



LUNDS
UNIVERSITET
Nationalekonomiska
institutionen

Ränteparitetsteoremet under kriser –en empirisk studie

Kandidatuppsats VT - 2013

Abstract

The covered interest rate parity (CIP) states that the difference in interest rate between two identical assets, denominated in different currencies, should explain the difference between the spot price and the forward price in the foreign exchange markets. However, empirical studies have suggested that the CIP condition does not always hold. This study empirically tests the CIP condition during two periods of market turbulence, the dot.com bubble with subsequent recession (2000-2003) and the recent financial crisis (2008-2011). The deviations from CIP during these periods are compared with the deviations during a longer period of 14 to 20 years. The findings suggest that the deviations from CIP are significantly larger during the financial crisis, but are not significantly different during the dot.com crisis.

Innehållsförteckning

1. Introduktion	4
1.1 Bakgrund.....	4
1.2 Varför studera ränteparitetsteoremet?	4
1.3 Syfte.....	5
1.4 Avgränsningar	6
2.1 Teoretisk referensram	6
2.2 Avvikelser från den kurssäkrade räntepariteten.....	8
2.3 Grossman-Stiglitz-paradoxen och Arbitrageparadoxen.....	11
2.4 Ränteparitetsteoremet under turbulenta perioder.....	11
2.5 Teorier kring orsaker till avvikelser under turbulens.....	13
3. Tillvägagångssätt	14
3.1. Data	14
3.1.1. Urval av data	14
3.1.2. Begränsningar av data	16
3.2 Metod.....	16
3.2.1 "Den enkla handelsstrategin"	16
3.2.2 OLS-regression.....	19
4. Empirisk data	20
4.1 Aggregerad avkastning	20
4.1.1 Aggregerad avkastning under IT-krisen.....	21
4.1.2 Aggregerad avkastning under finanskrisen	22
4.2 Resultat av t-test	23
4.2.1 Jämförelse av avkastningen under olika perioder	24
4.3 Resultat från OLS-regression.....	27
4.3.1 Regressionsresultat för hela perioden	27
4.3.2 Regressionsresultat för IT-krisen.....	29
4.3.3 Regressionsresultat för finanskrisen	30
5. Analys av resultaten.....	31
5.1 Analys av diagram	31
5.2 Analys av statistiska test.....	31
5.3 Analys av OLS-regression	33
6. Slutsats	33
Referenslista	36

1. Introduktion

1.1 Bakgrund

Det kurssäkrade ränteparitetsteoremet anses vara ett av de mest fundamentala teoretiska villkoren inom finansiell ekonomi. Teoremet antar att det existerar en jämviktsrelation mellan räntorna för respektive valuta samt valutamarknadernas spot- och terminskurser, något som upprätthålls genom att jämviktspriset på terminsmarknaden baseras på ränteskillnader mellan de specifika valutorna (Batten & Szilagyi 2010). Befinner sig inte dessa variabler i jämvikt kommer möjligheter att erhålla riskfri vinst, så kallade arbitragemöjligheter, att uppstå. Forskning inom ämnet har historiskt sett påvisat att pariteten håller och att avvikelser från jämvikten uppstår mycket sällan och under korta perioder. Ränteparitetsteoremet brukar därför ses som ett exempel på de internationella kapitalmarknadernas effektivitet (Jones 2009).

I spåren av den senaste finanskrisen, som gav upphov till stor volatilitet på de finansiella marknaderna, har dock ett flertal artiklar¹ uppmärksammat avvikelser från pariteten. Dessa empiriska fynd är i linje med betydligt äldre forskning² som påstår att avvikelser från ränteparitetsteoremet är större och sker mer frekvent under turbulenta perioder på de finansiella marknaderna. Den empiriska forskningen, i kombination med en rad teorier om vad som orsakar avvikelserna, ger anledningar att tro att denna fundamentala premis inom finansiell ekonomi inte alltid håller och att spot-, termin-, och räntemarknaderna inte befinner sig i konstant jämvikt så som teoremet föreslår.

1.2 Varför studera ränteparitetsteoremet?

Det finns mycket som talar för att det bedrevs arbitragehandel via det kurssäkrade ränteparitetsteoremet redan under slutet av 1800-talet. Samtidigt fördes diskussioner kring sambandet mellan spotvalutakurser, terminskurser och räntor, dock utan att konkretisera teorin kring den kurssäkrade räntepariteten (Peel & Taylor, 2002). Den första redogörelsen för det kurssäkrade ränteparitetsteoremet presenterades av Keynes i sin text *A Tract on Monetary Reform* från 1923. Sedan dess har empirisk forskning studerat och undersökt pariteten av flera anledningar.

¹ Se exempelvis Baba, Packer & Nagano (2008), Jones (2009) och Griffoli & Rinaldo (2011).

² Se exempelvis Frenkel & Levich (1977) och Taylor (1989).

För det första innebär avvikelser från pariteten att möjligheter till arbitragevinster existerar, något som givetvis är intressant ur ett rent investeringsperspektiv. Men det innebär också att valuta- och penningmarknaden inte är effektiv. En effektiv marknad karaktäriseras av att all tillgänglig information redan är inkorporerat i priset och investerare kan således inte systematiskt erhålla högre avkastning än marknaden (Taylor, 1987). Forskning kring avvikelser från pariteten ger därför uppfattningar om huruvida valuta- och penningmarknaden är effektiva marknader.

För det andra används den kurssäkrade räntepariteten för att testa andra pariteter, exempelvis den *icke-kurssäkrade räntepariteten*. Om den kurssäkrade räntepariteten håller menar den *icke-kurssäkrade räntepariteten* att terminskursen bör vara en skattning av den framtida spotkursen. Därför krävs det att den kurssäkrade räntepariteten håller, för att kunna testa och använda sig av den *icke-kurssäkrade räntepariteten*. (Peel & Taylor, 2002)

För det tredje bygger en mängd teoretiska och empiriska modeller som behandlar valutakurser just på det kurssäkrade ränteparitetsteoremet. Antagandet att teoremet håller utgör en grundläggande del i flertalet modeller, att undersöka huruvida pariteten håller bör således vara av intresse för forskning som fokuserar på valutakurser i allmänhet. (Peel & Taylor, 2002)

Trots att det kurssäkrade ränteparitetsteoremet ligger till grund för flertalet andra finansiella modeller och att avvikelser från pariteten kan leda till riskfria vinster har forskning visat att pariteten inte alltid är uppfylld. Därför är räntepariteten fortfarande ett populärt forskningsområde inom finansiell ekonomi, både gällande att *finna* avvikelser och att *förklara* dessa.

1.3 Syfte

Med denna bakgrund är syftet med vår studie att empiriskt undersöka huruvida storleken på de eventuella avvikelserna från den kurssäkrade räntepariteten skiljer sig mellan ordinära tidsperioder och tidsperioder med så kallad ekonomisk turbulens. Genom att studera ränteparitetsteoremet under de två senaste decennierna och undersöka två specifika delperioder under det senaste decenniet kan jämförelser mellan de två turbulenta perioderna och perioden som helhet göras.

1.4 Avgränsningar

I vår studie väljer vi att endast undersöka relationen mellan de största valutorna, som står för drygt tre fjärdedelar av den dagliga valutahandeln. Då investerare ofta kräver en premie på illikvida tillgångar, en premie som är svår att observera, finns det risk att eventuella avvikelser från teoremet när mindre valutor används endast beror på en likviditetspremie, något som ger upphov till vilseledande resultat.

Vidare kommer studien enbart att fokusera på att finna empiriskt stöd för eventuella skillnader i avvikelser från pariteten mellan olika tidsperioder. Teorier som finns angående dessa avvikelser i turbulenta perioder presenteras för att ge läsaren en bättre förståelse för studien och dess syfte, men de olika teoriernas giltighet testas eller jämförs inte, utan lämnas till framtida studier av ämnet.

Slutligen kommer vi inte ta hänsyn till transaktionskostnader då korrekta kostnader är svåra att uppskatta i efterhand. Detta resulterar i att studien inte kommer kunna påvisa hur stora *arbitragevinster* en investerare hade kunnat erhålla under den studerade tidsperioden, däremot kan fortfarande *avvikelser från pariteten* presenteras.

2. Teori

2.1 Teoretisk referensram

Lagen om ett pris säger att identiska tillgångar på en väl fungerande marknad ska handlas till identiska priser. Om denna princip brister i någon tidpunkt kommer investerare som har i uppgift att hitta felprissättningar att utnyttja detta genom att köpa tillgången där den är billig och sälja den där den är dyr. Eftersom tillgångarna är identiska och handeln sker i samma tidpunkt, kommer strategin att vara helt riskfri. Således kommer en riskfri vinst, en arbitragevinst, att erhållas. (Byström, 2010)

Detta tillstånd, där identiska tillgångar handlas till olika priser, kan inte vara en jämvikt. Då efterfrågan på den billigare tillgången ökar, samtidigt som utbudet av den dyrare tillgången minskar, kommer arbitrageverksamheten att leda till en prisuppgång där tillgången är billig och en prisnedgång där den är dyr. Detta kommer slutligen leda till att priserna utjämnas helt vilket i sin tur leder till att *lagen om ett pris* realiseras. (Smart & Megginson, 2006)

Det kurssäkrade ränteparitetsteoremet som undersöks i vår uppsats är tätt sammankopplat med *lagen om ett pris*. Pariteten menar att två tillgångar, vars enda skillnad är valutan de handlas i, måste erbjuda samma avkastning efter att valutorna konverteras. Enligt teoremet ska därför skillnaden mellan räntorna på de två tillgångarna (som handlas i olika valutor) förklara skillnaden mellan spotkursen och terminskursen för valutaparet, där relationen beskrivs med följande ekvation:

$$1 + r_d = \frac{F}{S}(1 + r_f) \quad (1)$$

Där r_d är den inhemska räntan på en viss tillgång och r_f är den utländska räntan på en, förutom valutan, identisk tillgång. S är priset på den utländska valutan (spotkursen) och F är terminskursen med identisk löptid som de inhemska och de utländska räntorna. För att räntepariteten ska hålla krävs det att den enda skillnaden mellan de två tillgångarna är valutan de hålls i, i övrigt ska de vara helt identiska i form av risk, löptid etc. (Frenkel & Levich 1975)

Genom att arrangera om i *ekvation (1)* erhålls följande:

$$\frac{F}{S} = \frac{1+r_d}{1+r_f} \quad (2)$$

Subtrahera höger- och vänsterledet med 1 ((S/S) i vänsterledet och $(1+r_f/1+r_f)$ i högerledet) för att erhålla följande:

$$\frac{F-S}{S} = \frac{r_d-r_f}{1+r_f} \quad (3)$$

Ekvation (3) ger den exakta definitionen av det kurssäkrade ränteparitetsteoremet, dock brukar det generellt sett uppskattas till följande ekvation: (Officer & Willet, 1970)

$$\frac{F-S}{S} = r_d - r_f \quad (4)$$

Då alla variabler är kända i tidpunkt t innebär det att arbitragemöjligheter och riskfri vinst kan erhållas om ekvationen ovan inte håller i tidpunkten t . Genom att ta ett lån i den ena valutan,

sälja valutan på spotmarknaden, investera i den andra valutan samt köpa ett långt terminskontrakt på den första valutan, kan investerare i tidpunkt t säkra ett positivt kassaflöde i tidpunkt $t + x$, där x är löptiden på terminskontraktet och räntorna. En mer exakt förklaring om hur en arbitragör bör gå till väga beskrivs i metoddelen i sektion 3.2.1.

Dock ges här en intuitiv förklaring om varför *ekvation (4)* bör hålla: Om $S = F$, men $r_f > r_d$ kommer investerare att erhålla högre ränta i utländsk valuta än i den inhemska. Genom ett terminskontrakt kan investeraren sälja den utländska valutan i en viss framtida tidpunkt till samma pris som den säljs för idag (på grund av att $S = F$). Genom att låna pengar i den inhemska valutan till r_d , köpa utländsk valuta som investeras till r_f och samtidigt ingå ett terminskontrakt, med vilket investeraren är garanterad att få sälja tillbaka den utländska valutan till ett specifikt pris F (som i det här fallet är lika med S) i framtiden, kommer investeraren att erhålla högre ränta på investeringen i den utländska valutan än vad denne behöver betala för lånet i den inhemska valutan. Samtidigt är valutan, genom terminskontrakt, kurssäkrad så att investeraren inte kommer erhålla färre enheter av den inhemska valutan (p.g.a. fall i valutakursen) när löptiden på investeringen är slut.

Givet att denna möjlighet uppstår och att investerare uppmärksammar detta kommer efterfrågan på terminskontrakten att öka (alternativt ökar utbudet på valutan på spotmarknaden). Då tillräckligt många investerare uppmärksammar detta kommer relationen $F = S$ att upphöra då priserna "korrigeras" genom arbitragehandel.

2.2 Avvikelser från den kurssäkrade räntepariteten

Den grundläggande teorin är relativt okomplicerad och utifrån denna teoretiska referensram bör räntepariteten ständigt befinna sig i jämvikt. Som tidigare nämnts har den akademiska forskningen generellt sett kommit fram till att pariteten håller mycket väl. Dock har ett flertal empiriska studier³ rapporterat avvikelser från pariteten. Storleken på avvikelserna samt förklaringarna till varför avvikelser har uppstått skiljer sig mellan olika studier. Oavsett storlek på avvikelserna innebär det att det finns visst empiriskt stöd för att ränteparitetsekvationen inte alltid håller perfekt, något som innebär att det bör finnas arbitragemöjligheter att utnyttja. Tidigare studier har försökt förklara orsakerna till avvikelserna genom bland annat *politisk risk*, *ofullständig data* samt *transaktionskostnader*.

³ Se exempelvis Prachowny (1970), Aliber (1973) och Frenkel & Levich (1975).

Branson (1969) undersöker i sin studie ”*The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity*” hur stor avvikelser från räntepariteten måste vara för att investerare ska kunna genomföra lönsam arbitragehandel. Han menar, likt tidigare forskare⁴, att avvikelser från ränteparitetsekvationen måste uppnå en viss nivå för att arbitragehandel ska uppstå och för att avvikelsern då ska försvinna. Detta beror just på att transaktionskostnader, så som valutaspreads eller andra mäklarkostnader, existerar. Den potentiella vinsten som uppstår då ränteparitetsekvationen inte håller måste överstiga transaktionskostnaderna för att någon ska vilja utnyttja avvikelsern i pariteten. Nettokassaflödet från arbitragehandeln måste vara positivt, annars kommer avvikelsern inte nödvändigtvis att justeras.

I artikeln kommer Branson fram till att den krävs en avkastning på 0,18 % årligen för att göra nettovinst på arbitragehandel mellan amerikanska och brittiska Treasury-bills samt amerikanska och kanadensiska Treasury-bills. Dock uppskattar Einzig (1961) i en liknande studie siffran till 0,06 % samtidigt som Keynes (1923) föreslår 0,5 %, dock utan någon djupare undersökning angående transaktionskostnaderna.

I en artikel från 1973, ”*The interest rate parity theorem: A Reinterpretation*”, menar Robert Z. Aliber att avvikelser från räntepariteten ofta beror på den *politiska risken*. Avvikelser från pariteten när de två räntebärande tillgångarna är utfärdade i olika länder reflekterar den politiska risken snarare än en ”felprissättning” på terminsmarknaden. Vidare menar Aliber att den politiska risken inte nödvändigtvis behöver handla om några radikala politiska händelser utan kan istället handla om osäkerheten kring olika former av juridiska förändringar eller kapitalkontroller.

För att testa hur väl påståendet stämmer undersöker Aliber avvikelser från räntepariteten för brittiska Pund och amerikanska Dollar investerade i Paris eller Frankfurt, så kallade Eurocurrency deposit⁵. Detta jämförs sedan med avvikelser när amerikanska och brittiska Treasury-bills, utgivna i respektive land, används. Resultaten som presenteras visar att de genomsnittliga årliga avvikelserna i räntepariteten mellan åren 1968 och 1970 är 1,94 % när man använder sig av Treasury-bills och 0,23 % när man använder sig av Eurocurrency deposits. Slutsatsen Aliber drar blir således att avvikelsern, eller skillnaden mellan det

⁴ Exempelvis Keynes, (1923).

⁵ Se sektion 3.1.1 i vår uppsats för en närmre förklaring av begreppet.

förväntade och observerade terminspriset, när Treasury-bills utgivna i olika länder användes beror till stor del på att tillgångarna inte är identiska då den *politiska risken* skiljer dem åt.

På ett liknande sätt resonerar Taylor när han i sin studie från 1987 där han empiriskt testar huruvida den kurssäkrade räntepariteten ger upphov till arbitragemöjligheter. Han använder sig av Eurocurrency deposits för att "*Minska risken att [den kurssäkrade räntepariteten] inte håller på grund av en icke-observerbar riskpremie*" (Taylor, 1987 s. 436). Han menar att användandet av Eurocurrency deposits, som endast skiljer sig åt i termer av valuta, ger upphov till ett lämpligare test för att studera avvikelser och arbitragemöjligheter för räntepariteten.

Taylor (1987) baserar sin studie på "högfrekvent data" då han argumenterar för att tidigare studier använder sig av data som ger upphov till en felaktig bild. För att en arbitragemöjlighet ska uppstå krävs det att de fyra variablerna, terminskurs, spotkurs, inhemsk ränta samt utländsk ränta *inte* är i jämvikt (dvs. *ekvation (1)* ska inte befinna sig i jämvikt) vid samma tidpunkt. Flera studier, bland annat "*Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods*" av Frenkel & Levich (1977) använder sig av data som är hämtad vid olika tillfällen. Trots att det bara skiljer ett par timmar mellan insamlingstillfällena, menar Taylor att det är omöjligt att svara på huruvida aktörerna på marknaden någonsin har haft tillgång till de specifika priserna vid *exakt samma tidpunkt*. Ofullständig data med skillnad i tidpunkt för insamlingstillfället kan därför ge upphov till vad som ser ut att vara arbitragemöjligheter ex-post, däremot finns risken att arbitragemöjligheten aldrig uppstod i någon tidpunkt.

Genom telefonkontakt med London foreign exchange market var tionde minut under tre dagar samlade Taylor (1987) in data för växelkursen, terminskursen samt räntorna för Eurocurrency deposits för US-Dollar mot Brittiska pund samt US-dollar mot tyska Mark. Under de tre dagarna som data samlades in uppstod endast en arbitragemöjlighet och Taylor menar därför att valuta- och penningmarknaden verkar vara effektiva. Detta empiriska resultat ger dock upphov till något som Taylor kallar en *arbitrageparadox*.

2.3 Grossman-Stiglitz-paradoxen och Arbitrageparadoxen

Trots att viss forskning menar att arbitragemöjligheter via det kurssäkrade ränteparitetsteoremet är extremt sällsynta⁶ betyder det nödvändigtvis inte att marknaden *alltid* är i jämvikt (Grossman & Stiglitz, 1980). Om marknaden är effektiv i enhet med *Effektiva Marknadshypotesen*, då priser reflekterar all relevant information, är det meningslöst för aktörer att söka information. Grossman & Stiglitz (1980) hävdar att sökandet efter information och arbitragemöjligheter är kostsamt, och för att aktörer ska ha incitament till att söka efter information eller arbitragemöjligheter måste det kunna resultera i positiv avkastning.

Därför menar Grossman-Stiglitz-paradoxen att inga aktörer kommer vara beredda att söka information då det endast är en kostnad om marknaden är effektiv. Det i sin tur resulterar i att ingen information samlas in och således är det inte möjligt att priserna kan reflektera någon information. Av den anledningen kan marknads priser inte alltid spegla all relevant och tillgänglig information så som den *Effektiva Marknadshypotesen* föreslår.

Med en liknande argumentation hävdar Taylor (1987) att hans resultat, som föreslår att arbitragemöjligheter via det kurssäkrade ränteparitet är extremt sällsynta, kan vara ”*för starkt*”. Om det inte finns några möjligheter att göra arbitragevinster finns inga incitament för marknads aktörer att söka efter arbitragemöjligheter. Detta resulterar paradoxalt nog i att arbitragemöjligheter bör uppstå då ingen ser till att ”korrigera” priserna.

Enligt dessa argumentationer bör arbitragemöjligheter uppstå då och då. Trots att den akademiska litteraturen tycks vara överens om att pariteten generellt sett håller mycket väl, och även kunna förklara vissa avvikelser från räntepariteten som trots allt uppstår, kvarstår ett flertal frågor, bland annat frågor så som hur stora dessa arbitragemöjligheter är, hur ofta de uppstår samt om de uppstår mer frekvent i specifika perioder.

2.4 Ränteparitetsteoremet under turbulenta perioder

Ett antal tidigare studier har fokuserat på att undersöka huruvida avvikelser från räntepariteten är vanligare under vissa perioder. Av dessa har flertalet fokuserat på skillnader i hur väl räntepariteten håller i lugna respektive turbulenta perioder på valuta- och

⁶ se exempelvis Taylor (1987).

kapitalmarknaderna⁷. Vissa studier⁸ har främst fokuserat på att finna *om* det uppstår avvikelser från räntepariteten under perioder av turbulens på marknaden, medan andra studier⁹ har konstaterat att det under vissa turbulenta perioder *har* uppstått arbitragemöjligheter och istället försökt finna orsaker till *varför* dessa har uppstått.

I sin artikel "*Covered interest arbitrage and market turbulence*" från 1989 undersöker Taylor huruvida arbitragemöjligheter uppstår under kortare perioder av turbulens. Perioderna sträcker sig från 11 till 19 dagar under bland annat Pundets devalvering 1967, införandet av rörlig växelkurs i Storbritannien 1972, valet i Storbritannien 1979 och valet i Storbritannien 1987.

Taylor använder sig av samma enkla metod som i sin artikel från 1987 för att beräkna den faktiska avvikelser från pariteten. Genom att använda sig av *ekvation (1)* och subtrahera båda sidor med $(1+r_d)$ erhålls $0 = (F / S)(1 + r_f) - (1 + r_d)$. Om de empiriska resultaten visar att högerledet tar ett värde som är skiljt från noll innebär det att ekvationen inte håller och att arbitragörer kan utnyttja detta. Till skillnad från sin artikel från 1987, som endast undersökte en period utan turbulens, finner han att det uppstår små arbitragemöjligheter under dessa turbulenta perioder, dock minskar både antal arbitragefällen och storleken på vinsten i de senare perioderna. Därmed tycks marknads effektivitet öka med tiden. Värt att notera är dock att Taylor inte använder sig av några statistiska metoder för att säkerställa sina resultat utan undersöker endast hur stora avvikelser från *ekvation (1)* som uppstår och hur stor arbitragevinsten hade blivit om en arbitragör hade handlat när vinstmöjlighet hade uppstått.

En mer statistisk studie av räntepariteten under turbulenta perioder genomfördes av Fratianni & Wakeman 1982. Till skillnad från Taylors studie användes längre perioder om 3 till 5 år mellan 1967 och 1978. Genom att använda sig av OLS-metoden undersöktes hur väl skillnader i räntorna (högerledet i *ekvation (4)*) förklarade skillnaden i termins- och spotpriset (vänsterledet i *ekvation (4)*). I studien kom Fratianni & Wakeman fram till att det fanns mycket få arbitragemöjligheter och menade att observerade avvikelser från pariteten främst berodde på transaktionskostnader som tycks öka under turbulenta perioder.

Denna oenighet bland forskare om huruvida avvikelser, och kanske främst arbitragemöjligheter, från räntepariteten uppstår eller ej bidrar till att forskare fortfarande

⁷ Se bland annat Frenkel & Levich (1977) och Fratianni & Wakeman (1982).

⁸ Bland annat Taylor (1989).

⁹ Exempelvis Griffoli & Ranaldo (2011).

studerar ränteparitetsteoremet, inte minst under perioder av turbulens. Även på senare tid har forskare så som Genberg, Hui, Wong & Chung (2009) och Jones (2009) studerat ränteparitetsteoremet under den senaste finanskrisen då de finansiella marknaderna varit turbulenta.

2.5 Teorier kring orsaker till avvikelser under turbulens

Det finns flera tänkbara anledningar till varför avvikelser från räntepariteten skulle uppstå just under perioder med större osäkerhet. En potentiell förklaring som nämns av bland annat Jones (2009) är risken att motparten i ett kontrakt ställer in betalningarna, är större under turbulenta perioder. Risken att motparten i terminskontraktet inte har möjlighet att genomföra leveransen av valutan på lösendagen ger eventuellt upphov till att köparen kräver en riskpremie på terminskontrakten. Detta leder då till att avvikelser från pariteten kommer att uppstå, dock handlar det inte om arbitragemöjligheter i dess rätta bemärkelse då arbitragevinst syftar på *riskfri* vinst. Storleken på riskpremie är svår att observera enbart utifrån kursdata något som ger upphov till problem vid forskning.

En annan tänkbar orsak som diskuteras av Griffoli & Ranaldo (2011) är att finansiella institutioner som agerar långivare väljer att inte tillhandahålla lån för att istället hantera sin egen finansiering, något som bland annat hände under finanskrisen 2008. Då bankerna inte ville förlora sitt kreditbetyg på grund av för låg likviditet valde dessa i stor utsträckning att inte tillhandahålla lån utan istället satsa på att bygga upp likviditeten inom banken. Detta kan leda till att penningmarknaden inte fungerar effektivt något som skulle kunna ge upphov till avvikelser från räntepariteten. (Griffoli & Ranaldo 2011)

Som tidigare nämnt hävdar Fratianni & Wakeman (1982) att avvikelser från teoremet i turbulenta perioder till stor del kan förklaras av ökade transaktionskostnader. Då det råder större osäkerhet på valuta- och penningmarknaderna finns risken att banker och mäklare som agerar market makers tar ut en större spread vilket innebär att kostnaden för varje transaktion ökar. Därför kan situationer som ser ut att vara arbitragemöjligheter uppstå, men på grund av ökade transaktionskostnader är dessa nödvändigtvis inte lönsamma att genomföra handel i.

3. Tillvägagångssätt

3.1. Data

3.1.1. Urval av data

Urvalet av valutor som studeras baseras främst på valutornas handelsvolym. De fyra största valutorna amerikanska Dollar, Euro, japanska Yen samt brittiska Pund stod för ca 155 % av den dagliga handelsvolymen för valuta 2010¹⁰ (Bank For International Settlements 2010). Utöver de fyra största valutorna används även den svenska Kronan som trots sin relativt sett låga handelsvolym bör vara av intresse då studien är svensk. Svenska Kronan och dess terminskontrakt bör dock vara tillräckligt likvid för att undvika krav på en likviditetspremie.

Valutapar	Tidsperiod för data	Antal observationer
USD/GBP	1993-03-26 - 2013-03-21	5214
JPY/USD	1993-09-01 - 2013-03-21	5104
JPY/EUR	1999-01-04 - 2013-03-21	3707
JPY/GBP	1997-01-01 - 2013-03-21	4231
USD/EUR	1999-01-04 - 2013-03-21	3707
SEK/EUR	1999-01-04 - 2013-03-22	3708
SEK/USD	1997-04-01 - 2013-03-22	4168
SEK/GBP	1997-04-01 - 2013-03-22	4168
GBP/EUR	1999-01-04 - 2013-03-22	3708

Tabell 1. Data

Datan vi använder oss av för räntor, spotkurser samt terminskurser är uteslutande dagsdata hämtade från Thomson Reuters Datastream. Löptiderna på räntorna och terminskontrakten är 1 månad, 3 månader, 6 månader samt 12 månader. Spotkurserna samt terminskurserna är kurserna de handlas till på respektive börs, dock tar vi inte hänsyn till någon spread (dvs. skillnaden mellan köpkursen och säljkursen) i varken spotkurserna eller terminskurserna. På grund av skillnader i kvalitet på datan sträcker sig den mellan 14 och 20 år tillbaka i tiden beroende på valutapar. Vilka valutapar vi använder oss av samt vilka perioder datan är hämtad ifrån redovisas i Tabell 1. Då vi saknar terminsdata för SEK/JPY, väljer vi att inte studera det valutaparet.

¹⁰ Notera att *två* valutor alltid är involverade i en transaktion, vilket leder till att den procentuella totalsumman blir 200 % istället för 100 %.

Som tidigare nämnts är ett grundläggande antagande för det kurssäkrade ränteparitetsteoremet att de två räntebärande tillgångarna ska vara identiska med undantag för valutan de handlas i (Frenkel & Levich, 1975). Således är det av största vikt att datan som används är just data för identiska tillgångar.

Den *riskfria räntan* används som en viktig del i flertalet modeller inom finans, exempelvis CAPM och Black Scholes. Enligt bland annat Varian (1993) är amerikanska statsobligationer, så kallade Treasury bills eller T-bills, den vanligaste tillgången att använda sig av när man ska involvera en riskfri ränta i en modell. Dessutom rekommenderar Thomson Reuters (som vi hämtat datan ifrån) att man använder sig av respektive lands statspapper med tre månaders löptid när man ska använda en riskfri ränta. Att låta T-bills (statsobligationer) representera räntan för respektive land skapar dock problem i denna studie då ett grundläggande antagande i pariteten vi undersöker är just att de räntebärande tillgångarna ska vara identiska. Aliber (1973) konstaterar att den politiska risken i olika länder påverkar räntorna för T-bills i olika länder. Skillnader i räntor för T-bills kan ge upphov till något som ser ut som arbitragemöjligheter, men om skillnaden i räntorna beror på olika risk (t. ex kreditrisk) är det inte längre tal om arbitrage dvs. *riskfri* vinst, utan snarare om att ett lands T-bills erbjuder en *riskpremie*.

Detta problem kan lösas genom att använda sig av så kallade Eurodeposits, eller Eurocurrency. En Eurodeposit är en investering i en valuta i ett annat land än det land som valutan tillhör. Det kan exempelvis röra sig om en placering av japanska Yen eller amerikanska Dollar i Paris eller London. Om två olika valutor placeras i ett tredje land sker placeringarna hos en extern part, dvs. inte i något av länderna som valutorna tillhör, kommer dessa tillgångar (Eurodeposits) att vara identiska i form av utgivare, kreditrisk, löptid, etc. (Levich 1985). Således påverkas inte placeringarna av respektive lands kreditvärdighet som de gör om placeraren använder sig av T-bills. Det är av just denna anledning som flertalet studier¹¹ använder sig just av Eurodeposits istället för T-bills. På grund av detta använder även vi oss utav dagliga räntor för Eurodeposits, även dessa hämtade från Thomson Reuters Datastream.

¹¹ Bland annat Taylor (1987), Levich (1985) samt Frenkel & Levich (1975).

3.1.2. Begränsningar av data

Datan i Thomson Reuters Datastream är inte exakt tradingdata då den inte visar på någon spread (dvs. skillnaden mellan köpkursen och säljkursen) i varken spotkurserna eller terminskurserna. Detta gör att datan endast blir en approximation av vad investerare i spot- respektive terminsmarknaden verkligen ser när dessa handlar. Hur stor spreaden är skiljer sig åt mellan olika tidpunkter och trots försök att finna en genomsnittlig spread¹² är det svårt att specificera exakt hur stor den är i varje given tidpunkt.

Då Thomson Reuters inte är en mäklare utan endast tillhandahåller data finns således inte några mäklarkostnader eller handlaravgifter med i datan. Detta påverkar givetvis inte kurserna i sig men som beskrivs i avsnittet 2.2, krävs det större avvikelser i pariteten när dessa kostnader är stora och för att arbitragevinst ska kunna göras.

Till sist använder vi oss av dagsdata och inte kontinuerlig data. Kontinuerlig data hade givetvis gett oss ett mer exakt resultat då arbitragörer inte endast letar efter arbitragemöjligheter vid slutet av dagen utan får ett kontinuerligt flöde av priser under hela dagen. Genom att använda oss av dagsdata har vi inte möjlighet att se huruvida det uppstår arbitragemöjligheter under korta perioder under dagen. Dock använder sig flertalet forskare, så som Branson (1969), Frenkel & Levich (1975) samt Taylor & Peel (2002), av veckodata i sina studier där de undersöker räntepariteten. Detta motiverar att dagsdata över 14 till 20 år (beroende på valuta) bör vara tillräckligt för vår studie.

3.2 Metod

3.2.1 "Den enkla handelsstrategin"

Tidigare litteratur har i stor utsträckning utgått från två sätt att empiriskt testa räntepariteten. Det första, som bland annat Taylor använder i sina artiklar från 1987 och 1989, är att använda sig av avkastningen från vad som kallas för en "enkel handelsstrategi". Denna beräknar den *faktiska avkastningen* då en investerare genomför handel på spot-, termins- samt räntemarknaden och genererar en (eventuell) vinst som beskrivs av följande ekvation:

¹² Bland annat studerade Frenkel & Levich (1975) amerikanska T-bills med 90 dagars löptid och fann att spreaden var ca 0,0076 % och att de totala transaktionskostnaderna för genomförandet av kurssäkrat räntearbitrage mellan brittiska Pund, amerikanska Dollar och tyska Mark var 0,145 – 0,15 %.

$$R = \frac{F}{S} \left[1 + r_f \frac{D}{360} \right] - \left[1 + r_d \frac{D}{360} \right] \quad (5)$$

*Notera att Storbritannien och Japan baserar räntor på en basis av 365 dagar istället för 360 (Taylor 1989)

Där R är avkastningen på strategin. Ekvationen beskriver hur arbitrage kan göras förutsatt att den skiljer sig tillräckligt mycket från noll. Hur arbitragörer i praktiken utnyttjar det har vi beskrivit kortfattat i teoridelen i sektion 2. Här följer en mer exakt beskrivning av *ekvation (5)* av Taylor (1987) som visar hur en arbitragör bör gå till väga:

Ett lån tas i valutan d till eurodepositräntan r_d . Detta lån ska betalas tillbaka med ränta $(1+r_d \cdot D/360)$ om D dagar. Därefter växlas valutan d till valutan f till spotkursen S . Denna summa av valuta f lånas ut till eurodepositräntan r_f och återfås med ränta om D dagar. I samma tidpunkt ingås ett terminskontrakt så att summan av valuta f plus ränta $(1+r_f \cdot D/360)$ kan växlas till valuta d till växelkursen F om D dagar. Med denna summa av valuta d betalas lånet tillbaka.

Om pariteten håller kommer *ekvation (5)* i teorin att vara 0. Däremot tar många artiklar ofta hänsyn till transaktionskostnader, så som mäklaravgifter och spreads, vilket gör att ekvationen kan skilja sig från 0 utan att arbitragemöjligheter kan uppstå (Demsetz 1968). En verklig arbitragör måste givetvis ta hänsyn till transaktionskostnader för att utvärdera huruvida strategin genererar ett positivt kassaflöde. Vi kommer däremot inte att göra egna beräkningar av transaktionskostnader utan kommer endast att hänvisa till tidigare studier som enbart fokuserat på att uppskatta korrekta transaktionskostnader exempelvis Branson (1969) och Einzig (1961)¹³. Således bör läsaren ha i åtanke att *avkastningen*, eller R , i fortsättningen syftar på avkastningen givet att transaktionskostnader inte existerar och där investeraren lånat en enhet av den inhemska valutan.

Detta test som bland annat Taylor genomför är givetvis enkelt och ger ingen statistisk säkerhet huruvida pariteten håller eller ej. Däremot ger det en bild av dagsavvikelser från pariteten samt hur stor avvikelser från pariteten är på daglig basis. Taylor (1987) motiverar valet av denna metod med att pariteten kan hålla i genomsnitt och ändå ge upphov till avvikelser under vissa perioder. Avvikelserna kan ge upphov till arbitragemöjligheter (förutsatt att de överstiger transaktionskostnaderna) och därmed skulle arbitragörer kunna

¹³ Se sektion 2.2.

göra vinster trots att pariteten i genomsnitt håller. Vi anser därför att detta test kan utvecklas genom att använda sig av ett *Comparing two means t-test* på resultaten och på så sätt även kunna dra en statistisk slutsats.

Likt tidigare studier, exempelvis Taylor (1989) och Frenkel & Levich (1977), undersöker vi den aggregerade dagsavkastningen för tidsperioden, den genomsnittliga storleken på den positiva avkastningen samt den genomsnittliga dagsavkastningen. Vi jämför dessa resultat för hela tidsperioden med två turbulenta delperioder inom tidsintervallet. Delperioderna vi valt är 2000-05-17 – 2003-01-31 (IT-kraschen med efterföljande lågkonjunktur) samt 2008-09-15 – 2011-06-30 (finanskrisen).

IT-kraschen beräknas ha inletts i samband med företaget boo.coms konkurs i maj 2000. Krischen ledde till stora ekonomiska förluster och hög arbetslöshet över stora delar av världen. Ofta nämns början av 2003 som en tidpunkt då ekonomin uppnådde normala nivåer igen (Världsbanken). Finanskrisen, som inleddes i och med investmentbanken Lehman Brothers konkurs i september 2008, och dess efterföljande lågkonjunktur är intressant att studera, inte minst på grund av att volatiliteten (enligt VIX-index) för denna period är betydligt högre än resterande tidsperioder bland våra observationer.

I diagrammen på sidorna 20 – 23 presenteras hur mycket avkastning som hade genererats med hjälp av den enkla handelsstrategin om den använts varje dag som genererat positiv avkastning (utan hänsyn till transaktionskostnader) under hela observationsperioden samt om den hade använts varje dag under de två turbulenta perioderna.

Tabell 2a, Tabell 2b och Tabell 2c visar den aggregerade avkastningen vid slutet av varje period, ett genomsnitt för de dagar med positiv avkastning, samt ett genomsnitt för hela perioden. Då arbitragörer givetvis inte genomför strategin de dagar då den genererar ett negativt kassaflöde kommer den lägsta avkastningen bli 0. Detta för att kunna jämföra genomsnittsvinsten för hela perioden med genomsnittsvinsten för de två delperioderna.

$$\text{Aggregerad avkastning} = \sum_{n=1}^N \mathbf{R} = \sum_{n=1}^N \left(\frac{F}{S} \left[1 + r_f \frac{D}{360} \right] - \left[1 + r_d \frac{D}{360} \right] \right) \text{ för } (\mathbf{R} > 0)$$

$$\text{Genomsnittlig storlek på avkastningen} = \frac{\text{Aggregerad avkastning}}{\text{antal dagar med positiv avkastning}}$$

$$\text{Genomsnittlig dagsavkastning} = \frac{\text{Aggregerad avkastning}}{N}$$

För att jämföra huruvida det är skillnad mellan de två turbulenta perioderna och den totala perioden görs ett *Comparing two means t-test* på den genomsnittliga dagsavkastningen. Resultaten från testet presenteras även det i *Tabell 2a, Tabell 2b och Tabell 2c*. Testen undersöker om medelvärdet av två urval är statistiskt skilda från varandra.

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_a : \mu_1 \neq \mu_2$$

Där μ är den genomsnittliga avkastningen i respektive period. Vi testar huruvida hela periodens genomsnittliga avkastning är skilt från den genomsnittliga avkastningen från perioden under IT-kraschen. Därefter testar vi huruvida hela periodens genomsnittliga avkastning är skilt från den genomsnittliga avkastningen från perioden under finanskrisen.

Vi använder oss av en 95%-ig konfidensgrad, vilket innebär att H_0 förkastas då **t-värdet** > **1,96** (t_{kritiskt}). Kan H_0 förkastas kan slutsatsen att det finns skillnader i hur mycket avkastning den enkla handelsstrategin genererar beroende på tidsperiod dras.

3.2.2 OLS-regression

Det andra tillvägagångssättet, som bland annat används av Cosanider & Lang (1980) och Branson (1969), att empiriskt undersöka ränteparitetsteoremet är att använda sig av regressionsanalys med OLS-metoden. Då artiklar som behandlar räntepariteten inte har identiska frågeställningar skiljer sig regressionerna något åt beroende på vad författaren fokuserar på i artikeln. Vi har valt att utgå från den grundläggande ekvationen *ekvation (4)*, där vi inte tar hänsyn till transaktionskostnader i själva regressionen. Denna används bland annat av Peel & Taylor (2002).

$$P \frac{F-S}{S} = \alpha + \beta(r_d - r_f) + u \quad (6)$$

Där P är en term som fungerar som periodjusterare då räntorna är uttryckta på årsbasis medan terminskontrakten har löptider som sträcker sig månadsvis, kvartalsvis, halvårsvis och årsvis

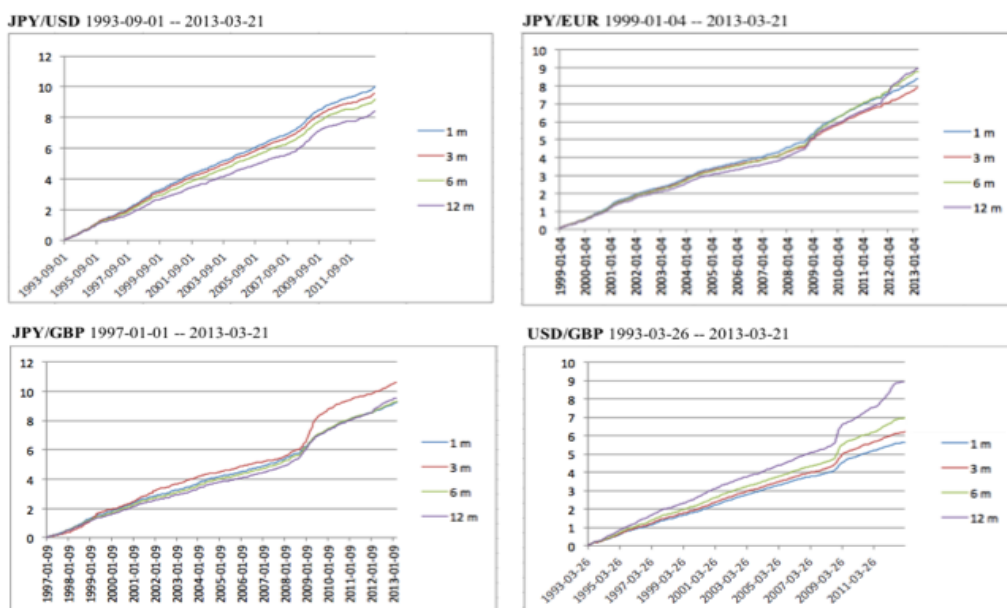
(Peel & Taylor 2002). Förhållandet mellan räntan i land d och räntan i land f ska förklara skillnader mellan valutaspotkursen och terminskursen enligt ränteparitetsteoremet. Om räntepariteten håller bör därför α vara lika med noll och β vara lika med ett.

För att testa hurvida det uppstår större avvikelser från teoremet under turbulenta perioder jämfört med vanliga perioder undersöker vi, liksom Fratianni & Wakeman (1982), hur väl *ekvation (4)* håller under olika delperioder. Vi estimerar koefficienterna i *ekvation (6)* med OLS för de olika valutaparen, dels för en längre period beroende på valutapar¹⁴ och dels för delperioderna 2000-05-17 – 2003-01-31 samt 2008-09-15 – 2011-06-30.

4. Empirisk data

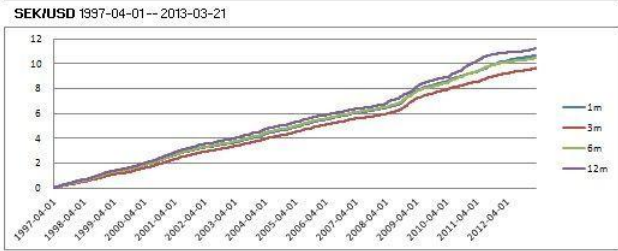
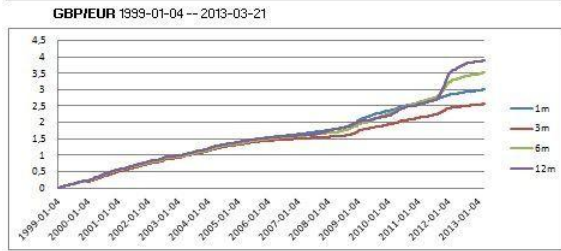
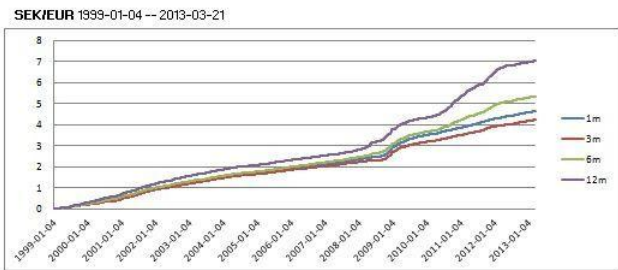
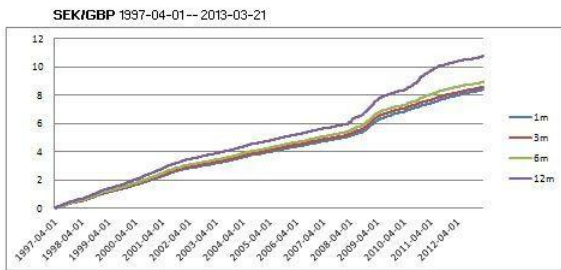
4.1 Aggregerad avkastning

Diagrammen på följande sidor visar avkastningen (R i *ekvation (5)*) under de dagar som strategin hade genererat positiv avkastning då en inhemsk investerare lånat en enhet av den inhemska valutan. Då alla variabler är kända i samma tidpunkt kan en investerare se hurvida strategin kommer att generera ett positivt kassaflöde¹⁵. Därför kommer en investerare givetvis inte att utföra handelsstrategin de dagar då den genererar en förlust.

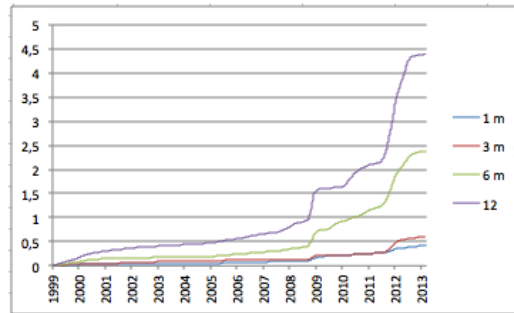


¹⁴ Se Tabell 1.

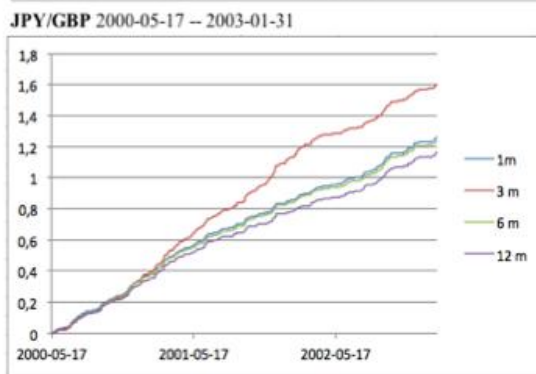
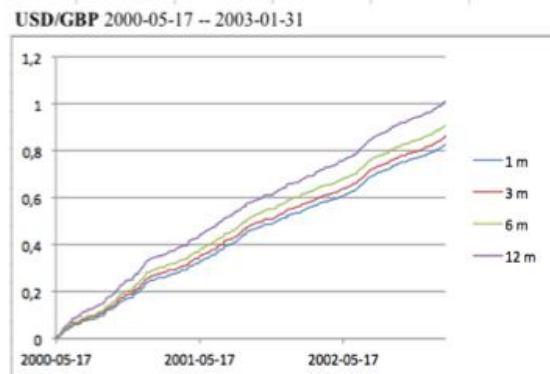
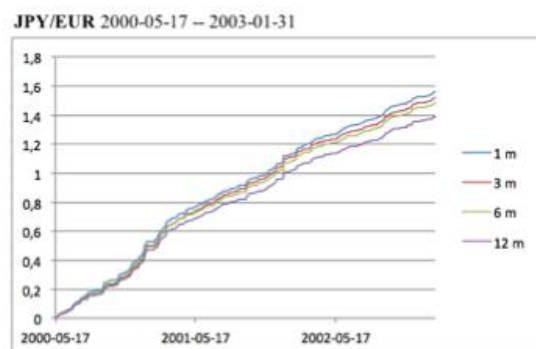
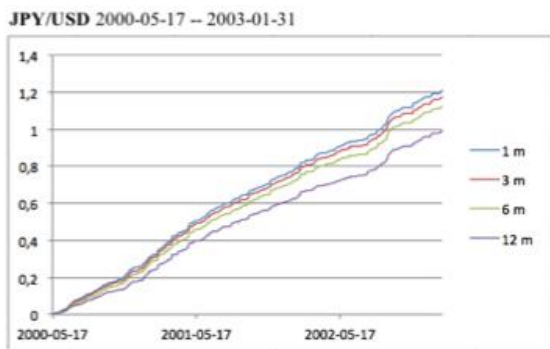
¹⁵ Resultatet beskrivs närmare i avsnitt 5.1: Analys av diagram.



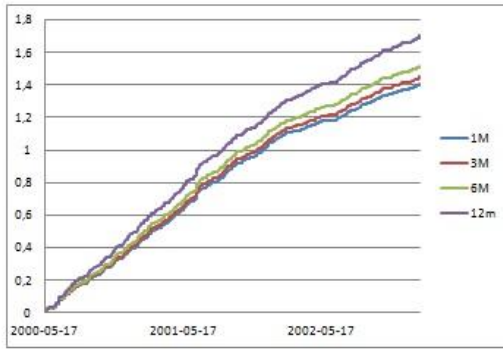
USD/EUR 1999-01-04 - 2013-03-21



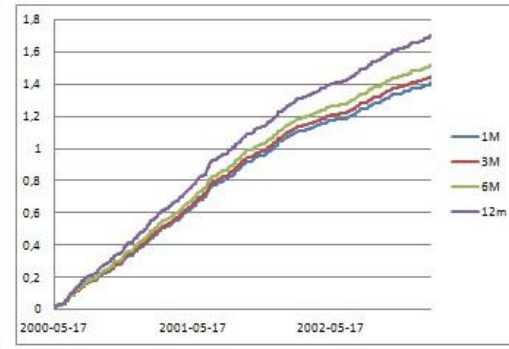
4.1.1 Aggreerad avkastning under IT-krisen



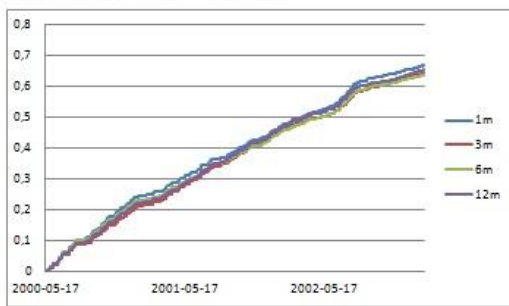
SEK/GBP 2000-05-17 -- 2003-01-31



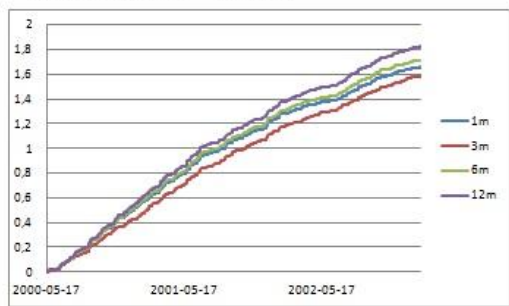
SEK/EUR 2000-05-17 -- 2003-01-31



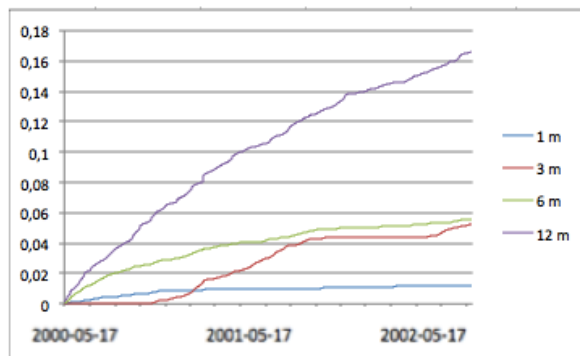
GBP/EUR 2000-01-17 -- 2003-01-31



SEK/USD 2000-05-17 -- 2003-01-31

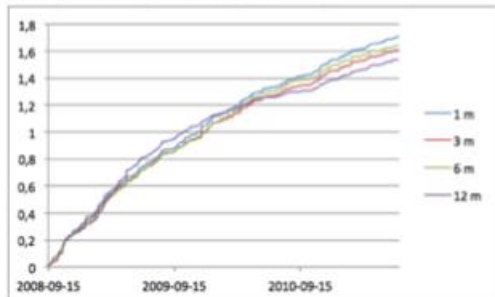


USD/EUR 2000-05-17 - 2003-01-31

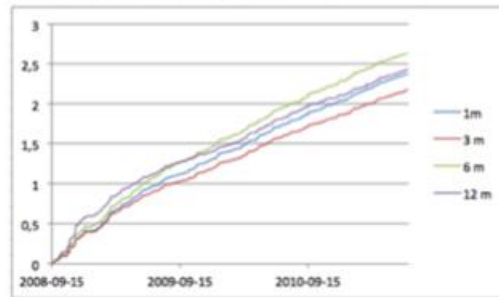


4.1.2 Aggreerad avkastning under finanskrisen

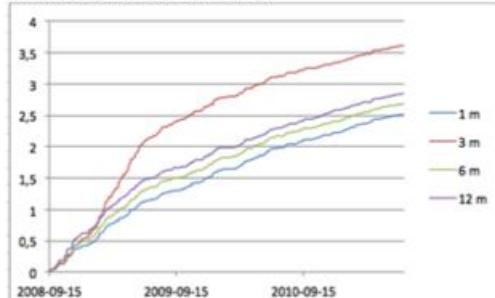
JPY/USD 2008-09-15 -- 2011-06-30



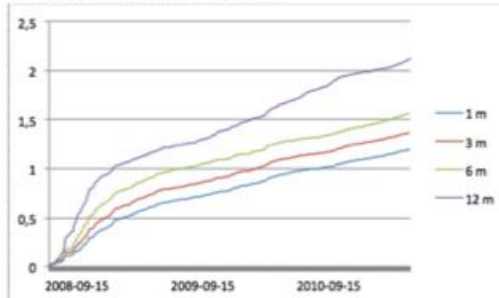
JPY/EUR 2008-09-15 -- 2011-06-30



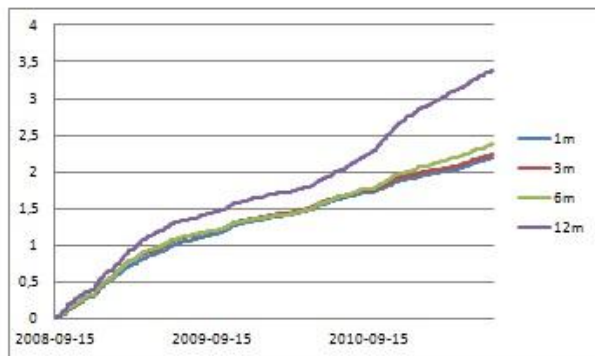
JPY/GBP 2008-09-15 -- 2011-06-30



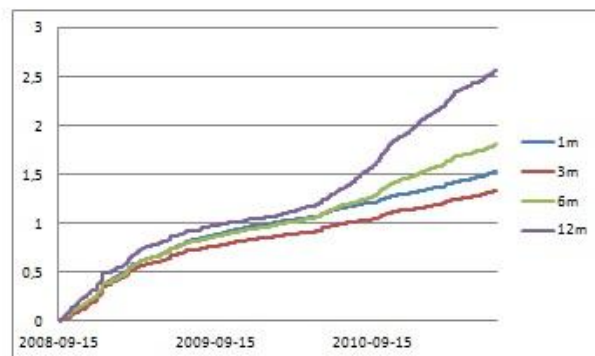
USD/GBP 2008-09-15 -- 2011-06-30



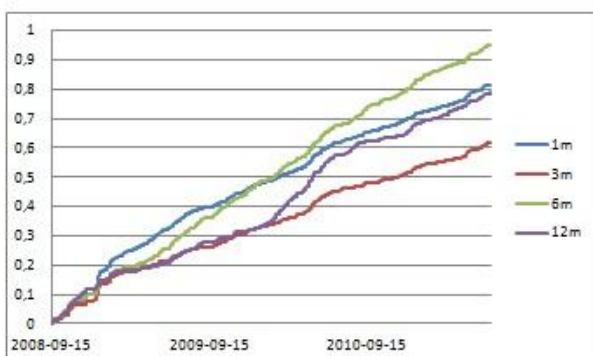
SEK/GBP 2008-09-15 -- 2011-06-30



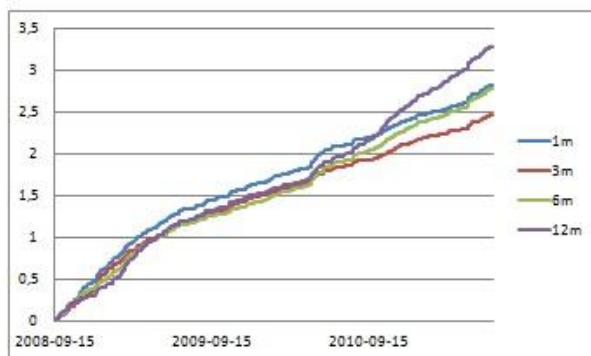
SEK/EUR 2008-09-15 -- 2011-06-30



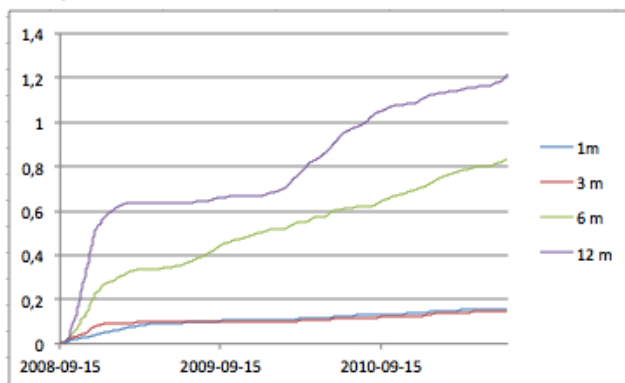
GBP/EUR 2008-09-15 -- 2011-06-30



SEK/USD 2008-09-15 -- 2011-06-30



USD/EUR 2008-09-15 - 2011-06-30



4.2 Resultat av t-test

I *Tabell 2a*, *Tabell 2b* och *Tabell 2c* presenteras den aggregerade avkastningen, den genomsnittliga procentuella storleken på avkastningen samt den genomsnittliga dagsavkastningen för hela perioden och för de två delperioderna. De genomsnittliga dagsavkastningarna har med ett *Comparing means t-test* testats för hela perioden mot perioden under IT-kraschen respektive perioden under finanskrisen. De genomsnittliga dagsavkastningarna för de två delperioderna som markerats med två asterisker skiljer sig signifikant från den genomsnittliga dagsavkastningen för hela perioden med en 95%-ig konfidensgrad.

4.2.1 Jämförelse av avkastningen under olika perioder

USD/GBP	1993-03-26 - 2013-03-21			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	5,6437	6,2062	6,9692	8,9526
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0020	0,0020	0,0022	0,0026
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00108	0,00119	0,00134	0,00172
USD/GBP	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	0,8308	0,8648	0,9136	1,0150
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0020	0,0021	0,0021	0,0022
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00117	0,00122	0,00129	0,00143**
USD/GBP	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,1677	1,3433	1,5320	2,0828
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0029	0,0031	0,0033	0,0042
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00164**	0,00188**	0,00215**	0,00291**
GBP/EUR	1999-01-04 - 2013-03-22			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	3,0065	2,5771	3,5173	3,8986
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0016	0,0016	0,0018	0,0022
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00081	0,00069	0,00095	0,00105
GBP/EUR	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	0,6695	0,6425	0,6371	0,6518
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0019	0,0019	0,0020	0,0021
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00095**	0,00091**	0,0009	0,00092
GBP/EUR	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	0,8151	0,6151	0,9482	0,7876
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0022	0,0021	0,0023	0,0024
Genomsnittlig dagsavkastning	0,0011**	0,00084**	0,0013**	0,00108
USD/EUR	1999-01-04 - 2013-03-22			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	0,4176	0,5997	2,3822	4,4138
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0002	0,0000	0,0009	0,0016
Genomsnittlig dagsavkastning	0,0001	0,0002	0,0006	0,0012
USD/EUR	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	0,0117	0,0522	0,0554	0,1664
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0001	0,0002	0,0002	0,0004
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00002**	0,00007**	0,00008**	0,00023**
USD/EUR	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	0,158	0,144	0,835	1,221
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,000	0,000	0,001	0,003
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00022**	0,000	0,00115**	0,00168**

Tabell 2a. Procentuell genomsnittlig avkastning.

** Signifikant skilt på 95 % -nivån från den genomsnittliga dagsavkastningen för hela perioden.

SEK/EUR	1999-01-04 - 2013-03-22			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	4,6598	4,2551	5,3686	7,0687
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0025	0,0025	0,0027	0,0033
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00126	0,00115	0,00145	0,00191
SEK/EUR	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	0,9380	0,9460	0,9883	1,1516
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0025	0,0025	0,0026	0,0027
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00132	0,00134**	0,0014	0,00163**
SEK/EUR	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,5308	1,3334	1,8112	2,5668
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0041	0,0040	0,0044	0,0054
Genomsnittlig dagsavkastning	0,0021**	0,00183**	0,00248**	0,00352**
SEK/GBP	1997-04-01 - 2013-03-22			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	8,4231	8,6210	8,9701	10,7965
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0044	0,0045	0,0045	0,0050
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00202	0,00207	0,00215	0,00259
SEK/GBP	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,4072	1,4493	1,5188	1,7029
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0039	0,0040	0,0041	0,0043
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00199	0,00205	0,00215	0,00241
SEK/GBP	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	2,1935	2,2319	2,3725	3,3779
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0060	0,0061	0,0062	0,0072
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00301**	0,00306**	0,00325**	0,00463**
SEK/USD	1997-04-01 - 2013-03-22			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	10,7173	9,6696	10,5174	11,2793
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0053	0,0047	0,0053	0,0055
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00257	0,00232	0,00252	0,00252
SEK/USD	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,6605	1,5944	1,7149	1,8230
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0048	0,0043	0,0049	0,0049
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00235	0,00225	0,00242	0,00242
SEK/USD	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	2,8232	2,4681	2,7692	3,2704
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0082	0,0072	0,0079	0,0080
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00387**	0,00339**	0,0038**	0,0038**

Tabell 2b. Procentuell genomsnittlig avkastning.

** Signifikant skilt på 95 % -nivån från den genomsnittliga dagsavkastningen för hela perioden.

JPY/USD	1993-09-01 - 2013-03-21			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	10,0824	9,6540	9,2574	8,4997
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0038	0,0038	0,0038	0,0038
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00196	0,00188	0,0018	0,00165
JPY/USD	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,2116	1,1763	1,1271	0,9945
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0035	0,0035	0,0034	0,0033
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00171**	0,00166	0,00159	0,0014**
JPY/USD	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,6894	1,5936	1,6262	1,5221
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0047	0,0047	0,0046	0,0047
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00235**	0,00221**	0,00225**	0,00211**
JPY/EUR	1991-01-04 - 2013-03-21			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	8,3995	7,9075	8,8012	8,9618
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0048	0,0047	0,0050	0,0052
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00226	0,00213	0,00237	0,00242
JPY/EUR	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,5628	1,5246	1,4880	1,3940
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0048	0,0048	0,0047	0,0047
Genomsnittlig dagsavkastning	0,0022	0,00215	0,00209	0,00196**
JPY/EUR	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	2,3414	2,1379	2,5999	2,3937
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0060	0,0059	0,0063	0,0063
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00328**	0,00299**	0,00364**	0,00337**
JPY/GBP	1997-01-01 - 2013-03-21			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	9,2395	10,6359	9,3176	9,5616
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0049	0,0056	0,0050	0,0052
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00219	0,00252	0,0022	0,00226
JPY/GBP	2000-05-17 - 2003-01-31			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	1,2623	1,6052	1,2426	1,1633
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0042	0,0045	0,0042	0,0044
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00179**	0,00227	0,00176**	0,00165**
JPY/GBP	2008-09-15 - 2011-06-30			
	1 m	3 m	6 m	12 m
Aggregerad avkastning	2,4924	3,5879	2,6624	2,8224
Genomsnittlig storlek på avkastning	0,0070	0,0090	0,0073	0,0076
Genomsnittlig dagsavkastning	0,00345**	0,00495**	0,00362**	0,00385**

Tabell 2c. Procentuell genomsnittlig avkastning.

** Signifikant skilt på 95 % -nivån från den genomsnittliga dagsavkastningen för hela perioden.

4.3 Resultat från OLS-regression

4.3.1 Regressionsresultat för hela perioden

Följande tabeller presenterar regressionsresultaten för de olika delperioderna. Under hela urvalsperioden ligger både koefficienterna α och β relativt nära sina förväntade värden, 0 respektive 1, för samtliga kombinationer av valutapar och löptider. Dock är det 14 betavärden som inte är signifikant skilda från 1. En annan intressant observation är att R^2 tycks öka i och med att löptiderna blir längre, något som innebär att förklaringsgraden är betydligt högre för längre löptider.

$$P \frac{F - S}{S} = \alpha + \beta(r_d - r_f) + u$$

Vautapar	Löptid	Period	Alfa	Beta	R ²
USD/GBP	1m	Mar 93 - Mar 13	0,00383	0,99466 ** (0,04226)	0,096
	3m	Mar 93 - Mar 13	0,00189	0,98398 ** (0,01423)	0,479
	6m	Mar 93 - Mar 13	0,00132	0,975776 (0,00746)	0,766
	12m	Mar 93 - Mar 13	0,00109	0,95462 (0,00433)	0,902
JPY/USD	1m	Sep 93 - Mar 13	-0,0010	0,9924 ** (0,04556)	0,085
	3m	Sep 93 - Mar 13	-0,0014	0,97599 ** (0,01531)	0,444
	6m	Sep 93 - Mar 13	-0,0011	0,97086 (0,00776)	0,754
	12m	Sep 93 - Mar 13	-0,0013	0,93888 (0,004)	0,915
JPY/EUR	1m	Jan 99 - Mar 13	0,00389	1,1745 ** (0,10552)	0,032
	3m	Jan 99 - Mar 13	-0,0027	1,04331 ** (0,03446)	0,198
	6m	Jan 99 - Mar 13	0,00112	1,07113 (0,01824)	0,482
	12m	Jan 99 - Mar 13	0,00031	0,99898 ** (0,0092)	0,761
JPY/GBP	1m	Jan 97 - Mar 13	-0,0081	1,08524 ** (0,06496)	0,062
	3m	Jan 97 - Mar 13	-0,0037	0,94927 (0,02382)	0,273
	6m	Jan 97 - Mar 13	-0,0011	0,99402 ** (0,01095)	0,661
	12m	Jan 97 - Mar 13	-0,0006	0,95662 (0,0056)	0,874
USD/EUR	1m	Jan 99 - Mar 13	0,00113	0,98044 (0,00357)	0,953
	3m	Jan 99 - Mar 13	0,00001	0,95566 (0,00266)	0,972
	6m	Jan 99 - Mar 13	0,00123	0,94635 (0,00287)	0,967
	12m	Jan 99 - Mar 13	0,00106	0,92715 (0,00314)	0,959

Tabell 3a. Resultat från regression för hela perioden

*Standardfel inom parantes

** Ej signifikant skilt från förväntat värde på $\alpha = 0,05$

$$P \frac{F - S}{S} = \alpha + \beta(r_d - r_f) + u$$

Valutapar	Löptid	Period	Alfa	Beta	R ²
SEK/EUR	1m	Jan 99 – Mar 13	0,000463	0,820108** (0,105803)	0,016
	3m	Jan 99 – Mar 13	-0,00079	0,935359** (0,034375)	0,166
	6m	Jan 99 – Mar 13	0,000596	0,97777** (0,018385)	0,432
	12m	Jan 99 – Mar 13	0,000836	0,967129 (0,010844)	0,682
SEK/USD	1m	Apr 97 – Mar 13	-0,00114	0,887364** (0,074031)	0,333
	3m	Apr 97 – Mar 13	-0,00012	0,944913 (0,021969)	0,308
	6m	Apr 97 – Mar 13	-0,00048	0,942815 (0,012753)	0,567
	12m	Apr 97 – Mar 13	3,83E-05	0,937919 (0,006995)	0,812
SEK/GBP	1m	Apr 97 – Mar 13	0,00057	0,89737** (0,06657)	0,042
	3m	Apr 97 – Mar 13	0,00012	0,92712 (0,02234)	0,292
	6m	Apr 97 – Mar 13	0,00027	0,93937 (0,01164)	0,610
	12m	Apr 97 – Mar 13	0,00089	0,94476 (0,006585)	0,832
GBP/EUR	1m	Jan 99 – Mar 13	0,00127	0,900762 (0,044332)	0,100
	3m	Jan 99 – Mar 13	-0,00052	0,940948 (0,01589)	0,486
	6m	Jan 99 – Mar 13	0,00108	0,912596 (0,00796)	0,780
	12m	Jan 99 – Mar 13	0,00048	0,933173 (0,00485)	0,909

Tabell 3b. Resultat från regression för hela perioden

*Standardfel inom parantes

** Ej signifikant skilt från förväntat värde på $\alpha = 0,05$

4.3.2 Regressionsresultat för IT-krisen

Delperioden 2000-05-17 – 2003-01-31 ger ett liknande resultat, dock med ett par betavärden som ligger relativt långt ifrån 1. Däremot är hälften av alla betavärden inte signifikant skilda från 1 vilket är något mer än för hela perioden. R^2 tycks öka med löptiden även för denna delperiod.

$$P \frac{F - S}{S} = \alpha + \beta(r_d - r_f) + u$$

Valutapar	Löptid	Alfa	Beta	R ²	Valutapar	Löptid	Alfa	Beta	R ²
USD/GBP	1m	0,00424	1,01258** (0,08362)	0,134	SEK/EUR	1m	0,00137	0,606073 (0,20022)	0,012
	3m	0,00176	1,00304** (0,02784)	0,679		3m	0,00049	0,87969** (0,06893)	0,018
	6m	0,00114	0,99535** (0,01389)	0,845		6m	0,00048	0,92757 (0,03506)	0,498
	12m	0,00078	0,97482 (0,00712)	0,952		12m	0,00062	0,937363 (0,01931)	0,769
JPY/USD	1m	-0,00478	0,88892** (0,09349)	0,087	SEK/USD	1m	0,001212	0,579785 (0,129400)	0,026
	3m	-0,00188	0,95605** (0,03136)	0,49		3m	0,001736	0,893264 (0,039874)	0,415
	6m	-0,00134	0,95752 (0,01562)	0,799		6m	0,000613	0,91542 (0,02278)	0,696
	12m	-0,00161	0,92858 (0,00585)	0,937		12m	0,000737	0,92692 (0,012409)	0,888
JPY/EUR	1m	-0,01047	1,43864** (0,2929)	0,025	SEK/GBP	1m	-0,00064	0,382724 (0,217365)	0,004
	3m	0,00289	1,13211** (0,09875)	0,122		3m	0,00012	0,927125 (0,022349)	0,292
	6m	0,00084	1,04147** (0,04697)	0,342		6m	0,000345	0,859041 (0,040848)	0,385
	12m	-0,00060	0,97072** (0,02261)	0,663		12m	0,000896	0,944767 (0,006585)	0,832
JPY/GBP	1m	-0,00557	1,09838** (0,27572)	0,017	GBP/EUR	1m	-0,00234	1,21750** (0,330178)	0,019
	3m	-0,00794	0,82409 (0,08622)	0,088		3m	0,000136	0,91059** (0,102253)	0,101
	6m	-0,00225	0,96785** (0,04604)	0,318		6m	-0,00046	0,98827** (0,073764)	0,203
	12m	-0,03200	0,91256 (0,0225)	0,635		12m	0,000060	0,93223** (0,043888)	0,390
USD/EUR	1m	-0,0003	1,03277 (0,00198)	0,997					
	3m	-0,0003	0,96742 (0,00228)	0,996					
	6m	-0,00001	0,99345 (0,00109)	0,999					
	12m	0,00007	0,96855 (0,00127)	0,998					

Tabell 3c. Resultat från regression för perioden 2000-05-17 – 2003-01-31

*Standardfel inom parantes

** Ej signifikant skilt från förväntat värde på $\alpha = 0,05$

4.3.3 Regressionsresultat för finanskrisen

För delperioden 2008-09-15 – 2011-06-30 presenteras ett resultat som skiljer sig något från de två andra tabellerna. Fler betavärden ligger relativt långt ifrån ett, samtidigt som standardfelen generellt sett är högre. Detta resulterar i att 18 betavärden inte är signifikant skilda från 1, vilket är högre än för den totala tidsperioden. Däremot har alla regressioner mycket låga R² vilket innebär att förklaringsgraden låg för denna delperiod.

$$P \frac{F - S}{S} = \alpha + \beta(r_d - r_f) + u$$

Valutapar	Löptid	Alfa	Beta	R ²	Valutapar	Löptid	Alfa	Beta	R ²
USD/GBP	1m	0,00347	0,3475** (0,3392)	0,001	SEK/EUR	1m	0,003526	0,869953** (0,517289)	0,004
	3m	0,00095	0,42769 (0,11883)	0,018		3m	-0,00092	0,917367** (0,167434)	0,039
	6m	0,0002	0,49248 (0,06015)	0,084		6m	0,001682	0,979584** (0,080824)	0,168
	12m	0,00017	0,57586 (0,03314)	0,293		12m	0,001902	1,007659** (0,046382)	0,394
JPY/USD	1m	-0,00235	1,3415** (0,44629)	0,012	SEK/USD	1m	-0,00801	1,059865** (0,568775)	0,005
	3m	-0,0024	1,01786** (0,15311)	0,057		3m	-0,00113	1,093464 (0,169827)	0,054
	6m	-0,00112	0,9826** (0,08249)	0,163		6m	-0,00081	1,0132** (0,092676)	0,141
	12m	-0,00223	0,81801 (0,04641)	0,299		12m	0,000706	0,989949** (0,045751)	0,392
JPY/EUR	1m	0,00231	1,85658 (0,41823)	0,026	SEK/GBP	1m	0,003216	0,844938** (0,509493)	0,004
	3m	-0,00187	1,31393 (0,14286)	0,104		3m	0,001634	0,706282** (0,15636)	0,027
	6m	0,001680	1,10644** (0,07453)	0,233		6m	0,001391	0,860917** (0,081611)	0,133
	12m	-0,00137	0,88518 (0,03776)	0,431		12m	0,002572	0,906347 (0,043409)	0,375
JPY/GBP	1m	-0,00313	1,78555** (0,40585)	0,026	GBP/EUR	1m	0,001856	0,708746** (0,363436)	0,005
	3m	-0,00664	0,33399 (0,08775)	0,019		3m	-0,00119	0,708722 (0,126044)	0,042
	6m	-0,00664	1,02179** (0,06865)	0,234		6m	0,000615	0,842257 (0,069917)	0,166
	12m	-0,00137	0,87185 (0,03733)	0,429		12m	-0,00033	0,76712 (0,004851)	0,365
USD/EUR	1m	0,00115	0,73196 (0,01914)	0,668					
	3 m	-0,00092	0,69867 (0,01766)	0,682					
	6 m	0,00051	0,66849 (0,01656)	0,692					
	12 m	-0,00041	0,60827 (0,01807)	0,609					

Tabell 3d. Resultat från regression för perioden 2008-09-15 – 2011-06-30

*Standardfel inom parantes

** Ej signifikant skilt från förväntat värde på $\alpha = 0,05$

5. Analys av resultaten

5.1 Analys av diagram

Genom att empiriskt testa Tylors ”enkla handelsstrategi” på hela perioden av observationer samt två delperioder med ekonomisk turbulens i världen finner vi att strategin tycks generera högre avkastning under finanskrisen.

Studerar man diagrammen på sid. 20-23 som visar avkastningen för hela tidsperioden ser man tydligt att lutningen på alla kurvor blir brantare under en period mellan 2008 och 2009. Det implicerar att positiva kassaflödena från *ekvation (5)* antingen är större eller uppkommer mer frekvent under denna period. Dessutom ökar spridningen för avkastning mellan olika löptider betydligt mer under denna period. I övrigt tycks kurvorna för den aggregerade dagsavkastningen vara relativt linjära, något som innebär att perioden 2000-2003 inte skulle vara avvikande gällande avkastning från den enkla handelsstrategin.

Diagrammen för delperioden 2008-09-15 – 2011-06-30 uppvisar kurvor med något konkav form och att lutningen på avkastningskurvan är brantare under den första delen av perioden. Tolkningen av detta bör vara att början av tidsperioden uppvisar större eller mer frekventa positiva avkastningar från *ekvation (5)*, något som innebär att det verkar finnas skillnader i avkastningen mellan olika perioder. Således hade studien kunnat fokusera på en kortare period från och med slutet av 2008 och sannolikt kunnat påvisa större avvikelser från pariteten och således större avkastning från den enkla handelsstrategin. Det tycks dock inte finnas någon löptid som systematiskt genererar högre avkastning än övriga löptider.

5.2 Analys av statistiska test

Tabell 2a, 2b och 2c visar att den genomsnittliga storleken på avkastningen är högre under finanskrisen än för den totala perioden för alla undersökta kombinationer av valutapar och löptider. Den minsta skillnaden är 1,26 gånger så hög genomsnittlig dagsavkastning (JPY/EUR 3 m) och den största skillnaden är 1,66 gånger så hög genomsnittlig dagsavkastning (SEK/EUR 12 m). Detta bör innebära att avkastningen, eller avvikelser från räntepariteten, är större under denna period snarare än att avvikelser sker mer frekvent. Någon systematisk skillnad i tycks inte uppvisas mellan den totala perioden och IT-kraschen.

Vårt *Comparing means t-test* ger ett t-värde högre än $t_{\text{kritiskt}} (1,96)$ för alla kombinationer av valutapar och löptider utom två (GBP/EUR 12 m samt USD/EUR 3 m). Det innebär att vi kan

förkasta nollhypotesen för alla kombinationer utom dessa och således kan vi konstatera att den genomsnittliga dagsavkastningen skiljer sig signifikant (på 95 % -nivån) mellan den totala perioden och perioden för finanskrisen. Detta ger starkt statistiskt stöd för att avvikelserna från räntepariteten skulle vara större under perioden 2008-09-15 – 2011-06-30 än för resterande period, något som är helt i linje med tolkningarna av de grafiska diagrammen.

Den genomsnittliga dagsavkastningen för perioden under IT-kraschen uppvisar däremot få signifikanta skillnader mot den totala periodens genomsnittliga dagsavkastningar. Endast 15 av 36 kombinationer av valutapar och löptider uppvisar signifikant skillnad, varav 12 av dessa har ett *lägre* medelvärde än vad den totala perioden har. Därför finner vi inte statistiskt stöd för att den enkla handelsstrategin skulle generera högre avkastning under denna period och således inte heller för att räntepariteten skulle avvika mer under denna period än under övriga perioder.

En viktig notering, som tidigare påpekats, är dock att den enkla handelsstrategin inte tar hänsyn till transaktionskostnader, utan avkastningen som presenteras är endast skillnaden mellan två värden i *ekvation (5)*, eller R . Således berättar inte den enkla handelsstrategin exakt hur mycket pengar en investerare som agerat på denna information hade tjänat. Dock ingår inte transaktionskostnader i *ekvation (1)* som beskriver ränteparitetsteoremet, utan *ekvation (1)* innehåller samma variabler som *ekvation (5)*.

Givet att transaktionskostnaderna är konstanta över tid innebär dessa resultat att större arbitragemöjligheter var tillgängliga under finanskrisen, något som stöds av forskare så som Baba, Packer & Nagano (2008), Jones (2009) och Griffoli & Rinaldo (2011). Om transaktionskostnaderna däremot inte är konstanta över tid utan ökar under turbulenta perioder, så som Fratianni & Wakeman (1982) föreslår, går det inte att uttala sig om huruvida arbitragemöjligheter var tillgängliga eller ej utifrån dessa resultat. Vi kan då endast konstatera att större avvikelser från räntepariteten uppstått under finanskrisen än under resten av den totala perioden men inte huruvida arbitragevinsterna var större eller ens existerade.

5.3 Analys av OLS-regression

Resultaten från regressionerna ger en liknande bild för perioden 2000-05-17 – 2003-01-31 då i stort sett lika många (14 jämfört med 16) betavärden inte är signifikant skilda från 1 som i regressionen för hela perioden, även om de är något fler i denna delperiod. För förklaringsgraden, R^2 , ses ett liknande mönster för den totala perioden som för delperioden under IT-kraschen, R^2 tar dels liknande värden och stiger dessutom med löptiderna.

Regressionen för perioden 2008-09-15 – 2011-06-30 ger ett något annorlunda resultat än regressionerna för de två andra perioderna. Något fler (18 st.) kombinationer av valutapar och löptider har betakoefficienter som inte är signifikant skilda från det förväntade värdet 1, något som i sig skulle implicera att ränteparitetsteoremet håller *bättre* i denna period. Dock har alla resultat för denna period mycket lägre R^2 värden, där det högsta ligger endast på 0,692 (USD/EUR 6 m). Detta tyder på att skillnaden i räntor har låg förklaringsgrad, och andra faktorer än enbart dessa förklarar skillnaden mellan termins- och spotpriset i större utsträckning under denna period. Att andra variabler, som inte är med i ränteparitetsekvationen, till större del skulle förklara skillnaden mellan termins- och spotpris bör implicera att *ekvation (1)* inte håller fullständigt.

6. Slutsats

Syftet med denna studie har varit att empiriskt undersöka huruvida avvikelser från den kursäkrade räntepariteten är större under tidsperioder med ekonomisk turbulens jämfört med mer ”normala” tidsperioder. Detta genom att studera ränteparitetsteoremen under två perioder det senaste decenniet där det förekommit ekonomisk turbulens. Vårt resultat visar att det tycks finnas skillnader i storlek på avvikelser från pariteten mellan olika tidsperioder. I vår första studerade period av turbulens, 2000-05-17 – 2003-01-31, skiljde sig inte storleken på avvikelserna mot hela perioden som undersöktes (mellan 14 och 20 år beroende på valutapar). Varken *Comparing means t-test* eller den OLS-skattade regressionen visade på ett resultat där skillnader fanns. I vår andra studerade period av turbulens, 2008-09-15 – 2011-06-30, fanns det en statistisk signifikant skillnad i storleken på avvikelserna jämfört med den hela tidsperioden då avvikelserna var större under den turbulenta perioden.

Detta resultat är inte i linje med den grundläggande teorin bakom den kurssäkrade räntepariteten då teorin menar att arbitragehandel ska korrigera kurserna så pariteten återgår till jämvikt. Det är något som inte tycks ha hänt under finanskrisen då det upprepade gånger fanns avvikelser från paritetens jämvikt. Förklaringen till detta är att vårt resultat endast visar huruvida *avvikelse* från pariteten uppstått, det visar inte huruvida *arbitragemöjligheter*, som skulle korrigera kurserna, faktiskt har uppstått, och på så sätt skapat jämvikt i pariteten. Därför är vårt resultat nödvändigtvis inte i motsättning till teorin utan kan till stor del förklaras med existerande forskning.

Som vi poängterade i sektion 3 och 5 har vi inte tagit hänsyn till transaktionskostnader i vår studie utan endast undersökt *avvikelse från pariteten*. Möjligheten finns då att transaktionskostnader i form av spreads och mäklaravgifter gjort det olönsamt för arbitragörer att genomföra handel via den enkla handelsstrategin trots att pariteten inte varit i jämvikt. Detta medför att avvikelser från pariteten kan uppstå, och bestå, så länge transaktionskostnaderna överstiger vinsten från arbitragestrategin. Att detta leder till att pariteten inte befinner sig i jämvikt under perioder av turbulens är just något som diskuterats av Fratianni & Wakeman (1982).

Vidare kan risken att motparten i ett kontrakt ställer in betalningarna leda till en riskpremie som är mycket svår att observera. Denna ger upphov till att kurserna inte befinner sig i jämvikt men då det beror på en riskpremie går det inte att göra arbitragehandel vilket leder till att jämvikten inte uppnås omedelbart. Således kommer våra resultat i efterhand att visa på att det har uppstått avvikelser i ränteparitetsteoremet. Båda dessa förklaringar har diskuterats i sektion 2.5 och om dessa två fenomen är vanligare under turbulenta tider ger det delvis en förklaring till vårt resultat.

En eventuell riskpremie skulle också kunna motivera den låga förklaringsgraden i regressionerna för perioden 2008-09-15 – 2011-06-30. Om det existerar en riskpremie på terminskontrakten bör denna förklara skillnaden mellan spot- terminspris till viss del, således förklaras då den skillnaden till mindre del endast av skillnader i räntor så som teoremet föreslår.

Resultatet att den ena turbulenta perioden gett upphov till större avvikelser men inte den andra lämnar obesvarade frågor angående *vad* för slags turbulens som krävs för att avvikelserna från pariteten ska skilja sig signifikant. Detsamma gäller förklaringar dels för hur stora *arbitragevinster* som faktiskt uppstår under dessa perioder och dels *varför* pariteten inte befinner sig i jämvikt. Detta ligger dock utanför ramen för vår studie men bör vara av intresse för framtida studier.

Referenslista

Aliber, R. (1973). The interest rate parity theorem: A reinterpretation. *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 6, ss. 1451-1459

Baba, N., Packer, F. & Tepepi, N. (2008). The spillover of money market turbulence to FX swap and cross-currency swap markets. *BIS Quarterly Review*

Bank for International Settlements (2010) Triennial Central bank survey report on global foreign exchange market activity in 2010. [elektronisk] Tillgänglig: <http://www.bis.org/publ/rpfx10t.pdf> [2013-05-04]

Batten, J. & Szilagyi, P. (2010). Is covered interest parity arbitrage extinct? Evidence from the spot USD/Yen. *Applied Economic Letters*. Vol. 17, No. 3, ss. 283-287

Branson, W. (1969). The minimum covered interest differential needed for international arbitrage activity. *Journal of Political Economy* vol. 77, no. 6, ss.1028-1035.

Byström, H. (2010). *Finance: markets, instruments and investments*. 2nd edition. Studentlitteratur AB, Lund

Demsetz, H. (1968). The cost of transacting. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 82, No. 1, s. 33-53

Duffie, D. (2009). The failure mechanics of dealer banks. *Rock Center for Corporate Governance*, Working Paper No. 59.

Einzig, P. (1961). *A dynamic theory of foreign exchange*. London: Macmillan,

Frenkel, J. & Levich, R. (1975). Covered interest arbitrage: Unexploited profits? *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 2, s. 325-338

Frankel, J. & Levich, R (1977). Transaction costs and interest arbitrage: Tranquil versus turbulent periods. *Journal of Political Economy*. Vol. 85, No. 6, s.1209-1226

Genberg, H., Hui, C. H., Wong, A. & Chung, T. K. (2009). The link between FX Swaps and currency strength during the credit crisis of 2007-2008, *HKMA working paper*.

Griffoli T.M. & Ranaldo A. (2011). Limits to arbitrage during the crisis: funding liquidity constraints and covered interest parity *Swiss National Bank Working Papers*

Grossman, S. J. & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3 s. 393-408

- Jones, S. (2009). Deviations from covered interest parity during the credit crisis *NYU Stern Business School working paper*.
- Keynes, J. M. (1923). *A tract on monetary reform*. New York: Harcourt Brace
- Levich, R. (1983). Empirical studies of exchange rates: Prices behavior, rate determination, and market efficiency. *Working paper No. 1112* Cambridge MA: National Bureau of Economic Research
- Meggison, W. & Smart, S. (2008). *Introduction to corporate finance*. London: South-Western Cengage Learning.
- Officer, L. & Willet, T. (1970). The covered-arbitrage sechedule: A critical survey of recent developments. *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 2, No. 2, s. 247-257.
- Peel, D. & Taylor, M. (2002). Covered interest rate arbitrage in the interwar period and the Keynes-Einzig conjecture. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 34, No.1, s. 51-75
- Prachowny, M. (1970). A note on interest parity and the supply of arbitrage funds. *Journal of Political Economy* Vol. 78, no. 3 ss. 540-45.
- Regeringen (2011) Sammanfattning av finanskrisen, [elektronisk] Tillgänglig: <http://www.regeringen.se/sb/d/15334/a/179329> [2013-04-23]
- Taylor, M. (1987) Covered interest rate parity: A high frequency, high quality data study. *Economica, New Series* Vol. 54 No. 216 s. 429-438
- Taylor, M. (1989). Covered interest parity and market turbulence. *The Economic Journal* Vol. 99, No. 396, s. 376-391
- Varian, H. (1993) A portfolio of Nobel laureates: Markowitz, Miller and Sharpe. *Journal of Economic Perspective*. Vol. 7, no. 1, s. 159-169
- Världsbanken. [elektronisk] Tillgänglig: <http://databank.worldbank.org/data/home.aspx> [2013-05-08]
- Yahoo finance, VIX-index. [elektronisk] Tillgänglig: <http://finance.yahoo.com/echarts?s=%5EVIX+Interactive#symbol=%5Evix;range=19960930,20130424;compare=;indicator=volume;charttype=area;crosshair=on;ohlcvvalues=0;logscale=off;source=undefined> [2013-04-24]