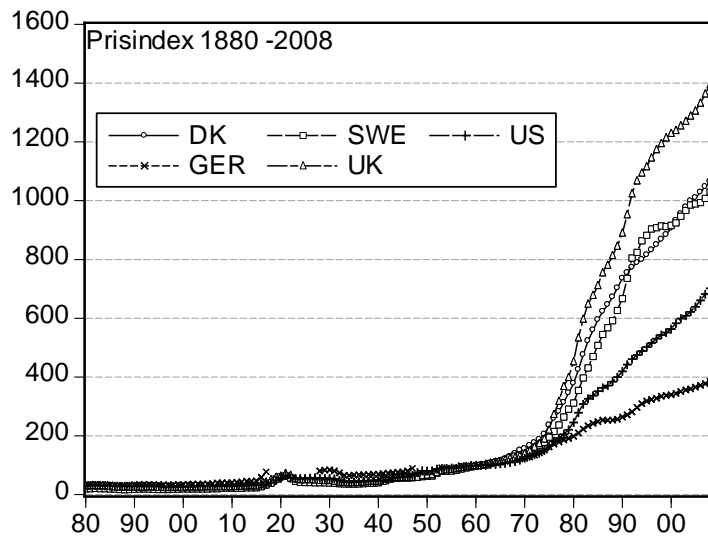
KPI

Konsumentpriserna är hämtade från International Historical Statistics: Europe 1750-2005. Serierna är därefter inskannade till pdf och från pdf är de hanterade till att kunna läsas av Excel med hjälp av programvara från Scansoft (Scansoft, 2005). Serierna för KPI har även kontrollerats för hand och serierna har därefter beräknats till samma bas år där 1960 = 100. Det Tyska KPI har rensats från hyperinflationen mellan 1916 till 1926 samt 1946 till 1950 med hänsyn tagit till de orimliga resultat som hyperinflationen skapade.

KPI från 1967 fram till 2008 är hämtade från OECD och beräknade med samma basår som övriga serier.

Observera att Storbritannien inte har något KPI före 1997 utan att KPI före 1997 är i själva verket Retail price index (RPI). Fram till 1997 används därför RPI för Storbritannien och efter 1997 till 2008 används KPI från OECD. Övergången från RPI till KPI hanteras genom att den procentuella förändringen beräknas och därefter integreras med serierna för RPI före 1997.

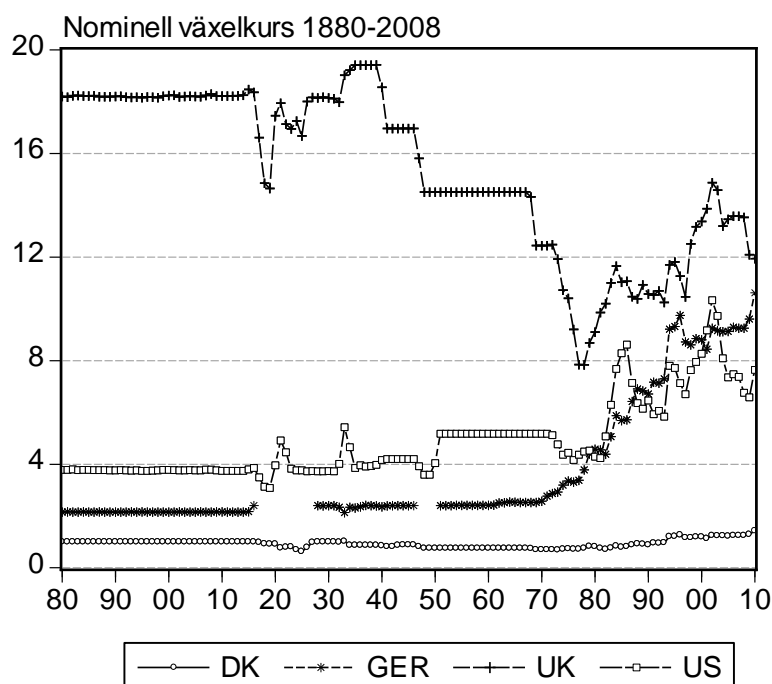
En graf över de olika prisindexen i log visar hur priserna har utvecklats under tidsperioden. För Tyskland har åren för hyperinflation uteslutits helt.



Graf (1), Konsumentprisindex, år 1880 och 2008.

Växelkurser

Samtliga växelkurser från 1880 fram till 2000 är hämtade från en sammanställning av Rodney Edvinsson (Edvinsson, 2010). Rodney Edvinsson har sammanställt valutakurser från Sveriges riksbank: årsbok, (Sveriges riksbank årsbok , 1668-1918-1924, 1931 vol. V) samt från Penn-world tables (Penn World Table) för Historia.se (Histora.se, 2009) Växelkurser efter 2000 är hämtade från Svenska riksbankens databas (Svenska riksbanken)

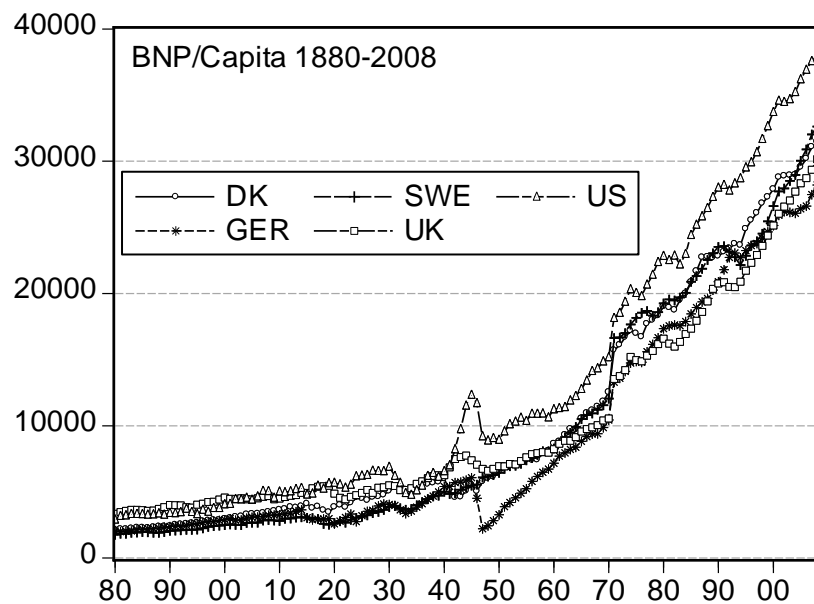


Graf (2), Visar den nominella växelkursen, år 1880 till 2009.

Växelkursen för Tyskland är omräknad i Euro från att mellan 1880 till Oktober 1924, varit Mark då en ny Reichsmark = 1,000,000,000,000 gamla Mark. Mark användes från 1924 till slutet på andra världskriget 1945. Mellan 1945 till 1948 finns dock ingen data noterad. June 1948 införde Tyskland de nya Tyska Mark där en ny Tysk Mark = 10 gamla Reichsmark. Tyskland har därefter haft Tyska Mark fram till euron togs i bruk januari 1999 då en Euro växlades mot 1.95583 Tyska mark Mark.

BNP

BNP data är hämtade från Angus Maddison (Beskrivs i detalj senare (1)) online databas fram till 2006. efter 2006 till 2008 är BNP data hämtade från OECD (2). Efter att den procentuella skillnaden först har beräknats har serierna sammanförts genom att år 1960=100 används som ett gemensamt basår och därifrån beräkna hela serierna från 1880 till 2008 för samtliga länder.



Graf (3), BNP/Capita i Geary-Khamis dollar år 1880 -2008

(1) Angus Maddison

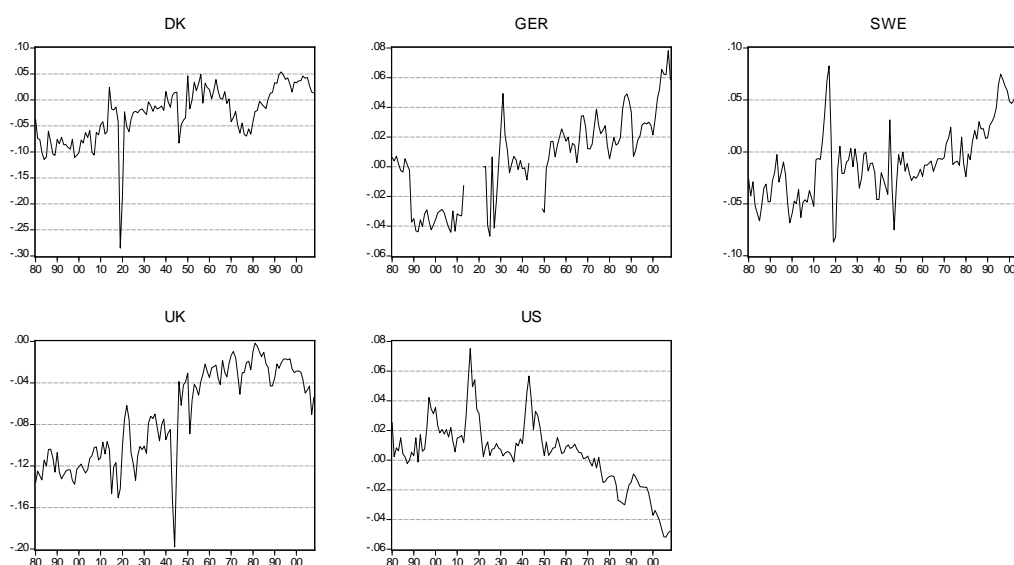
Professor Angus Maddison har tagit fram BNP data för 147 länder från år 1 fram till 2006. Angus Maddison använder så kallade Geary-Khamis dollars, eller International dollars när han beräknar sina BNP för att fördelarna är, som han själv uttrycker, "transitivity and other desirable properties" (Maddison, 2009). Geary-Khamis dollars innebär att man använder en hypotetisk växelkurs som i sin tur bygger på amerikanska dollarns värde vid en given tidpunkt, exempelvis år 2000. värdet beräknas som en kombination av PPP beräknade växelkurser och internationella genomsnittspriser på handelsvaror, det vill säga att det visar hur mycket en enhet lokal valuta är värt inom landet och kan användas till att jämföra både mellan länder och över tiden. Måttet har även använts av World Bank och IMF. Angus Maddison började arbeta för OECD 1953 och blev huvudansvarig för den ekonomiska avdelningen 1963. Ett problem med att använda internationella dollars är att de inte kan konverteras till en annan valuta genom att använda växelkurser utan måste beräknas med hjälp av landets PPP växelkurs som användes vid samma tillfälle som för beräkningarna.

(2)OECD och Penn World Table

OECD publicerar års-data av BNP/capita från år 1970 (Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2009). Efter att ha jämfört OECD med Penn World Table, PWT (Penn World Table), (vilken jag har förstått är en välanvänd källa) och konstaterat att deras data serierna är så gott som identisk väljs OECD BNP/capita data från 1970 fram till 2008. BNP serierna från OECD har därefter sammanställts med data från Angus Maddison genom att beräkna den procentuella förändringen och därefter till samma basår 1960=100 på samma sätt som med BNP.

Export, Import – data

Data för handelsbalansen i förhållande till BNP är hämtade från en sammanställning av Ekonomi Professor Michael Bordo (Bordo, 2009). Michael Bordo arbetar med monetär och finansiell historia och har skrivit ett antal papper inom ämnet. Michael Bordo tillhandahåller på sin hemsida en historisk databas som han själv har använt i sina papper och med väl dokumenterade källor. Datafilen och källhänvisningar finns tillgänglig på Michaels Bordos hemsida. (<http://michael.bordo.googlepages.com/home3>)

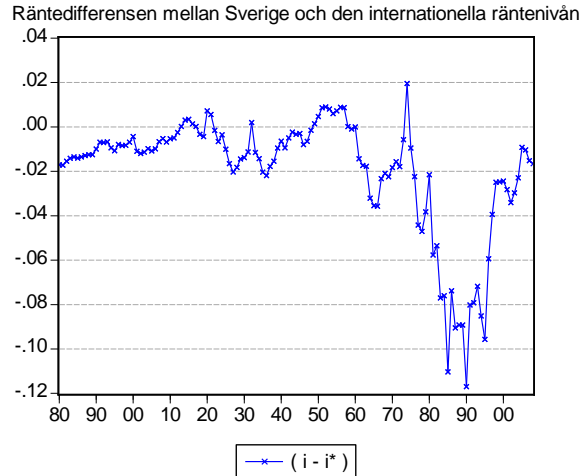


Graf (4-8), visar den summerade netto handelsbalansen som procent av BNP år 1880 till 2008

Graferna visar handel och uttrycks som % av BNP år 1880-1997 från Michael Bordos sammanställning. Efter 1997 har data för BNP och netto handel hämtats från OECD använts för att beräkna handel i % av BNP för åren 1997 till 2008.

Ränta

Räntan för de olika länderna är 10 års obligations ränta också hämtad från Michael Bordos hemsida fram till 1996. Efter 1996 är data hämtade från riksbankens hemsida 1996-2008. serierna från Michael Bordos har jämförts med de från Sveriges riksbank och är nästintill identiska.

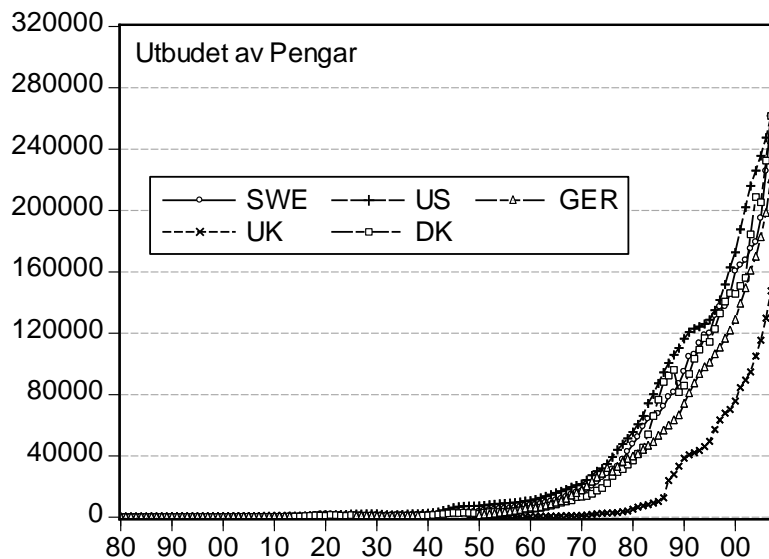


graf (9), Visar den Svenska räntenivån i förhållande till den internationella.

Eftersom jag kommer att anta att Sverige är en liten öppen ekonomi så antas räntenivån vara given och kan inte avvika från den internationella räntenivån på lång sikt. Den internationella räntan i den här studien kommer därför att beräknas som ett vägt medelvärde i förhållande till BNP/Capita för de länderna jag har med i undersökningen.

Utbudet av pengar

Utbudet av pengar är också sammanställt av Michael Bordo fram till år 1970, och består både av M2 och M3 vilket innebär utelöpande mynt och sedlar utanför banksystemet, samt bankernas inlåning samt bankcertifikat. Efter 1970 är data hämtad från OECD och är då M3 data fram till 2008.



Graf (10), visar utbudet av pengar i form av M3 och M2 år 1880 till 2008

I fallet med Tyskland så är data från 1990 då Tyskland inträdde i den europeiska monetära unionen (EMU) M3 för euro zonen. Utbudet av pengar är beräknat som den procentuella förändringen och sedan sammanställt med år 1880 = 100 som basår.

6 Metod

För att undersöka om PPP håller på lång sikt kommer tidsseriernas långsiktiga samband säkerställas genom att först med Augmented Dickey Fuller (ADF) och Phillip Peron (PP) enhetsrot test, testa om variablerna är stationära eller ej och därefter kommer eventuella långsiktiga kointegrations samband att fastställas med Engle Granger (EG) två stegs kointegrationstest.

Slutligen kommer en Error Correction Modell (ECM) att användas för att skatta seriernas kortsiktiga egenskaper genom att tiden i år det tar för modellen att korrigera 50 % av avvikelserna från den reella växelkursens långsiktiga jämvikt att beräknas.

När långsiktiga tidsserier hanteras är det viktigt att ta hänsyn till seriernas långsiktiga egenskaper. Ett problem med studier på tidsseriedata är att en regression med icke stationära variabler kan ge upphov till så kallade Spurious regression det vill säga nonsensresultat.

Matematiskt så är en stationär process en stokastisk process vars sannolikhetsfördelning inte varierar med tiden, vilket innebär att medelvärdet och variansen (om de existerar) inte heller varierar över tiden (Westerlund, 2005). Att medelvärdet och variansen är konstanta över tiden innebär att även om tiden går mot oändligheten kommer variabeln att pendla runt sitt medelvärde med lika stora avvikelser. En icke stationär variabel däremot kommer när tiden går mot oändligheten att förr eller senare också gå mot oändligheten.

Problemet med icke stationära variabler är att om vi inkluderar två, eller flera oberoende variabler som båda är icke-stationära i en regressionsmodell så kommer både R^2 - och t - statistiken att bli stora. Detta skulle innebära att variablerna är starkt linjärt relaterade trots att de i själva verket är helt oberoende. (Westerlund, 2005) Detta kallas "Spurious Regression". Problemet med icke-stationära variabler kan lösas antingen genom att variablerna differentieras till dess att de blir stationära, vilket då även skulle innebära att seriernas långsiktiga egenskaper skulle försvinna. Alternativet är om serierna är kointegrerade.

För att testa om variabeln är stationär eller ej, genom att testa om variabeln innehåller en enhetsrot används Augmented Dickey Fuller (ADF) och Phillips-Perron (PP).

Enhetsrot test

Augmented Dickey Fuller enhetsrot test bygger på vanliga Dickey Fuller (DF). Testet bygger i grunden på en autoregressiv modell av första ordningen, en (AR(1)) modell som kan skrivas som:

$$y_t = \rho_a y_{t-1} + u_t \quad (26)$$

Om medelvärdet ska kunna vara skilja från noll måste en konstat μ läggas till ekvationen. Vidare så subtraheras (y_{t-1}) bort från båda sidorna, vilket ger:

$$\Delta y_t = \mu_b + (\rho_b - 1)y_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (27)$$

Ekvationen beskriver nu första differensen av $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$, vilken är stationär om variabeln innehåller första ordningen enhetsrot. Genom att substituera $\gamma = (\rho_b - 1)$ skrivs ekvationen:

$$\Delta y_t = \mu_b + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (28)$$

Här efter kan en restriktion på parametern γ formulera hypotesen som ska användas för att genomföra ett enhetsrot test på Δy_t :

$$H_0: \gamma = 0 \text{ mot } H_1 = \gamma < 0 \quad (29)$$

Att $H_0: \gamma = 0$ innebär att $\gamma = \rho_b - 1 = 0$ det vill säga att ρ_b måste vara = 1. Att $\rho_b=1$ innebär att y_t i ekvation(26) endast beror på sitt föregående y_{t-1} och på feltermen u_t , vilket innebär att variabeln inte kommer att återvända till sitt medelvärde utan är icke stationär.

När Dickey Fuller används kan inte längre den vanliga t -fördelningen användas utan i stället används Dickey-Fuller τ -fördelningen. Fördelningen skiljer sig också beroende på vilka deterministiska komponenter vi har med i regressionen (intercept, linjär eller kvadratisk tidstrend och så vidare) (Westerlund, 2005)

Till skillnad mot om en den vanliga Dickey Fuller AR(1) modell används när den beroende variabeln y_t i själva verket följer en AR(p) process, där $(p) > 1$, kommer error termen att bli autokorrelerad, och på grund av bias (det vill säga skillnaden mellan variabelns förväntade värde och dess sanna värde) kommer den vanliga DF fördelningen inte längre vara användbar. Harris & Sollis(2005)

Den enkla Dickey Fuller AR(1) modellen tar hänsyn till första ordningens autokorrelation. ADF däremot tar även hänsyn till $p>1$ ordningens autokorrelation genom att inkludera flera laggade första differenser av y_t . ADF kan användas på AR(p) modeller genom att inkludera fler laggade p värden av Δy_t .

Problemet är att antalet laggade värden av Δy_t som måste användas är okänt. Används för många antal lagg kommer testets "power" att minska, medan för få antal lagg resulterar i att noll hypotesen förkastas när den är sann.

Problemet löses genom att initialt använda ett stort antal laggade värden av Δy_t och därefter ta bort variabler som inte är signifikanta (det vill säga ökar värdet på R^2 vilket i en linjär modell är det samma som att använda Akaike Information Criterion (AIC) för modellen.

Proceduren upprepas till dess att den sista laggade variabeln är signifikant och antalet kvarvarande laggar av Δy_t är då en skattning på p och error termen i den kvarvarande modellen inte längre är autokorrelerad. (Westerlund, 2005)

Genom att lägga till laggade värden av första differens av y_t för att ta hänsyn till autokorrelationen så den underliggande modellen inte är en AR(1) modell så kan den vanliga DF fördelningen användas.

Ett annat alternativ att hantera autokorrelation är att använda ett icke-parametiskt Phillips-Perron (PP) unit root test. Phillips-Perron hanterar eventuell bias till följd av autocorrelation i error termen genom att korrigera t-test statistiken.

För en närmare beskrivning av hur detta går till hänvisas till lämplig statistik bok, förslagsvis Harris & Sollis(2005)

Vanligtvis ger ADF och PP samma resultat, men eftersom unit root test ligger till grund för kointegrations test så kommer jag att använda båda testen.

Kointegrationstest

Om två eller flera serier har jämförbara långsiktiga egenskaper är serierna kointegrerade. Detta innebär att om en serie måste differentieras d antal gånger innan den blir stationär är serien integrerad av ordningen d vilket skrivs som $I(d)$. Om en linjär kombination av två serier x_t och y_t bildas, även då båda inte är integrerade av samma ordning kommer den resulterande serien att vara integrerad av den högsta ordningen av de två variablerna. Anledningen till detta är att om två serier är integrerade av olika ordning kommer den ena serien att ha konstant medelvärde medan den andras medelvärde kommer att driva över tiden, vilket i sin tur innebär att error termen mellan dem inte kommer att vara konstant över tiden.

För att två variabler ska vara kointegrerade måste två villkor vara uppfyllda. För det första så måste båda variablerna vara lika icke stationära och för det andra så måste error termen ε av en linjär kombination mellan variablerna vara stationär. Att error termen ε är stationär beror på att den stokastiska trenden i de båda icke stationära variablerna slår ut varandra. Om de stokastiska trenderna inte slår ut varandra kommer ε inte att vara stationär, utan fluktuera helt slumpmässigt. Om de båda variablerna är icke-stationära kan kointegration undersökas genom att undersöka om ε är stationär eller ej. Problemet är dock att ε inte är känd. En lösning är att med hjälp av Minsta kvadrat metoden (OLS) skatta residualen $\hat{\varepsilon}$ och sedan med ett unit root test undersöka om $\hat{\varepsilon}$ är stationär eller ej. (Westerlund, 2005)

Det finns ett antal standardiserade tester för kointegration. Engle Granger är det enklaste testet för att undersöka om det existerar maximalt ett kointegrations samband eller ej.

Engle Granger tvåstegsmetod bygger på att residualen $\hat{\varepsilon}$ skattas med OLS och därefter kontrolleras med ett enhetsrottest för att avgöra om $\hat{\varepsilon}$ är stationär eller ej.

Eftersom beräkningarna inte utförs direkt på data utan på de skattade residualerna $\hat{\varepsilon}$, har t-statistiken inte längre en Dickey-Fuller fördelning som i fallet med enhetsrotstestet. Att testet har en annan fördelning (medelvärde $\neq 0$ och skev fördelning) innebär i sin tur att de kritiska värdena för Dickey-Fuller inte kan användas utan i stället måste kritiska värden beräknade av MacKinnon användas (MacKinnon, 1991). Samtliga kritiska beräknas med hjälp av formeln:

$$C(p) = \phi_{\infty} + \phi_1 T^{-1} + \phi_2 T^{-2} \quad (31)$$

Där $C(p)$ är procent kritiskt värde vilket beräknas enligt tabellvärden för $\phi_{\infty} + \phi_1 T^{-1} + \phi_2 T^{-2}$ vilka är beroende på vilken typ av modell som kritiskt värde vill beräknas för. Samtliga tabell värden som använts presenteras i appendix (B) (Harris & Sollis 2003 sid 275)

Error correction modell

På samma sätt som Glen (Glen, 1992) och även Xu (Xu, 2002) kommer en error correction modell att användas för att avgöra tiden det tar i år för 50 % av avvikelserna till följd av en ekonomisk chock att korrigeras mot den långsiktiga jämvikten.

Felkorrigeringsmodeller är ett sätt att visa relationen mellan kointegrerade variabler. I en felkorrigeringsmodell beror förändringen i den undersökta variabeln dels på differentierade förklarande variablerna, det vill säga de kortsiktiga egenskaper och dels på variablerna i nivå, vilka avgör avvikelserna från det långsiktiga kointegrations sambandet. Modellen väger på så sätt in både de kortsiktiga avvikelserna och den långsiktiga jämvikten.

En felkorrigeringsmodell (ECM) innebär inte att fel korrigeras utan att både kortsiktiga och långsiktiga egenskaper tas hänsyn till när en modell skattas.

En singel ECM, med $n = 2$ skrivs som:

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_t)[y_{t-1} - \beta x_{t-1}] + u_t \quad (30)$$

Där $(1 - \alpha_t)$ är "speed of adjustment" och $[y_{t-1} - \beta x_{t-1}]$ är så kallade "long run effects". Genom att skatta α och därefter kan korrigeringstiden beräknas.

7 Empirisk analys

För att avgöra om variablerna är stationära eller ej, och av vilken ordning variablerna är integrerade används Augmented Dickey Fuller enhetsrottest (ADF) samt Phillips Peron (PP) enhetsrottest. Testen testar nollhypotesen H_0 : att serien innehåller en enhetsrot, det vill säga om serien är icke stationär. Testet utförs på så sätt att först testas variabeln i nivå. Om H_0 accepteras dras slutsatsen att serien innehåller en unit root, det vill säga är icke stationär. Om en variabel måste differentieras en gång för att bli stationär är variabeln integrerad av första ordningen, $I(1)$. Variabeln differentieras därför en gång och testas därefter ytterligare en gång för unit root med ADF och PP test. Om H_0 nu kan förkastas dras slutsatsen att variabeln är stationär (efter att ha differentierats en gång), det vill säga är integrerad av första ordningen $I(1)$. Om variabeln inte är stationär efter att ha differentierats en gång kommer variabeln att differentieras ytterligare en gång och därefter testas igen. Variablerna kommer att testas till dess att H_0 kan förkastas på 5 % signifikans nivå med båda testen.

Resultatet av ADF och PP enhetsrottest presenteras i Bilaga (2)

Samtliga variabler är integrerade av första ordningen $I(1)$, det vill säga stationära i första differensen, utom utbudet av pengar i Tyskland. Dock efter att ha visuellt undersökt utbudet av pengar för Tyskland kan konstateras att även MS för Tyskland är icke stationär i nivå, och stationär efter att ha differentierats en gång.

Huruvida variabler så som "räntedifferensen" och "summerad handelsbalans" på lång sikt är stationära eller ej, är problematiskt. Det är inte enligt ekonomisk teoretiskt möjligt att skillnaden i räntenivån mellan Sverige och den internationella nivån kan gå mot oändligheten på lång sikt (givet att inte växelkursen går mot oändligheten samtidigt). Det är inte heller särskilt troligt att ett lands summerade handelsbalans kommer att tillåtas att bli oändligt stor. Detta skulle innebära att variablerna på lång sikt borde vara stationära.

Dock så visar enhetsrot test att variablerna under perioden är icke stationära vilket innebär att undersökningstiden inte är tillräckligt lång för att fånga seriernas långsiktiga egenskaper. Även om den ekonomiska tolkningen blir aningen svårtolkad kommer i räntedifferensen och den summerade handelsbalansen (även under vetskaper att variablerna på väldigt lång sikt är stationära) användas för att fånga de kortsiktiga egenskaperna. För intresserade läsare inom ämnet hänvisas till studier av Hjalmarsson, Erik och Österholm, Pär (Hjalmarsson & Österholm, 2007) som behandlar ämnet, samt Granger och Swanson (Granger & Swanson, 1996) som visar att kointegration är användbart även då variabler är nära stationära.

Kointegrationstest

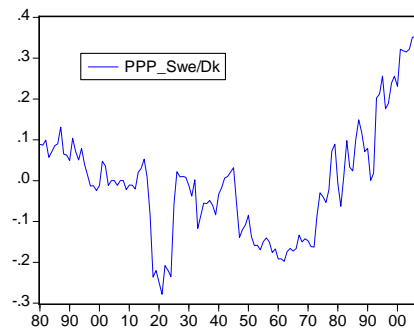
Variablernas långsiktiga kointegrations samband testas med Engle Granger kointegrations test. Samtliga resultaten av Engle Granger kointegrations test finns i tabell (3).

Eftersom resultatet av kointegrationsanalysen ligger till grund för om modellen håller eller ej kommer en relativt hård beslutsregel att användas:

Om ADF och PP enhetsrottest av residualerna från OLS kommer fram till olika resultat kommer slutsatsen dras att H_0 förkastas till den lägsta signifikansnivån av de två testresultaten. Dock måste både ADF och PP förkasta H_0 på minst 5 % signifikansnivå för att mothypotesen ska kunna accepteras.

Samtliga resultat med kritiska värden presenteras i bilaga (1) samt presenteras en sammanställning i tabell (3)

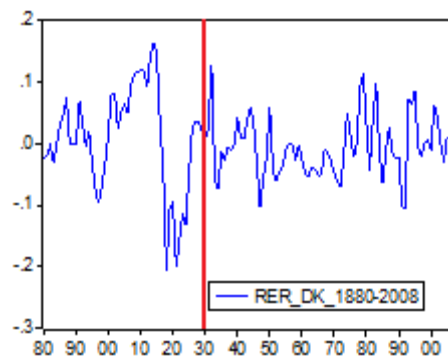
För **Danmark** kan H_0 , att residualen innehåller en enhetsrot, inte förkastas på 5 % signifikansnivå för någon av modellerna. Graf (10) visar modell (1) för Danmark.



Graf (10), visar modell(1), den PPP beräknade växelkursen mellan Sverige och Danmark år 1880 till 2008, för vilken H_0 förkastas på 5 % signifikans nivå

Diagrammet visar tydligt att den PP beräknade reella växelkursen för Danmark inte är stationär. Dock så ser det ut som om det finns en trend i den reella växelkursen. Frågan är nu om trenden kan förklaras av någon av de andra modellerna.

Graf (11) visar modell (11) för Danmark. Modell 11 testas att med samtliga variabler förklara avvikelse från PPP.



Graf (11), visar Modell (11) för Danmark, med samtliga variabler.

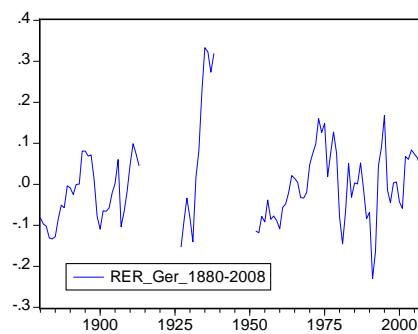
Graf (11) visar tydligt att den reella växelkursen nu är betydligt mer stationär än om bara prisdifferenser i modell (1) inkluderades. Dock kan H_0 , att residualen innehåller en enhetsrot fortfarande inte förkastas på 5 % signifikansnivå även för modell (11).

Genom att visuellt inspektera Graf (11) ser det ut som om att modellen håller bättre efter år 1930, eller att en dummy variabel eventuellt kan användas år 1918-1924 för att kompensera för den kraftiga avvikelsen under dessa åren.

För att testa detta används en paus (Break), samt en dummy=1, 1918 till 1924.

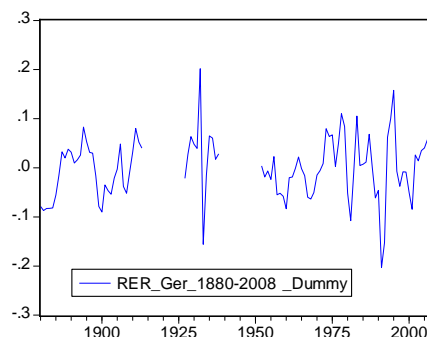
Efter att ha genomfört ADF samt PPP test bekräftas misstanken och efter 1930 kan H_0 förkastas med både ADF och PP på 1 % signifikansnivå. Före 1930, kan H_0 inte förkastas då beslutsregeln bygger på att både ADF och PP måste förkastas på minst 5 % signifikans nivå.

Tyskland har på grund av första och andra världskriget stora avvikelser i sina data serier och det är därför inte särskilt troligt att någon av modellerna kommer att hålla. Resultatet visar att H_0 : att serierna innehåller en enhetsrot inte kan förkastas för samtliga modeller och mothypotesen att residualerna är stationära förkastas på 5 % signifikansnivå.



Graf (12) modell (11) för Tyskland.

Åren 1914-1926 samt 1946 till 1951 helt har uteslutits helt på grund av hyperinflationen och brist på data. Därför införs på samma sätt som för Danmark en Dummy variabel under andra världskriget 1932 till 1946 för att se om detta kan förbättra resultatet.



Graf (12)Modell (11) Tyskland med Dummy 1932 till 1946

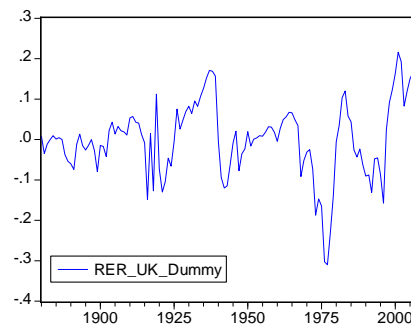
Resultaten efter att en dummy variabel använts visar att PPP nu håller och att H_0 , att residualen innehåller en enhetsrot nu kan förkastas på 5 % signifikans nivå med både ADF och PP enhetsrotttest.

Resultaten för Tyskland bör dock tas med en nypa salt då omfattande restriktioner har gjorts på data materialet. Inga restriktioner på datamaterialet efter 1946 har dock gjorts varpå en paus används för att kontrollera hur PPP håller efter andra världskriget.

ADF eller PP testresultatet efter 1946 är väldigt splittrat. Dock kan inte med både ADF och PP H_0 , förkastas på 5 % signifikans nivå.

För **UK** kan H_0 , att residualen innehåller en enhetsrot inte förkastas för någon av modellerna.

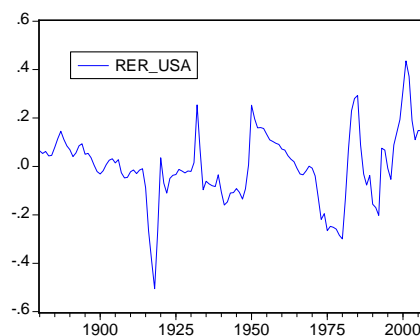
På samma sätt som för Tyskland används en Dummy variabel mellan år 1917 till 1919. Resultatet av dummy variabeln visar att modell 2, det vill säga med produktivitetsdifferenser, nu håller på minst 5 % signifikansnivå.



Graf (13) Modell (2) för UK inklusive en Dummy mellan år 1917 till 1919.

I övrigt är resultatet det samma att samtliga övriga modeller inte håller.

För **USA** håller modell 1 (PPP) det vill säga att H_0 förkastas på minst 5 % signifikans nivå med både ADF och PP test. USA är därmed det enda landet för vilket absolut PPP håller för hela perioden utan att inkludera en Dummy variabel eller paus.



Graf (14) Modell (1) för USA

Dock så genomförs på samma sätt som för Danmark test att med hjälp av en paus kontrollera om hela modellerna håller bättre efter 1930.

Resultatet visar H_0 inte kan förkastas efter 1930, men däremot kan H_0 förkastas på 1 % signifikans nivå före 1930, det vill säga att modell 11 håller 1880 -1930.

Resultatet för kointegrationsanalysen sammanfattas i tabell (3) där modellerna som håller på minst 5 % signifikans nivå markeras med (**) och på 1 % signifikans nivå med (***) och i annat fall för de modeller som förkastas markeras med (-). Modeller markerade med (x) är inte testade.

Modell	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	11:A	11:B		
													Före 1930	Efter 1930	
DK	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	***
GER	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
GER (D)	**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
GER (BR)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X	X
UK	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
UK (D)	-	**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
US	**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	***	-	-

Tabell (3), Visar en sammanställning av kointegrationstestresultaten där(**) innebär att modellen håller på 5 % signifikansnivå med både ADF och PP enhetsrotttest. (***) innebär att modellen håller på 1 % signifikansnivå med både ADF och PP enhetsrotttest. (-) innebär att modellen inte håller och (x) innebär att modellen inte har testats.

Samtliga ADF och PP resultat presenteras i bilaga 1

Felkorrigeringsmodell

För de modeller där kointegration existerar kan en felkorrigeringsmodell, Error Correction Modell (ECM) användas för att få en uppfattning om hur avvikelserna från PPP korrigeras på kort sikt. Rogoff (Rogoff, 1996) startade trenden med att införa ett mått för hur lång tid i år det tar att korrigera 50 % av avvikelserna från den långsiktiga jämvikten. Rogoff beräknade felkorrigeringstiden till 5 år. Därefter har bland andra Xu (Xu, 2002) följt efter och beräknat felkorrigeringstiden till 3,5 år.

Resultatet av ECM visas i tabell (4)

Modell	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	11:A		11:B	
	PPP	BS	UIP	TB	MS	BS+TB	UIP+TB	BS+UIP	BS+UIP+TB	BS+UIP+TB+MS	BS+UIP+TB+MS	BS+UIP+TB+MS+Dummy	Före 1930	Efter 1930	
DK	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.551600 (0.0000)
GER	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
GER (D)	-0.161887 (0.0016)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
GER (TR)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X	X
UK	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
UK (D)	-	-0.117485 (0.0112)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X	X
US	-0.152725 (0.0015)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.612388 (0.0000)

Tabell(4), Visar estimat av $(1 - \alpha_t)$, från EC modellen (speed of adjustment) samt p värdena inom parantes.

Felkorrigeringstiden varierar för de modeller där kointegration kunde konstateras. Snabbast korrigerings tid har USA före 1930 där 61 % av avvikelserna korrigerades varje period, det vill säga mindre än ett år. Dock så bygger modellen på data innan börskraschen i New York och starten på "the great depression". För Danmark efter 1930 beräknas felkorrigeringstiden till under ett år då 55

% av avvikelserna korrigerades på ett år. För övriga länder är korrigeringsstiden mellan 4 och 6,3 år. Samtliga resultat presenteras i tabell (5)

ECM	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	11:A	11:B	
	PPP	BS	UIP	TB	MS	BS+TB	UIP+TB	BS+UIP	BS+UIP+	BS+UIP+TB+	BS+UIP+T	BS+UIP+TB+M	B-S+UIP+TB+MS+Break	
									TB	MS-(P)	B+MS	S+Dummy	Före 1930	Efter 1930
DK	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	> 1 år
GER	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	x
GER (D)	4 år	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	x
GER (TR)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	x	x
UK	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	x
UK (D)	-	6,3 år	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	x
US	4,2 år	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	> 1 år	-

Tabell (5) visar resultatet av felkorrigeringsstiden i år för 50 % av avvikelserna från den långsiktiga jämvikten.

Efter att en felkorrigeringsmodell har skattats och halveringskorrigerings tiden har beräknats, återstår att jämföra beta estimat av de olika variablerna i modellerna där kointegrations kunde konstateras. Beta estimaten bör enligt modellen ha negativa tecken förutom för tb_t^* eftersom växelkursen s uttryckt som $sek/*$ beror positivt på den utländska summerade handelsbalansen.

Hela modellen skriv som:

$$s_t = \beta_0 - \beta_1(p - p^*) - \beta_2(\log_{BNP/C} - \log_{BNP/C}^*) - \beta_3(i - i^*) + \beta_4(tb_t^{Swe}) - \beta_5(tb_t^*) - \beta_6(ms - ms^*) + \varepsilon$$

Beta estimat av modellerna

Land	DK(B)	GER (D)	UK(D)	US	US(B)
Modell	(10:B), Hela modellen Före år 1930	(1), Absolut PPP (Dummy)	(2), B-S (Dummy)	(1), Absolut PPP	(10:B), Hela modellen Efter år 1930
β_1 (P)	-0.577158	-0.351996	-0.410661	-0.265676	0.181348
β_2 (B-S)	0.079049		-0.122215		-0.294921
β_3 (UIP)	-0.173411				7.990895
β_4 (tb_Swe)	0.401270				-0.339772
β_5 (tb*)	-0.143639				-0.020174
β_6 (MS)	-0.042394				0.087954

Tabell (6) beta estimat av modellerna där kointegration kunde konstateras.

Anledningen till att beta estimaten inte helt stämmer överens med modellen beror på specifika omständigheter under perioden och inte på att modellen är felkonstruerad. Exempelvis så stämmer samtliga variabler för Danmark utom produktivitsdifferensen, vilket kan bero på att produktiviteten i Danmark och Sverige under perioden är väldigt lika och därför är betaestimatet på 0,08 också litet, det vill säga påverkar modellen väldigt lite.

För Tyskland och USA är $\beta_1 = -0,35$, och $-0,26$, vilket stämmer med modellen. För Storbritannien är $\beta_2 = -0,12$ vilket stämmer med B-S modellen och innebär att 12 % av avvikelserna från PPP kan förklaras med produktivitsdifferensen mellan länderna.

För hela modellen i fallet med USA har samtliga beta estimerat för samtliga variabler utom produktivitetsdifferensen och USAs summerade handelsbalans fel tecken. Att beta estimerat har fel tecken kan bero på att den nominella växelkursen mellan Sverige och USA inte påverkas av variablerna i undersökningen utan drivs av andra ekonomiska krafter, exempelvis spekulationer. Det geografiska avståndet kan ha spelat in, och förtroendet för svenska kronan kan ha spelat roll under 1900-talet. Exempelvis har Sverige under 1900-talet två gånger varit tvunget att överge valutasamarbete på grund av spekulationer mot den svenska valutan. Första gången var 1931 då Sverige tvingades att lämna guldmynntfoten och en andra gång 1992 på grund av att förtroendet för den svenska kronan var skadat på efter devalveringarna under 80-talet.

Slutsats.

I totalt 5 av 82 skattade modeller kunde långsiktig kointegrations konstateras, med en felkorrigerings halveringstid på mellan >1 och 6,3 år. Resultatet visar att även om långsiktig data används mellan geografiskt närliggande eller ekonomiskt utvecklade länder, samt att avvikelser försöker att förklaras med olika variabler så håller PPP dåligt. Dock ska tilläggas att kvaliteten på historisk data är svår att fastställa, samt att kombinationer av flera olika källor av egen erfarenhet sällan ger några bra resultat. Med vetskapen om att kvaliteten på datamaterialet är svår att avgöra har en relativt hård beslutsregel använts. Både ADF och PP enhetsrottest var tvungna att förkasta H_0 : att serierna innehåller en enhetsrot på 5 % signifikans nivå för att alternativet att serierna är stationära skulle accepteras. Om beslutsregeln att endast ett av testen skulle förkasta H_0 på 5 % signifikansnivå hade varit tillräckligt för att alternativet skulle godtas hade 35 av 82, i stället för 5 av 82 skattade modeller accepterats.

Sammanfattningsvis kan sägas att huruvida PPP håller eller ej är fortfarande inte en enkel fråga att besvara. Efterhand som mer och framförallt bättre data blir tillgänglig så kommer antagligen även PPP testresultaten att bli bättre.

Litteraturförteckning

1. Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal. *The Journal of Political Economy*, 584–596.
2. Bordo, M. (05 11 2009). <http://michael.bordo.googlepages.com/home3> 2009
3. Cassel, G. (1922). Penningväsendet efter 1914.
4. De Gregorio, J., & Wolf, D. (1994). *Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate*. NBER Working Paper Series, Working Paper No. 4807.
5. Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics.
6. The Economist. (04 02 2009). www.economist.com/markets/indicators/displaystory.cfm?story_id=E1_TPDVVGVD
7. Edvinsson, R. (10 01 2010). <http://www.historia.se/Exchangerates.xls>
8. Engel, C. (1993). Real exchange rates and relative prices: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32, 35–50.

9. *Forex*. (05 12 2009). www.Forex.se
10. Frenkel, J. A. (1980). *Flexible exchange rates in the 1970's*. NEBR.
11. Glen, J. D. (1992). Real exchange rates in the short, medium, and long run. *Journal of International Economics* , 147-166.
12. Granger, C., & Swanson, P. (1996). Future Developments in the Study of Cointegrated Variables. 537-553.
13. Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*.
14. Harrod, R. F. (1933). *International Economics*, Nisbet & Cambridge University Press.
15. Hjalmarsson, E., & Österholm, P. (2007). *Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
16. Hooper, P., & Morton, J. (1982). Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination. *Journal of international money and finance* , 39-56.
17. Jonung, L. (2000). Från guldmyntfot till inflationsmål -svensk stabiliseringspolitik under det 20:e seklet. *Ekonomisk Debatt 2000, årg 28, nr 1* .
18. Kenneth A. Froot, K. R. (1994). Perspectives on PPP and Long Run Real Exchange Rates.
19. Lobell, H. (10 08 2009)
www.riksbank.com/upload/Dokument_riksbank/Monetar_hist/ExchangeRates1800_1914.xls
20. MacDonald, R., & Ricci, L. (2001). *PPP and the Balassa Samuelson Effect: The Role of the Distribution Sector*. March, Washington D.C: IMF Working Paper No. 38.
21. MacKinnon, J. (1991). Critical values for cointegration tests. In: *Engle, R.F., Granger, C.W. (Eds.), Longrun Economic Relationships: Readings in Cointegration*. Oxford University Press .
22. Maddison, A. (06 08 2009)
www.ggdc.net/maddison/Historical_Statistics/BackgroundHistoricalStatistics_09-2008.pdf
23. *Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)*. (22 11 2009)
www.oecd.org den 22 11 2009
24. *Penn World Table*. (22 11 2009) http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt61_form.php
25. Persson, K. (2008?) Valutamarknadens effektivitets, En studie av växelkurser utifrån UIP med förväntningar
26. Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature* , 647–668.

27. Samuelson, P. A. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics* , 335–346.
28. Sarno, L., & Taylor, M. P. (2002). *Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate*. Centre for Economic Policy Research.
29. Scansoft. (2005). Scansoft Omnipage 15.0. *Programvara*
30. *Statistiska centralbyrån*. (01 12 2009). www.scb.se/Pages/TableAndChart____142265.aspx
31. *Svenska riksbanken*. (u.d.). (01 12 2009) www.riksbank.se/templates/stat.aspx?id=15882
32. *Sveriges riksbank årsbok* . (1668-1918-1924, 1931 vol. V). Svenska riksbanken.
33. Taylor, A. M. (1996). International Capital Mobility In History Purchasing Power.
34. Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *NEBR* .
35. Taylor, L. S. (2001). Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate.
36. Tintin, C. (2009). *Testing the Balassa-Samuelson Hypothesis: Evidence from 10 OECD Countries*.
37. Westerlund, J. (2005). *Introduktion till Ekonometri*.
38. Xu, Z. (2002). Purchasing power parity, price indices, and exchange rate forecasts. *Journal of International Money and Finance* .

Appendix A: MacBook Prisundersökning

Priserna på en Apple MacBook dator med samma prestanda har hämtats från Apples online-butik i respektive land vid samma tillfälle. Valutakurserna är hämtade från Forex.se (Forex, 2009) valutakurshemsida.

MacBook
Prisundersökning

	Lokal valuta		i Svenska kronor	% billigare (dyrare)
Danmark	7199	DKK	10388 SEK	(3.8)
Tyskland	899	€	9688 SEK	3,2
Sverige	9995	SEK	9995 SEK	0
Storbritanien	799	£	9560 SEK	4,6
USA	999	\$	7328 SEK	36,4

(Tabell: 10) Pris på en MacBook i lokal valuta och i Svenska kronor

Appendix B: Tabell för att beräkna kritiska värden

DATA		$-\infty$	-1	-2
	%			
2 c	1	-3,9001	-10,534	-30,3
	5	-3,3377	-5,967	-8,98
	10	-3,0462	-4,069	-5,73
2 ct	1	-4,3266	-15,531	-34,03
	5	-3,7809	-9,421	-15,06
	10	-3,4959	-7,203	-4,01
3 c	1	-4,2981	-13,79	-46,37
	5	-3,7429	-8,352	-13,41
	10	-3,4518	-6,241	-2,79
3 ct	1	-4,6676	-18,492	-49,35
	5	-4,1193	-12,024	-13,13
	10	-3,8344	-9,188	-4,85
4 c	1	-4,6493	-17,188	-59,2
	5	-4,1	-10,745	-21,57
	10	-3,811	-8,317	-5,19
4 ct	1	-4,9695	-22,501	-50,22
	5	-4,4294	-14,501	-19,54
	10	-4,1474	-11,165	-9,88
5 c	1	-4,9587	-22,14	-37,29
	5	-4,4185	-13,641	-21,16
	10	-4,1327	-10,638	-5,48
5 ct	1	-5,2497	-26,606	-49,56
	5	-4,7154	-17,432	-16,5
	10	-4,4345	-13,654	-5,77
6 c	1	-5,24	-26,278	-41,65
	5	-4,7048	-17,12	-11,17
	10	-4,4242	-13,347	0
6 ct	1	-5,5127	-30,735	-52,51
	5	-4,9767	-20,883	-9,05
	10	-4,6999	-16,445	0

Tabell till att beräkna kritiska värden för Engle och Granger kointegrations test är hämtad från Harris och Sollis 2003 sid 275

Bilaga 1:A Engle Granger kointegrationstestresultat modell 1-8

Engle Granger Kointegrationstest (Modell 1-8)			1	2	3	4	5	6	7	8	
			PPP	B-S	UIP	TB	MS	B-S+TB	UIP+TB	B-S+UIP	
Modell			$s=(\ln(p^*)-\ln(p))$	$s=(\ln(p^*)-\ln(p)+(\ln(\text{PRO}^*)-\ln(\text{PRO})))$	$s=(\ln(p^*)-\ln(p)+(\ln(\text{UIP}^*)-\ln(\text{UIP})))$	$s=(\ln(p^*)-\ln(p)+(\ln(\text{tb}_*)-\ln(\text{tb_swe})))$	$s=(\ln(\text{MS}^*)-\ln(\text{MS}))$	$s=(\ln(p^*)-\ln(p)+(\ln(\text{PRO}^*)-\ln(\text{PRO}))+(\ln(\text{tb}_*)-\ln(\text{tb_swe})))$	$s=(\ln(p^*)-\ln(\text{UIP}^*)-\ln(\text{UIP}))+(\ln(\text{tb}_*)-\ln(\text{tb_swe})))$	$s=(\ln(p^*)-\ln(p)+(\ln(\text{PRO}^*)-\ln(\text{PRO}))+(\ln(\text{UIP}^*)-\ln(\text{UIP})))$	
			N=2	N=3	N=3	N=4	N=2	N=5	N=4	N=4	
DK	T=128	ADF	c	-0.914641	-1.085336	-1.387303	-4.481265 **	-2.601648	-4.455902 *	-4.606851 **	-4.606851 **
			ct	-1.373639	-1.465596	-1.549683	-4.596725 **	-2.560899	-4.555449 *	-4.786395 **	-4.786395 **
		PP	c	-0.925234	-0.954023	-1.498878	-4.123090 *	-2.773357	-3.850258	-3.992791 *	-3.992791 *
		ct	-1.268858	-1.239565	-1.637591	-4.223944	-2.560899	-3.934603	-4.387863 *	-4.387863 *	
GER	T=110	ADF	c	-1.466781	-1.483247	-1.565436	-2.544454	0.364243	-2.394883	-2.544936	-2.544936
			ct	-1.427085	-1.443738	-1.520938	-2.514585	-2.845214	-2.379803	-2.514407	-2.514407
		PP	c	-1.648772	-1.656656	-1.697476	-2.714662	0.275422	-2.631143	-2.721818	-2.721818
			ct	-1.624597	-1.633034	-1.667901	-2.691422	-2.835464	-2.624362	-2.698056	-2.698056
GER(D)	T=110	ADF	c	-4.552330 ***	-4.577073 ***	-4.735373 ***	-5.338317 ***	-0.813627	-5.482424 ***	-5.347973 ***	-5.347973 ***
			ct	-4.551211 ***	-4.578158 **	-4.725117 **	-5.304596 ***	-3.167559	-5.457589 **	-5.314111 ***	-5.314111 ***
		Dummy:	PP	c	-3.499092 **	-3.521131 *	-3.454385	-4.152813 *	-0.830399	-4.248138 *	-4.153711 *
		ct	-3.499312	-3.522806	-3.443029	-4.114457	-3.166634	-4.220441	-4.115515	-4.115515 *	
GER (BR)	T=57	ADF	c	-3.756734 **	-4.006771 **	-4.993282 ***	-5.001678 ***	0.239667	-5.022507 **	-5.174215 ***	-5.174215 ***
			ct	-3.815090 *	-4.009014 **	-4.949985 ***	-4.955682 **	-2.534158	-4.977369 **	-5.126333 ***	-5.126333 ***
		Break:	PP	c	-2.994470	-2.974254	-3.743627 *	-3.445729	-0.087245	-3.524102	-3.502922
		ct	-2.897629	-2.933618	-3.662963 *	-3.389388	-2.484773	-3.447548	-3.441288	-3.441288	
UK	T=127	ADF	c	-1.484554	-4.475600 ***	-2.225501	-1.966550	-0.605270	-4.822455 **	-2.352255	-2.352255
			ct	-2.649109	-4.463151 **	-2.832211	-1.870756	-2.110705	-4.883287 **	-2.401552	-2.401552
		PP	c	-1.345894	-3.652209 *	-2.308983	-1.752886	-0.838029	-3.953017	-2.501359	-2.501359
		ct	-2.274056	-3.639186	-2.977733	-1.501566	-1.894954	-3.981541	-2.581333	-2.581333	
UK (D)	T=127	ADF	c	-1.746320	-3.892246 **	-2.228299	-1.784921	-1.170855	-4.406101 *	-2.369917	-2.369917
			ct	-1.679375	-3.893952	-2.843608	-1.603468	-2.267087	-4.400238	-2.417690	-2.417690
		Dummy:	PP	c	-1.765499	-4.028175 **	-2.299592	-1.731082	-0.928783	-4.581010 **	-2.487818
		ct	-1.801615	-4.028979 *	-3.025512	-1.458413	-1.951541	-4.576134 *	-2.564503	-2.564503	
US	T=127	ADF	c	-4.605307 ***	-4.631552 ***	-4.579065 ***	-5.574103 ***	-1.629400	-5.535443 ***	-5.576755 ***	-5.576755 ***
			ct	-4.623749 ***	-4.627411 **	-4.600683 **	-5.540713 ***	-4.716935 **	-5.501135 ***	-5.543500 ***	-5.543500 ***
		PP	c	-3.690087 **	-3.657291 *	-3.682844 *	-3.930155 *	-1.782761	-4.024926	-3.962273 *	-3.962273 *
		ct	-3.707499 *	-3.654309	-3.703121	-3.883698	-3.598697 *	-3.986393	-3.915825	-3.915825	

Bilaga 1: B Engle Granger kointegrationstestresultat modell 8-11

Engle Granger Kointegrationstest (Modell 8-11)

		8		9		10		11		11:A		11:B		
		B-S+UIP		B-S+UIP+TB		B-S+UIP+TB+MS (-P)		B-S+UIP+TB+MS		B-S+UIP+TB+MS+Dummy		B-S+UIP+TB+MS+Break		
Modell		$s=(\ln(p^*)-\ln(p))+(\ln(\text{PRO}^*)-\ln(\text{PRO}))+(\ln(\text{UIP}^*)-\ln(\text{UIP}))$		$s=(\ln(p^*)-\ln(\text{PRO}^*)-\ln(\text{PRO}))+(\ln(\text{UIP}^*)-\ln(\text{UIP}))+(\ln(\text{tb}_{\text{swe}}^*)-\ln(\text{tb}_{\text{swe}}))$		$s=(\ln(\text{PRO}^*)-\ln(\text{PRO}))+(\ln(\text{UIP}^*)-\ln(\text{UIP}))+(\ln(\text{tb}_{\text{swe}}^*)-\ln(\text{tb}_{\text{swe}}))+(\ln(\text{MS}^*)-\ln(\text{MS}))$		$s=(\ln(p^*)-\ln(\text{PRO}^*)-\ln(\text{PRO}))+(\ln(\text{UIP}^*)-\ln(\text{UIP}))+(\ln(\text{tb}_{\text{swe}}^*)-\ln(\text{tb}_{\text{swe}}))+(\ln(\text{MS}^*)-\ln(\text{MS}))$		T_dummy=77		T_Break=127		
		N=4		N=6		N=6		N=7		D_1918-1924		1880 - 1930 1930 - 2008		
DK	T=128	ADF	c	-4.606851 **	-4.578363 *	-3.905445	-4.809558 *	-4.340684	-3.099590	-7.013667 ***				
			ct	-4.786395 **	-4.740902	-3.951163	-4.815470	-4.342205	-3.146766	-6.989321 ***				
		PP	c	-3.992791 *	-3.964926	-3.493393	-4.992550 **	-5.680666 ***	-3.197422	-5.938744 ***				
			ct	-4.387863 *	-4.090717	-3.536384	-5.000214 *	-5.677136 **	-3.237433	-5.926410 ***				
GER	T=110	ADF	c	-2.544936	-2.386555	-2.207495	-3.228672	-4.809558 *	-4.809558 *					
			ct	-2.514407	-2.376991	-1.899511	-4.815470	-3.177044	-3.177044					
		PP	c	-2.721818	-2.562335	-1.864172	-2.814543	-2.814543	-2.814543					
			ct	-2.698056	-2.559008	-1.635781	-2.756682	-2.756682	-2.756682					
GER(D)	T=110	ADF	c	-5.347973 ***	-5.595228 ***	-2.292420	-6.565793 ***	-6.565793 ***	-6.565793 ***					
			ct	-5.314111 ***	-5.572103 **	-1.998595	-6.551859 ***	-6.551859 ***	-6.551859 ***					
		PP	c	-4.153711 *	-4.066078	-1.498983	-4.406699	-4.406699	-4.406699					
			ct	-4.115515 *	-4.037314	-1.419053	-4.351974	-4.351974	-4.351974					
GER (BR)	T=57	ADF	c	-5.174215 ***	-5.168870 **	-2.949072	-4.479453	-4.479453	-4.479453					
			ct	-5.126333 **	-5.121606 *	-2.896209	-4.463939	-4.463939	-4.463939					
		PP	c	-3.502922	-3.543327	-2.947544	-4.660928 *	-4.660928 *	-4.660928 *					
			ct	-3.441288	-3.480838	-2.891619	-4.647675	-4.647675	-4.647675					
UK	T=127	ADF	c	-2.352255	-4.663005 **	-2.911264	-3.866995	-3.866995	-3.866995					
			ct	-2.401552	-4.710255 *	-2.911139	-3.871879	-3.871879	-3.871879					
		PP	c	-2.501359	-3.830476	-3.309645	-3.796275	-3.796275	-3.796275					
			ct	-2.581333	-3.451240	-3.316101	-3.793391	-3.793391	-3.793391					
UK (D)	T=127	ADF	c	-2.369917	-4.386921	-3.305977	-4.479453	-4.479453	-4.479453					
			ct	-2.417690	-4.380269	-3.302871	-4.463939	-4.463939	-4.463939					
		PP	c	-2.487818	-4.563863 *	-3.565672	-4.660928 *	-4.660928 *	-4.660928 *					
			ct	-2.564503	-4.558114	-3.566109	-4.647675	-4.647675	-4.647675					
US	T=127	ADF	c	-5.576755 ***	-5.538920 ***	-4.794987 *	-5.765337 ***	-5.765337 ***	-5.765337 ***	-5.051537 **	-6.869027 ***	-3.897806		
			ct	-5.543500 ***	-5.504686 **	-4.983671 **	-5.732231 **	-5.732231 **	-5.019583 *	-6.809867 ***	-3.867653			
		PP	c	-3.962273 *	-4.039029	-3.818291	-3.825099	-3.825099	-4.236348	-6.321438 ***	-3.317233			
			ct	-3.915825	-4.000313	-3.831830	-3.794804	-3.794804	-4.210017	-6.697984 ***	-3.287585			

Bilaga (2) Enhetsrottresultat

Land Test	VARIABEL												
	PRO				i				TB				
	ADF		PP		ADF		PP		ADF		PP		
	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	
Dk	C	-1.420481 (0.5704)	-10.26012 (0.0000)	-1.420481 (0.5704)	-10.22124 (0.0000)					-0.725231 (0.8356)	-7.215150 (0.0000)	-1.107557 (0.7116)	-7.499176 (0.0000)
	TC	-1.989859 (0.6010)	-10.22850 (0.0000)	-1.989859 (0.6010)	-10.18715 (0.0000)					-3.163619 (0.0966)	-8.178239 (0.0000)	-3.238238 (0.0817)	-8.264562 (0.0000)
Ger	C	-2.647563 (0.0868)	-7.172458 (0.0000)	-2.075078 (0.2551)	-6.696352 (0.0000)					1.066884 (0.9971)	-9.092871 (0.0000)	0.836830 (0.9943)	-9.023381 (0.0000)
	TC	-3.025970 (0.1301)	-7.139149 (0.0000)	-2.382783 (0.3864)	-6.649583 (0.0000)					-1.241713 (0.8970)	-9.690805 (0.0000)	-1.281388 (0.8879)	-9.592980 (0.0000)
Uk	C	-1.352871 (0.6033)	-9.058573 (0.0000)	-1.177185 (0.6830)	-8.885828 (0.0000)					-1.853774 (0.3532)	-3.238269 (0.0201)	-2.397229 (0.1445)	-6.739526 (0.0000)
	TC	-1.957399 (0.6184)	-9.059044 (0.0000)	-1.717870 (0.7378)	-8.881868 (0.0000)					-1.800189 (0.6989)	-4.006769 (0.0109)	-1.807077 (0.6958)	-6.657797 (0.0000)
US	C	-2.553726 (0.1055)	-8.716877 (0.0000)	-2.242268 (0.1926)	-8.430231 (0.0000)					0.627241 (0.9900)	-5.879080 (0.0000)	0.971827 (0.9962)	-5.888586 (0.0000)
	TC	-3.627071 (0.0314)	-8.681549 (0.0000)	-3.232956 (0.0827)	-8.384944 (0.0000)					-0.000976 (0.9959)	-6.953552 (0.0000)	0.395530 (0.9989)	-6.218076 (0.0000)
Work	C	-1.604886 (0.4771)	-8.338501 (0.0000)	-1.576314 (0.4917)	-8.003356 (0.0000)	-2.307546 (0.1712)	-10.65419 (0.0000)	-2.393734 (0.1455)	-10.66565 (0.0000)				
	TC	-3.250808 (0.0795)	-8.310507 (0.0000)	-2.710130 (0.2344)	-7.967474 (0.0000)	-2.712176 (0.2336)	-10.61897 (0.0000)	-2.824634 (0.1913)	-10.62857 (0.0000)				
Land Test	P				S				MS				
	ADF		PP		ADF		PP		ADF		PP		
	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	Level	First diff	
Dk	C	-2.182178 (0.2139)	-9.034927 (0.0000)	-2.436734 (0.1338)	-9.368783 (0.0000)	-0.901194 (0.7851)	-9.468671 (0.0000)	-1.181432 (0.6812)	-9.696694 (0.0000)	-2.669578 (0.0822)	-11.02080 (0.0000)	-3.395070 (0.0129)	-12.17471 (0.0000)
	TC	-3.315695 (0.0684)	-8.998242 (0.0000)	-2.894455 (0.1679)	-9.317839 (0.0000)	-0.732357 (0.9680)	-9.648143 (0.0000)	-1.098201 (0.9246)	-9.784084 (0.0000)	-2.623016 (0.2710)	-11.01977 (0.0000)	-3.360695 (0.0614)	-12.42971 (0.0000)
Ger	C	0.893939 (0.9951)	-4.479132 (0.0004)	1.307213 (0.9986)	-4.524623 (0.0003)	1.073090 (0.9971)	-7.874289 (0.0000)	0.686001 (0.9914)	-7.862357 (0.0000)	-4.394094 (0.0005)	-7.020309 (0.0000)	-3.867696 (0.0032)	-6.992761 (0.0000)
	TC	-1.078234 (0.9273)	-4.752477 (0.0010)	-1.276728 (0.8884)	-4.832934 (0.0008)	0.388468 (0.9816)	-8.087384 (0.0000)	-2.150654 (0.5117)	-8.014091 (0.0000)	-2.755125 (0.2174)	-8.414810 (0.0000)	-2.979558 (0.0402)	-8.450041 (0.0000)
Uk	C	-1.836665 (0.3614)	-9.541608 (0.0000)	-1.960616 (0.3039)	-9.511177 (0.0000)	-1.465664 (0.5479)	-8.654244 (0.0000)	-1.309949 (0.6237)	-8.581973 (0.0000)	-1.498916 (0.5308)	-6.081373 (0.0000)	-1.476678 (0.5421)	-6.081373 (0.0000)
	TC	-1.568839 (0.7999)	-9.627806 (0.0000)	-1.673558 (0.7574)	-9.627806 (0.0000)	-2.635627 (0.2655)	-8.614321 (0.0000)	-2.280480 (0.4411)	-8.540928 (0.0000)	-0.343738 (0.9885)	-6.656762 (0.0000)	-0.071632 (0.9948)	-6.686839 (0.0000)
US	C	-1.120218 (0.7065)	-7.152553 (0.0000)	-0.879330 (0.7920)	-7.038282 (0.0000)	-1.707136 (0.4252)	-6.819632 (0.0000)	-1.649897 (0.4542)	-7.874228 (0.0000)	-2.879629 (0.0506)	-6.691820 (0.0000)	-2.558116 (0.1045)	-6.749453 (0.0000)
	TC	-3.447005 (0.0498)	-7.123973 (0.0000)	-2.875435 (0.1740)	-7.008217 (0.0000)	-4.340178 (0.0038)	-6.814303 (0.0000)	-3.351169 (0.0628)	-7.828262 (0.0000)	-2.886122 (0.1706)	-6.695913 (0.0000)	-2.560346 (0.2992)	-6.756826 (0.0000)

Tabell (2) C innebär att testet inkluderar en konstant. TC är trend och konstant. P-värden är inom parenteser och Fet stil indikerar att H:0 att serien innehåller en enhetsrot förkastas på 5% signifikans nivå. Kritiska värden är MacKinnon (1996) ensidiga kritiska värden.