

Udekket Renteparitet

Med fokus på de siste 20 år: trenger vi kriser
i valutamarkedet?

En videreføring og utvidelse av metodene utført av Flood & Rose (2001)

Av:
Christian Rikardson
&
Erik B. Pettersen

Veileder:
Frode Steen

Utredning i fordypningsområdet
samfunnsøkonomi – Vår 2010
NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen innestår for de metoder som er anvendt. De resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne oppgaven bygger på artikkelen skrevet av Flood & Rose (F&R) (2001) hvor udekket renteparitet i krisetid ble testet. De fant støtte for at kriser fungerte som en korrigerende faktor på det skjeve bildet som tidligere har blitt funnet. Vi utvider dataserien og gjennomfører de samme testene på 20 års tidsserier, for tilsammen 22 land fra nesten alle verdens kontinenter. Dette er land som har opplevd en eller flere valutakriser i perioden. Vi utvider også analysen ved å introdusere alternative dummyvariabler for å kunne skille ut krisetider bedre, samt at vi introduserer autoregressive modeller for å forsøke å fange opp den dynamiske utviklingen. Vi finner at resultatene til F&R kan videreføres og de mer avanserte metodene bekrefter bildet om at krisetider ser ut til å ha en korrigerende faktor på URP. Likevel greier vi ikke å finne statistisk støtte for at teorien faktisk holder i virkeligheten.

Forord

Denne utredningen er skrevet som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole.

Interessen for valuta- og renteforholdet mellom land fattet vår interesse etter en rapport skrevet i faget Økonomisk Analyse. Her utvidet vi en studie skrevet av Gyntelberg og Remolona (2007) hvor avkastningen på carry trade i perioden januar 2001 til september 2007 ble vurdert. Dette vekket vår nysgjerrighet ettersom dette ikke skal være mulig om markedene er effektive. Dette ledet oss videre til teorien om udekket renteparitet.

Vi leste oss opp på temaet og kom etterhvert over en interessant artikkel skrevet av Flood & Rose, som til tross for at udekket renteparitet ikke kunne påvises, fant bedre støtte for teorien på 1990-tallet når de korrigerer for kriser. Vi fant det derfor interessant å utvide dette til å inkludere både "dot.com" krisen og finanskrisen.

Arbeidet har vært svært omfattende, med store mengder data. Vi har daglige noteringer av valutakurser og renter (daglige, ukentlige, månedlige, kvartalsvis og årlige) for 22 land fra alle kontinentene (utenom Afrika). Dette har gjort at vi har måttet være veldig strukturert i analysearbeidet og jobbe systematisk. All databehandling gjort i Stata med oversiktlige og forklarende do-filer. Dette har vært tidkrevende med viktig for at vi skulle beholde oversikten etterhvert som de statistiske testene og analysene ble mange. Til tross for at arbeidet har vært omfattende har prosessen vært svært lærerikt både faglig sett men også i forhold til arbeidsmetode. Vi kom raskt i gang med oppgaven og har jobbet jevnt, målrettet og strukturert gjennom hele semesteret.

Til slutt ønsker vi å takke veilederen vår Frode Steen som har bistått med god veiledning og motiverende kommentarer. Og ikke minst Ingvild Hersoug Nedberg som har bidratt med korrekturlesing.

Bergen, mai 2010

Christian Rikardson

Erik B. Pettersen

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	1
Forord	2
Figurer	4
Tabeller	4
1. Innledning.....	5
2. Teori.....	8
2.1 Udekket renteparitet.....	8
2.2 Dekket renteparitet.....	8
2.3 Valutakurser	9
2.4 Renter	10
3. Litteratur	12
3.1 Konsekvenser	13
4. Datagrunnlag	15
5. Metode	26
5.1 Utledning og hvordan vi tester udekket renteparitet	26
5.2 Statistiske forutsetninger	28
6. Vurdering av datamaterialet	34
6.1 Kort om datagrunnlaget og definerings av variabler	34
6.2 Forklaring av de ulike konstruerte variablene.....	35
6.3 Vurdering av data	37
7. Analyse av udekket renteparitet	42
7.1 Gjennomgang av Flood & Roses resultater	42
7.2 Analyse av hele tidsperioden	45
7.3 Alternativ analyse.....	49
8. Analyse ved bruk av ADL modeller	53
8.1 Utledning av regresjonsligning	53
8.2 Statistiske forutsetninger for bruk av ADL modell	55
8.3 Dynamisk analyse av seks utvalgte land.....	56
9. Avsluttende kommentar – Hva kan vi lære av dette?	61
10. Videre forskning	66
Litteraturliste.....	68

1.	Appendiks – Oversikt over type renter	72
2.	Appendiks – Oversikt over kriser og land.....	73
3.	Appendiks – Test av tidsseriene	74
4.	Appendiks – Resultater test for heteroskedasitet	75
5.	Appendiks – Autokorrelasjon, analyse del 1	76
6.	Appendiks – Autokorrelasjon, analyse del 2	77
7.	Appendiks – Analyser månedlig horisont, uten Brasil.....	78
8.	Appendiks – Alle land, perioden 1990 – 2000.....	79
9.	Appendiks – Alle land individuelt, hele perioden.....	80
10.	Appendiks – Oversikt renterserier	81
11.	Appendiks – Månedrenter	83
12.	Appendiks – Valutakurser	84

Figurer

Figur 2-1 - Pengepolitikkenes transmisjonsmekanisme ¹	11
Figur 4-1 - 3 måneders interbankrente Japan	17
Figur 4-2 - Britisk pund mot tyske mark	18
Figur 4-3 - Malaysias valutakurs fra 1995 til 2010.....	21
Figur 4-4 - Nominell verdi av NASDAQ-børsen. Tall hentet fra Datastream.	23
Figur 6-1 - Varians plottet mot tid for Norge, Japan, Canada og Tyskland	39
Figur 6-2 - Residualer for Norge plottet mot lag av residualer	40
Figur 6-3 - Residualer plottet mot lag av residualer etter ADL(10,10) for Norge	41

Tabeller

Tabell 7-1 - Alle land, hele Flood & Rose sin periode.....	42
Tabell 7-2 - Tester for rike og fattige.....	43
Tabell 7-3 - Tester for ulike valutakursregimer	44
Tabell 7-4 - Tester alle land samlet for hele perioden	46
Tabell 7-5 - Tester forskjellen mellom fattig og rik	47
Tabell 7-6 - Alle land med interaksjonsledd for faste og flytende kurser	48
Tabell 7-7 – Avvik fra glidende snitt	49
Tabell 7-8 - Alle land i en pulje med egne krsedatoer, hele perioden	50
Tabell 7-9 - Dummy-variabel for hvert enkelt land	51
Tabell 8-1 - ADL(10,7) for Brasil.....	57
Tabell 8-2 - ADL(10,7,10) for Brasil.....	58
Tabell 8-3 - Oversikt resultater fra ADL uten krsedummy.....	59
Tabell 8-4 - Oversikt resultater fra ADL med krsedummy	60

1. Innledning

De to siste årene har vært svært spente i markedet. Vi har opplevd en av de mest dramatiske økonomiske krisene i nyere tid som har blitt sammenlignet med både depresjonen på 30-tallet og oljesjokket på 70-tallet. Økonomien har kommet seg videre, men flere land sliter fremdeles med høy arbeidsledighet, lave renter og lav økonomisk aktivitet. Til tross for at finanskrisen nå mer eller mindre er erklært over er det fremdeles antydning til spenning i markedene hvor ingen egentlig vet om en ny nedgang kommer eller om fast grunn er nådd.

Frem til finanskrisen brøt ut opplevd den vestlige verden en fremragende vekst. Til tross for noenlunde samme tendenser som i forkant av "dot.com-krisen" som brøt ut ved millenniumskiftet var optimismen stor. Land hadde generelt lave renter samtidig som tilliten og troen på de store valutaene var stabil. Likevel opplevde man ikke en likevekt eller støtte for at teorien om udekket renteparitet (heretter URP) skulle holde. Denne teorien pålegger valutaen til høyrenteland å depresierte i forhold til valutaen til lavrenteland for dermed å utligne fortjenesten som oppstår som følge av renteforskjellene. Flood & Rose (F&R) (2001), Gyntelberg og Remolona (2007) og Lindaas (2009) mfl. har derimot vist at dette ikke er tilfelle. Til tross for finanskrisens utbrudd vedvarer forskjellene på en slik måte at man kan generere profitt ved å spekulere i renteforskjeller internasjonalt.

URP er blitt forsøkt bevist over flere tiår uten å finne særlig støtte (med få unntak som Chinn & Meredith (2004) og Huisman et. al. (1998)), men til tross for dette er teorien en grunnpilar som alltid blir drøftet i internasjonale finansfag. Alle er enige om sammenhengen, men ingen har så langt vært i stand til å bevise teorien empirisk under normale tidshorisonter. I 2001 publiserte F&R en artikkel som ser på teorien i krisetid. De konkluderer med at kriser ser ut til å fungere som en korrigerende faktor på en slik måte at URP holder bedre i unormale tider (kriser) fremfor i normale tider. Datagrunnlaget deres består av 23 land fra alle verdens kontinenter (foruten Afrika) som har opplevd minst én valutakrise i løpet av perioden. Vi vil i denne oppgaven utvide dette datasettet fra september 2000 til februar 2010 for inkludere både dot.com- og finanskrisen. F&R kommenterer en bedring i resultatene for perioden på 90-tallet kontra tilsvarende analyse for tidsperioden på 70- og 80-tallet. Det er derfor naturlig å vurdere om

denne trenden fortsetter. Den første problemstillingen vi forsøker å besvare er en direkte utvidelse av problemstillingen til F&R;

“Fungerer krisetid som en korrigerende faktor på forholdet postulert av URP, og har dette forholdet forbedret seg de siste ti årene?”

Naturlig nok finner heller ikke vi støtte for URP, men resultatene fra F&R ikke bare vedvarer, men forbedres når vi utvider tidsserien. Vi får ofte positive estimater, hvilket tilsier at selv om ikke forholdet er én-til-én, er retningen riktig sett i lys av teorien. Dette er i kontrast til flere tidligere studier hvor estimatene har indikert en motsatt effekt. Vi finner også en forskjell mellom ulike valutakursregimer, rike og fattige land, samt ved ulike definisjoner av krisetid. Vi har også forsøkt å vurdere om det er statistiske ulikheter mellom land uten at dette ga noen klare signaler.

I del to av analysen forsøker vi å se på det dynamiske aspektet ved URP ettersom det er naturlig å anta at det er tidsforsinkede effekter i forholdet som vil være betydningsfull. Renteforskjeller har nødvendigvis ikke en umiddelbar effekt på valutakursutviklingen, men de gjeldende renteforskjellene på tidspunkt t påvirker valutakursendringen på tidspunkt $t+n$. Av dette utleder vi vår andre problemstilling;

“Kan vi ved hjelp av dynamiske modeller påvise en utvikling i henhold til teorien om URP de siste 20 årene?”

Vi argumenterer for bruken av ADL-modeller for å greie å fange opp en eventuell tilpasning til likevekten (URP) over tid, i tillegg til å beskrive den kortsiktige effekten. Denne analysen støtter opp om funnene fra første del hvor vi finner svakt positive sammenhenger mellom variablene. Vi finner også at hastigheten mot likevekt ved et avvik fra URP er svært lav; altså at et avvik fra URP på lang sikt har en sterkt vedvarende effekt. Dette bidrar naturligvis til de svake resultatene vi finner. Dette gjelder også når vi forsøker å trekke krisetiden ut i en egen variabel. Samtidig ser vi at det langsiktige avviket er generelt sett statistisk ulikt én, men også her har krisetid en korrigerende effekt.

Vi erkjenner at det er begrensninger i analysen vår, noen forutsetninger har vi dessverre ikke greid å kompensere for slik at vi skal være forsiktig med å være bastant. Dette er derimot begrensninger som vil være gjeldende i alle analyser av URP. Dette gjelder også når vi benytter ADL-modellene i del to, begrensninger i forhold til egenskapene til tidsseriene, men vi argumenterer for at likevekt fremdeles eksisterer og at modellene kan benyttes. Det er også usikkerhet knyttet til definisjonen av krise, dette har vi kun i begrenset grad vurdert, men vil være interessant for en videre analyse.

Oppgaven er bygget opp slik at vi starter med å introdusere URP og bakgrunnen for teorien. Deretter kommenterer vi de største og viktigste krisene i datamaterialet vårt og hvilke land som blir berørt. Videre går vi gjennom metoden som blir benyttet i analysen del én og de statistiske forutsetningene som ligger til grunn for korrekte estimater. Før vi går i gang med analysen drøfter vi datamaterialet vårt og i hvilken grad forutsetningene er tilfredsstilt i dataene våre.

Den første analysen er delt opp i tre deler der vi gjenskaper resultatene til F&R samt en kort beskrivelse av dem. Deretter følger analysen for hele perioden sett under ett etterfulgt av introduseringen av våre egne krise- og dummyvariabler.

Vi starter del to av analysen med å introdusere ADL-modellene og de forutsetninger som ligger til grunn for bruk av dem, etterfulgt av vurdering av datamaterialet i lys av dette. Selve analysen er basert på et utvalg av seks land, Tyskland, Canada, Norge, Brasil, Japan og Australia. Vi avslutter oppgaven med et kapittel hvor vi drøfter essensen av resultatene fra begge analysene samt forslag til videre forskning.

2. Teori

2.1 Udekket renteparitet

URP har vært et omdiskutert tema i internasjonal finans i lang tid. Forholdet mellom valutakurser og renter ble diskutert så tidlig som 1889 av Walther Lotz, men det var ikke før den internasjonale handelen virkelig tok av at teorien om dekket renteparitet vokste frem (og derfra URP) (Isard, 1991). Teorien har vist seg gjennom en rekke studier å stemme svært dårlig med tall fra virkeligheten. Kort sagt går URP ut på at det skal være likegyldig om man veksler om fra en valuta til en annen nå eller i fremtiden. Eventuelle fortjenester på grunn av ulikt rentenivå mellom to land vil bli spist opp av en endring i valutakursene dem imellom. Det vil si at valutaen til et land med relativt lav rente vil appresiere i forhold til valutaen til et land med relativt høy rente. Et eksempel på en valuta med lav rente er japanske yen hvor den effektive renten til tider har vært negativ. Et høyrenteland kan være Australia hvor renten generelt har ligget på rundt 6 % de siste ti årene. Skal regelen om URP gjelde må da den japanske yen appresiere i forhold til den australske dollaren. Hvis dette er tilfelle er det internasjonale markedet i likevekt og det er ikke mulig å tjene på renteforskjellene. Gitt den australske renten på 6 % og en japansk rente på 1 %, sier URP at yen skal styrke seg med 5 % mot den australske dollaren slik at man havner i likevekt. Før vi utdyper URP videre og går nærmere inn på valutakurser og renter, skal vi først introdusere dekket renteparitet som ligger til grunn for denne teorien.

2.2 Dekket renteparitet

Dekket renteparitet sier at det ikke skal være mulig å tjene på rentedifferansen når man tar hensyn til både spot og terminkurs. Nettopp dette skiller dekket renteparitet fra udekket ved at en avtaler terminprisen på forhånd. I praksis betyr dette at man avtaler hvilken vekslingskurs som kommer til å gjelde i fremtiden. Hvis dekket renteparitet ikke holder åpner dette for en mulighet til en risikofri gevinst ved å gå lang i den rimelige valutaen og kort i den dyre for deretter å løse inn gevinsten. Et brudd på dette er en indikasjon på et marked som ikke fungerer (Top, 1988).

Det er gjort mange studier på om dekket renteparitet holder, en av studiene ble gjort av Taylor (1988). Han brukte data hentet fra Bank of England, dette var data som var tilgjengelig i markedene og ble brukt av spekulanter. Ved hjelp av dette fant han ut om det var mulig å

generere risikofri gevinst eller arbitrasje. Han konsentrerte seg om uker hvor det hadde vært store svingninger i markedet, for eksempel i Storbritannia 1967 da pundet ble nedskrevet, 1972 da det ble bestemt at valutakursen til pundet skulle være flytende, og ved valgene i 1979 og 1987. Taylor fant at det var mulig ved gitte tidspunkt å gjøre en risikofri handel og komme ut med en liten gevinst. Investerte man på et bestemt tidspunkt 1 000 000 pund kunne man komme ut med en gevinst fra 472 pund til den største gevinsten som var cirka 8000 pund. De største gevinstene fant han rundt nedskrivningen i 1967. Gevinsten ble også mindre jo lengre tid det gikk fra den spesifikke hendelsen fant sted og det kan virke som om markedene fungerte bedre etter hvert som årene gikk. Avvikene fra dekket renteparitet blir av Taylor begrunnet med begrensninger i tilgangen på kreditt raskt for spekulantene.

2.3 Valutakurser

Når man ikke avtaler en pris på forhånd er man naturligvis utsatt for svingninger i valutakursene. Valutakurser er i all sin enkelhet prisen på en valuta gitt i en annen valuta. Prisen på valuta har de samme egenskapene som prisen på et hvilket som helst annet gode, og er derfor også meget volatil. Valutakursen bygger på elementære samfunnsøkonomiske prinsipper som blant annet renter, kjøpekraft og handelsbalanse. Derfor har økonomer alltid forsøkt å finne modeller som kan predikere kurssvingningene (Cheung, Chinn, & Garcia Pascaul (2003), Meese & Rogoff (1983) mfl.). Det er blitt sett på mange variabler som ved teoretisk begrunnelse skulle kunne forklare svingningene i valutakursene. Noen har klart det bedre enn andre, men som regel har de modellene som har vist gode egenskaper innenfor et gitt datasett, ikke fungert utenfor datasettet (Meese & Rogoff, 1983). En enkel random walk modell er fremdeles en av de bedre metodene til å predikere valutakursen, der valutakursen i går er den beste indikatoren for hvordan valutakursen blir i dag. På lengre sikt som to til fire år, er det etablert noen modeller som til en viss grad forklarer svingningene. På en kortere og mer naturlig tidshorisont derimot (én måned til ett år) er det fortsatt ingen god modell som kan forklare svingningene. En slik modell ville vært til stor hjelp for forskjellige beslutningstakere som sentralbanker. En sentralbank ville kunne vite hvordan en endring i pengepolitikken vil få innvirkning på valutakursen og dermed eksporten, importen og konkurranseevnen til landet. For eksporten til et land vil en sterk valutakurs gjøre det vanskelig å eksportere varer, mens en svak valutakurs vil

gjøre det enklere. USA har de siste årene anklaget Kina for å holde sin valutakurs kunstig lav slik at de fortsatt skal kunne eksportere varer billig til utlandet ((Øverbye, 2009) (Krekling Vojislav, 2010)). I dette tilfellet vil en svak kinesisk valuta være negativt for USA som naturlig nok ønsker å produsere varene sine selv, men som ikke klarer å konkurrere med de rimelige varene fra Kina.

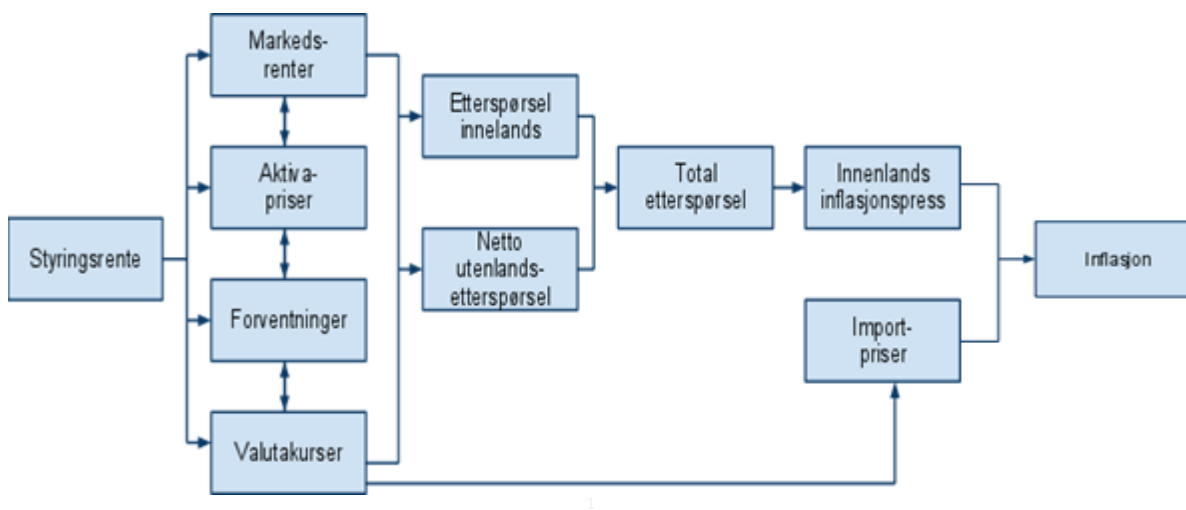
2.4 Renter

Den andre komponenten i URP er rentene til de ulike landene. Utgangspunktet for rentene er styringsrenten som settes av sentralbankene. De fleste sentralbankene i dag har enten som mål å ha en stabil valutakurs (slik som Danmark og Hongkong i vårt datasett) eller holde lav og stabil inflasjon (Norge, England, USA, Eurolandene). En fast valutakurs mot en annen valuta har historisk vist seg å være problematisk, for eksempel Argentina som holdt pesoen i et én til én-forhold mot USD. Dette førte etter hvert til en overvurdert peso som endte i en valutakrise (Feldstein, 2002). Andre eksempler er Mexico og tequila-krisen (se kapitlet om kriser), mens Malaysia opplevde at fastkursen bidro til å hjelpe landet ut av Asiakrisen grunnet lavere valutakursrisiko som hjalp eksporten (Tenold, 2002).

Når en sentralbank endrer styringsrenten for å styre økonomien fungerer renten gjennom flere kanaler (se Figur 2-1). I hovedsak endrer de renten for å prøve å påvirke nivået på forbruket i samfunnet. Når mengden av penger som benyttes i samfunnet øker mer enn produksjonen i samfunnet blir resultatet inflasjon. Inflasjon er i seg selv ikke dårlig for et land, problemet kommer når inflasjonen blir for høy og ustabil. Det kan føre til at det økonomiske systemet i landet bryter sammen. Skulle økonomien oppleve det motsatte med negativ prisvekst eller deflasjon, vil dette også ha negativ innvirkning på økonomien. I en slik situasjon vil innbyggerne være bedre tjent med å spare fremfor å bruke penger ettersom prisene synker og varer blir rimeligere. Resultatet er at økonomien i landet stopper opp.

Når en sentralbank endrer renten, endrer de renten som kreves for å låne til finansielle institusjoner i landet. Det vil igjen påvirke renten som bankene setter til sine kunder. En reduksjon i renten vil i all enkelhet føre til at det er mindre attraktivt å spare og mer attraktivt å låne, dette vil stimulere til økt forbruk. Reduksjon i renten kan også føre til økte aktivapriser som for eksempel boligpriser og aksjepriser. Økte boligpriser gjør det mulig for eksisterende

huseiere å øke lånet på huset for å finansiere økt forbruk. Forbrukerens forventninger til fremtiden kan også bli endret ved en renteendring, som igjen påvirker forbruket i dag. Se figuren nedenfor for en oversikt over de ulike rentekanalene.



Figur 2-1 - Pengepolitikens transmisjonsmekanisme¹

Legg spesielt merke til at en renteendring kan påvirke valutakursene, men hvordan de blir påvirket er vanskelig å forutse. En økt rente vil gjøre det mer attraktivt for investorer å investere penger i landet. Dette vil igjen øke etterspørselen etter valutaen som isolert sett vil medføre en appresiering, men denne renteøkningen vil også redusere konsumet og investeringen i landet. Dette vil følgelig bremse økonomien som helhet og vil igjen påvirke negativt for valutakursen.

Noen av kanalene har en raskere effekt enn andre. Det er en tidsforsinkelse mellom når styringsrenten blir endret og når det får utslag i forbruket, sparing og utlån, og det tar enda lengre tid før det påvirker prisene i landet. Beregninger som er gjort indikerer at det tar bortimot ett år før man får en maksimal effekt av renteendringen på produksjonen, og opp mot to år for maksimal effekt på inflasjonen (Bank of England, Monetary Policy Committee, 1999). I del to av analysen prøver vi å ta hensyn til denne forsinkelsen som er mellom en renteendring og valutakursutviklingen. Vi benytter i denne oppgaven interbankrenter (fullstendig oversikt er lagt til appendiks 1).

¹ Figuren er hentet fra (Bank of England, Monetary Policy Committee, 1999, s. 3)

3. Litteratur

Vi har tidligere hevdet at det er gjort mange forsøk på å bevise URP. Her skal vi gå nærmere inn på noen av de viktigste artiklene samt introdusere F&R som denne oppgaven bygger på. Når vi videre snakker om betaverdier, er det verdien som representerer forholdet mellom valutakursutviklingen og rentedifferansen. For at URP skal holde, må betaverdien være lik én, dette betyr at høyrenteland vil depresiere mot lavrenteland (eller at lavrenteland appresierer). Er betaverdien negativ betyr det at URP for det første ikke holder og vi har i tillegg en situasjon hvor valutakursene reagerer motsatt av hva URP tilsier. Dette vil si at den australske dollaren vil appresiere i forhold til den amerikanske dollaren, til tross for at rentenivået i Australia er betydelig høyere enn hva det er i USA. Vi kommer nærmere innpå dette i metodekapitlet.

Froot & Thaler (1990) fant i sine målinger at deres betaverdi var -0,88. Da brukte de estimater fra 75 ulike publiseringer. Andre som har forsøkt å måle URP er blant annet Frankel (1989), Backus, Gregory & Telmer (1993) og Froot & McCallum (1994). Alle rapporterer om en negativ sammenheng mellom valutakurs og rentedifferanse, stikk i strid med teorien, da de brukte valutakurser for store utviklede nasjoner. Huisman et. al (1998) testet ved å se på dataene som paneldata og de delte det opp i perioder med normal og unormalt høy avkastning. De fant for periodene med unormalt høy avkastning at de ikke kunne avvise URP, betaen hadde en verdi på 1,04 og standardavviket var 0,20. Lewis (1995) drøftet hvorfor disse gevinstene oppstår og de konkluderte med at både risikopremie, ikke-effektivt marked læring og peso-problemet er noen av årsakene til at vi ser en gevinst. Likevel er det vanskelig å finne støtte for disse individuelt og de bør derfor vurderes sammen.

Flood og Rose (2001) – Uncovered interest parity in crisis

Rober P. Flood og Andrew K. Rose skrev i 2001 en artikkel som tar for seg URP i 23 land. Tidsintervallet de ser på er 1990-tallet hvor de fokuserer på de ulike krisene som enkelte land gjennomgikk i perioden, og sammenligner med land som ikke hadde noen betydelige kriser. De kommer frem til at URP passer bedre for data på 90-tallet enn hva det historisk sett har gjort. URP fungerte systematisk bedre for land som gikk gjennom en krise² enn for land som styrte

² Krise blir definert om landet har byttet valutakursregime

renten etter fast eller delvis fast valutakurs under 90-tallet. De bruker tilgjengelig data fra Bank for International Settlements (BIS) og Bloomberg, og ser på beregninger for daglige, ukentlige, månedlige og kvartalsvis tidshorizont. F&R mener det er sannsynlig at URP fungerer annerledes for land som har vært i en krise siden både valutakurser og renter da er mer volatil enn hva som er normalt. Dette gjør risikoen for spekulanter og sentralbankene høyere. De mener også at hvis man har en krise i tidsperioden man tester, kan URP oppføre seg annerledes enn i en periode hvor det ikke er krise.

F&R finner at URP fortsatt ikke holder, men valutakursen til høyrenteland har en tendens til å depreciere. Et annet funn de gjør er at URP holder dårligere for land som har fast valutakurs samt at i snitt er en positiv betaverdi mellom valutakursutvikling og rentedifferanse gjennom 90-tallet. Dette står i kontrast til undersøkelser fra tidligere perioder som viser en negativ sammenheng. Forholdet ser med andre ord ut til å eksistere i større grad i nyere data.

3.1 Konsekvenser

Hvilke betydninger har dette for økonomien når prisen på pengene i de ulike landene (rentene) ikke ser ut til å ha noen distinkte føringer på hvordan prisforholdet mellom ulike pengene (valutakurser) utvikler seg?

Ved at ulike land har ulike renter og vi ikke kan påvise at valutakurser nøytraliserer denne differansen åpner dette opp for spekulasjon. En type spekulasjon som tidvis har vist seg å gi en betydelig avkastning er carry trade. Dette er i all sin enkelhet et veddemål om at URP ikke skal holde. Andre former er valutalån, hvor man henter finansiering i lavrenteland. Dette var spesielt populært på Island hvor mange finansierte boligene sine med lån fra Japan. Carry trade er et emne som har fått mye oppmerksomhet de siste årene. Lindaas (2009) gir en oversikt og finner i likhet med Gyntelberg og Remolona (2007) at avkastningen har tidvis vært betydelig. Rikardson et. al. (2009) utvidet rapporten til Gyntelberg og Remolona og kunne konstatere at finanskrisen ikke gjorde et dypere innhugg i avkastningen enn at carry trade fremsto som mer lukrativt enn aksjespekulasjon. Det skal nevnes at risikoen ved slik spekulasjon er vanskelig å tallfeste og mye litteratur omhandler dette for å kunne vurdere denne formen for spekulasjon opp mot annen spekulasjon. Darvas (2009) viste for eksempel at når transaksjonskostnader ble inkludert var

den faktiske avkastningen av de ulike strategiene fortsatt meget høy, men gjennom perioden var utviklingen så volatil og skremmende at ingen spekulant ville tørre å sitte på denne posisjonen lenge nok. Risikoen til slik spekulasjon er følgelig svært høy og det er flere eksempler på hvor det har gått svært galt som følge av den betydelige nedsiderisikoen (se for eksempel (Vanvik, 2010).

Konsekvensene av at teorien om URP *ikke* holder har derfor store følger for kapitalstrømmene som beveger seg, jo mindre teorien holder jo mer åpner denne muligheten for spekulasjon. Ettersom carry trade-fenomenet raskt kan få en selvforsterkende effekt kan man se kraftige utslag i kurser som igjen kan lede til større valutakriser (Lim, 2007).

4. Datagrunnlag

I denne oppgaven vil vi videreføre analysen til F&R og vi benytter deres data først for å gjenskape resultatene for deretter å utvide datasettet med valutakurser og renter frem til 4. februar 2010. Vi vil her gå litt mer detaljert igjennom dataene for å gi et bilde av hvilke forhold som lå til grunn for krisene F&R har definert. Kriser blir behandlet på tre ulike måter, i gjenskapningen av resultatene er det krise om landet i løpet av perioden har endret valutakursregime. Videre defineres kriser ut fra fastsatte datoer forankret i historiske hendelser. Den siste metoden er å definere et avvik fra glidende snitt til valutakursen som vi kommer nærmere inn på i analysen.

Vi har en database med totalt 23 land, i likhet med F&R, som består av 13 utviklede nasjoner samt 10 utviklingsland. Dataene fra 1990 frem til september 2000 er hentet hovedsakelig fra Bank of International Settlements (BIS), men er supplementert med data fra Bloomberg. De nye dataene (data fra perioden etter september 2000) er hentet fra Thompsons Datastream.

Alle landene som er med i datasettet er preget av minst én krise i løpet av perioden som blir drøftet under, kort hva som skjedde og hvilke utfall de fikk. Krisene ligger til grunn for defineringen av perioder hvor landet opplever unormal utvikling i markedsrenter eller valutakurser. En fullstendig oversikt over hvilke land som blir påvirket på hvilke datoer er listet opp i appendiks 2. Vi starter med å gå gjennom den finske bankkrisen som er den første krisen registrert i datagrunnlaget vårt.

Den finske bankkrisen

Gjennom 1980-årene gjennomgikk det finske banksystemet en kraftig liberalisering. Landet hadde et av de største og mest utviklede nettverk i Skandinavia, men nettverket var dyrt å operere og lønnsomheten var ikke like god som hos nabolandene (Nyberg & Vihriälä, 1993).

En kronologisk oversikt over dereguleringen er laget av Nyberg & Vihriälä (1993, s. 11). I 1986 og 1987 tas det flere viktige beslutninger, blant annet får bankene tillatelse til å bestemme renten fritt, samt at lange lån ble gitt til utvalgte sektorer uten begrensning. Dette bidro til en økt belåning i økonomien som kun delvis ble tatt hensyn til av regjeringen. Lån var den overlegent

rimeligste formen for finansiering grunnet skattefritaket på rentene og høy beskatning på egenkapital.

Positive etterspørselssjokk ga ekstra boost til økonomien. Kredittliberaliseringen og den stabile økonomiske veksten på 80-tallet, sammen med reduserte oljepriser, økte eksportinntekter og åpningen av aksjemarkedene etter 87-krisen (Black Monday) resulterte i en svært optimistisk holdning i samfunnet (Nyberg & Vihriälä, 1993, s. 13). Den politiske responsen var begrenset og treg, men når valutaen endelig fikk flyte, appresierte den i tillegg til at de korte rentene økte betraktelig ved utgangen av 1989. Lånefesten var nå på hell og i 1991 kollapset eksporten til Sovjet som var en av de viktigste handelspartnerne. Denne kollapsen er blitt beregnet til å medføre en reduksjon på hele 2,5 % av BNP (Nyberg & Vihriälä, 1993, s. 17). Arbeidsledigheten steg kraftig til over 11 % ved utgangen av 1991. I juni 1991 ble den finske Markken linket til ECU³ i et forsøk på å øke tilliten til valutaen. Dette fungerte derimot ikke spesielt godt og i november samme år ble valutaen devaluert hele 12,3 %. Antall konkurser steg raskt, låneraten steg (primært i utenlandsk valuta) og tap økte. Det endte med at de tungroddede bankene opplevde store tap som igjen resulterte i konkurser med Skopbank som ledet vei. Paralleller dras også til de skandinaviske landene Sverige, Danmark og Norge som opplevde tilsvarende kriser drøftet av Koskenkylä (1992).

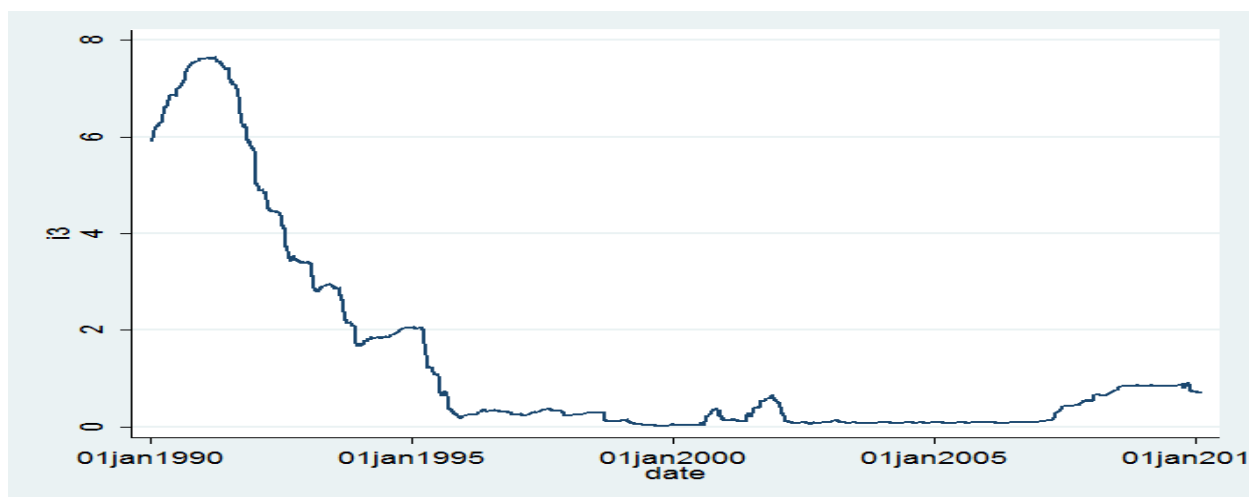
Japans tapte tiår⁴

I begynnelsen av 1990 tallet startet en nedgang i den japanske økonomien som skulle bli lengre enn antatt. Japan har siden den gang aldri klart å komme opp på samme nivå som de var før krisen og har siden hatt særdeles lav rente (se Figur 4-1). Japanske yen har følgelig vært en foretrukken finansieringsvaluta for carry trade spekulanter og mange valutilån har sin opprinnelse derfra. I andre halvdel av 1980-tallet var Japan en fremadstormende økonomi med unormal høy vekst og en inflasjon tilnærmet lik null. Dette mente markedet var positive tegn og førte til en markant nedgang i risikopremier, forventninger om desto bedre tider, økte aktivepriser og en økning i utlån. I samme periode ble det også innført en rekke tiltak for å

³ European Currency Unit

⁴ Dette avsnittet er basert på Kanaya & Woo (2000)

liberalisere finansmarkedene. Denne liberaliseringen gjorde at bankene kunne utvide sine risikable porteføljer, som bidro til økte utlån til både konsumenter og til små og mellomstore bedrifter. Aksjemarkedet nådde sin topp på slutten av 1989 og boblen sprakk for alvor sommeren 1990. Nedgang i den økonomiske veksten, sammen med en drastisk nedgang i aksjemarkedet og boligprisene gjorde at tilstanden til bankene ble verre. På grunn av den lave økonomiske veksten var det mange bedrifter som ikke klarte å betjene lånene sine, og japanske banker fikk stadig dårlige kredittverdighet fra internasjonale ratingbyråer. I 1993 var det japanske aksjemarkedet på sitt bunnpunkt. Styringsrenten ble satt kraftig ned for å hjelpe økonomien tilbake til der den var før krisen, men dette har ikke lyktes.



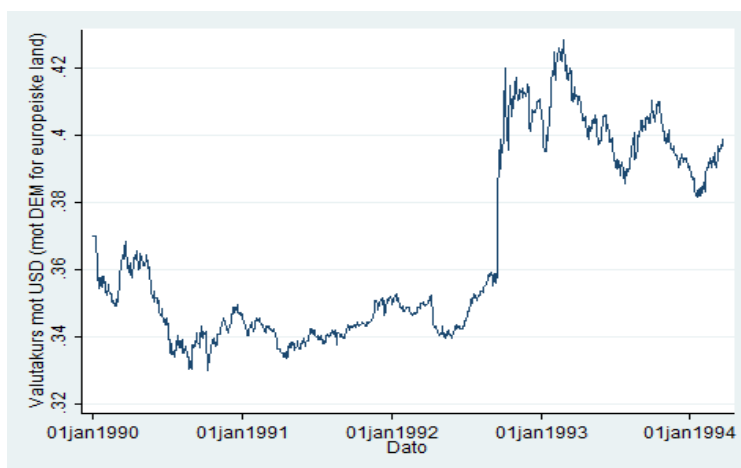
Figur 4-1 - 3 måneders interbankrente Japan

Black Wednesday

16. september 1992 skjedde det store endringer i det europeiske valutamarkedet. Figur 4-2 illustrerer den dramatiske kursendringen til det britiske pundet som skjer i det de velger å forlate ERM⁵. De fleste europeiske valutaene får en kraftig korreksjon denne dagen. Sammen med kraftige kutt i rentene i Storbritannia kunne britene starte den økonomiske innhenting igjen (Budd, 2005, s. 27). Storbritannia gikk inn i ERM med en låst valutakurs mot tyske mark (DEM) i håp om å gi valutaen et nominelt anker. Dette ankeret skulle være deres middel mot å bekjempe den kraftige inflasjonen som rådet på denne tiden (i snitt rundt 10 %). Dette har blitt

⁵ European Exchange Rate Mechanism, introdusert i 1979 som endel av EMS (Europeiske valutasamarbeidet).

kraftig kritisert i ettertid og anklaget for å være totalt mislykket, men som Budd (2004, s. 23) kommenterer er det for enkelt å gi dette all skyld. Gitt de målene som var grunnlaget for inntredelsen så var den dels suksessfull. Inflasjonen hadde ved uttredelsen fra ERM falt til 4 %, rentene redusert fra 14 til 10 % mens BNP falt med 1,4 % i 1991 og steg med 0,2 % i 1992. Arbeidsledigheten så derimot en økning fra 1,7 millioner til 2,8. Likevel mener Sir Alan Budd at selv om medlemskapet var delvis mislykket, var det starten på en lang periode med kraftig vekst og økonomisk fremgang med økt produksjon, lav og stabil inflasjon samt synkende arbeidsledighet (Budd, 2005).



Figur 4-2 - Britisk pund mot tyske mark

1993 og EMS-krise⁶

Fra 2. august 1993 ser vi kraftige utslag i valutakursen til både Frankrike og Danmark (i tillegg til Portugal, Spania og Belgia). Det var forventet at valutaene ikke ville greie å holde verdien innenfor det satte båndet på 2,25 % mot DEM. Når den tyske sentralbanken nektet å redusere renten ble det til slutt besluttet å øke båndet til 15 % etter at store pengesummer ble brukt for å holde kursen innenfor det opprinnelige båndet. Dette tillot valutaene å depresiere desto mer mot den DEM som førte at spekulasjonsangrepene stoppet. Det nye utvidede båndet tillot også Frankrike og Danmark å redusere rentene for å bekjempe resesjonen innad uten at dette førte til kapitalstrøm ut av landet (som følge av depresieringen).

⁶ Avsnittet er basert på utdrag fra Salvatore(1996)

Gorbatsjov begynte sin reformering av økonomien i 1985, og dette ble mer eller mindre videreført av Jeltsin fra 1991 og videre etter Sovjetunionens fall. Økonomien var derimot svært lite effektiv, bankvesenet fungerte dårlig og kredittmarkeder var så fraværende at små bedrifter nesten ikke eksisterte, til tross for at rundt 70 % av økonomien var privatisert i 1994. Som fersk markedsøkonomi opplevde landet ikke vekst og BNP falt med hele 9 % i 1993, 12,6 % i 94 og 4,1 % i 95 (Hagen, 2006, s. 86).

I midten av 1993 avskaffet Russland og de omliggende statene valutaunionen for å innføre en ny Rubel i Russland. Fremdeles var sentralbanken ute av stand til å stabilisere valutakursen (primært gjennom kjøp og salg i valutamarkedet) og dette kulminerte i en valutakrise sent i 1994 hvor man ønsket både en stabil valutakurs samt en monetarisering av myndighetenes gjeld (sentralbanken ble satt til å finansiere budsjettunderskuddene). Verdien på Rubelen stupte 19. desember 1994 etterfulgt av en rekorddevaluering 20. januar 1995.

I perioden frem til 1998 ble Russland møtt av nok en valutakrise som innebar kraftig inflasjon, budsjettunderskudd og utenlandsgjeld. Med skrekkehistorier fra Asiakrisen forsøkte styresmaktene så lenge som mulig å opprettholde verdien på Rubelen, men 17. august 1998 måtte de gi tapt og sentralbanken utvidet grensen for verdien på valutaen som nå kunne svekkes med 30 % i forhold til tidligere verdier (Kharas, Pinto, & Ulatov, 2001, s. 1). Kort tid etterpå ga de opp å holde valutakursen og lot den flyte fritt med det resultat at den depresierte kraftig nok en gang.

⁷ Avsnittet er basert på Hagen (2006)

Krisen som fant sted i Mexico i 1994 har fått mye oppmerksomhet i tiden etter. Den har blitt omtalt av mange forskere og studert nøye. Til tross for denne omfattende forskningen har ikke forskerne klart å komme frem til noen konsensus om hvordan denne krisen kunne oppstå og hva som var de underliggende årsakene. Blant annet hevder Edwards, Steiner & Losada (1996) at årsakene til krisen var meget komplekse og det finnes ikke noen enkel forklaring på den.

I begynnelsen av 1990 tallet gikk Sentralbanken Banco de México (BOM) vekk fra å ha en fast valutakurs mot amerikanske dollar til å opererte med et bånd som valutakursen kunne svinge innenfor. De gjorde dette i et forsøk på å tilpasse inflasjonsforskjellene som det var mellom Mexico og USA. En episode som er blitt pekt ut som en viktig årsak til krisen, fant sted i april 1994. De meksikanske myndighetene ville svare på de økende problemene de hadde med å behandle landets enorme gjeld i peso. De ville avverge videre økning i innenlandsk rente ved å subsidiere tesobonos⁸ for cetas⁹, uten at de gjorde noe med båndet til valutakursen. Dette var en av årsakene til en massiv kapitalflukt som tok sted i 1994. Resultatet var at BOM måtte devaluere valutaen i desember, i tillegg til å måtte bruke 4 milliarder USD for å forsvare den nye valutaen. Men markedet mente devalueringen ikke var tilfredsstillende og 22. desember måtte BOM legge om til flytende kurs, som førte til pesoen stupte i verdi nok en gang (Krugman, 2000).

⁸ Statsobligasjoner med kort horisont utstedt av den meksikanske regjeringen notert i peso

⁹ Statsobligasjoner med kort horisont utstedt av den meksikanske regjeringen notert i dollar

Så sent som i tredje kvartal av 1997 viste få indikatorer noe varsel om oppbremsing av veksten i verdens fremvoksende økonomier, men 14. august ser vi et kraftig utslag i Indonesia hvor den indonesiske Rupien svekkes markant mot amerikanske dollar. Et nytt kraftig utslag i valutakursen kommer 17. august 1998 (se eksempel i Figur 4-3). Zhuang og Dowlong (2002) forsøkte å identifisere årsakene til krisen empirisk ved bruk av en EWS-modell (Early warning model – tidlig varslingsmodell) på de landene som ble hardest rammet av krisen; Indonesia, Sør Korea, Malaysia, Filipinene, Singapore og Thailand (det er kun Filippinene og Singapore vi ikke har med i utvalget vårt). De finner at modellen deres greier å varsle krisen statistisk på bakgrunn av noen utvalgte ledende indikatorer. De konkluderer med at siden flere av indikatorene i indeksen deres signaliserer at noe galt bygger seg opp, innebærer dette at krisen trolig skyldtes svakheter i økonomien. Blant annet en appresiering av den reelle valutakursen som svekket eksporten og en kraftig lånevekst innenlands (Zhuang & Downling, 2002, s. 19). For Malaysias del bemerker vi at de i perioden også har vekslet mellom både fast og flytende valutakursregime. Som et grep under Asiakrisen valgte de å låse valutaen mot dollar frem til starten av 2005, som det eneste landet i utvalget vårt som faktisk har byttet tilbake til fast. Se Figur 4-3.



Figur 4-3 - Malaysias valutakurs fra 1995 til 2010

Argentina gjennomgikk en kraftig liberalisering av markedene i løpet av 90-tallet som gjorde det mulig for kapitalstrømning inn til landet. Finansiering ble lettere tilgjengelig både av innenlandsk og utenlandsk valuta. En stabil økonomisk vekst fulgte i årene frem til 1994 da Tequila krisen brøt ut i Mexico, dette ga Argentina problemer med tilliten fra investorene og de svarte med å binde rentene samt å bekrefte fastkursen mot dollaren. Lån fra IMF gjorde det mulig å følge denne politikken men den økonomiske veksten fortsatte svakt i årene som kom. Etter nye krav fra IMF i starten av 1999 ble situasjonen vanskeligere og etter valget i desember 1999 ble situasjonen ytterligere forverret. Den nye politikken innebar å redusere rentene og øke skattene for å dekke underskuddet på handelsbalansen. Dette ble forsøkt innført i en tid da utenlandske renter var på tur opp og økonomien gikk videre inn i en resesjon. Situasjonen fortsatte frem til 2001 da økonomien praktisk talt kollapset. Verheyleweghen (2002) skrev en avhandling om valuta- og finanskrisen i 2001 og beskrev en endring av holdninger i kapitalmarkedene etter den kraftige devalueringen av den russiske rubelen. Dette forplantet seg slik at kapitalinnstrømningene som Argentina hadde nytt godt av plutselig tørket inn. Tilliten til valutaen svekket seg kraftig og et for stort budsjettunderskudd endte med en kraftig devaluering av den argentinske pesoen. Sammen med problemer som korrupsjon, politisk uro og inflasjonen endte det i en ny valutakrise.

¹⁰ Avsnittet er basert på Hanke (2002)

Etter et tiår med flere kriser i flere deler av verden stod store teknologiselskaper for tur. Av grafen under ser man en eksplosjon i verdien av selskapene notert på NASDAQ-børsen, til tross for at få, om noen, fundamentale nyheter ble lansert. Fra slutten av 1999 til ut i 2000 ble verdien av børsen doblet. Like dramatisk forsvant tre-firedeler av verdiene i perioden februar 2000 til september 2002, også dette uten at store nyheter ble lansert (DeLong & Magin, 2006, s. 8). Se Figur 4-4.



Figur 4-4 - Nominell verdi av NASDAQ-børsen. Tall hentet fra Datastream.

De virkelige årsakene til krisen diskuteres fortsatt. Om den startet når Netscape Communication gikk på børs eller etter Greenspans tordentale om "Irrational Exuberance" (irrasjonell overdådighet) som umiddelbart fikk hele verdens børser til å falle opptil 4 %, diskuteres ennå. Man så en voldsom oppblåsing av verdier fra teknologiselskaper som hentet kapital og investerte langt over hva de kunne finansiere. Da hverdagen innhentet dem, forsvant de like raskt sammen med arbeidsplassene. Cnet har laget en liste over de 10 verste teknologiselskapene som kom og forsvant like raskt. Webvan topper listen, selskapet eksisterte i knappe 2 år (oppstart i 1999, konkurs i 2001). I løpet av de to årene rakk selskapet å hente 375 millioner dollar fra markedet, bli verdsatt til 1,2 milliard i det de gikk på børsen, samt å etterlate seg 2000 personer uten jobb da de stengte virksomheten i juli 2001 (German, 2007).

¹¹ Avsnittet er basert på DeLong & Magin (2006)

Finanskrisen som har herjet med økonomien de siste årene har vært en av de verste globale krisene i den senere tid. Årsakene til krisen er som ved de fleste kriser komplekse, og det er vanskelig å få oversikt over hvordan alt henger sammen. I løpet av de siste tiårene har det finansielle systemet utviklet seg slik at det er mulig å gjennomføre en handel langt mer effektivt enn tidligere. I dag er det i praksis mulig å kjøpe eller selge enhver form for kontantstrøm med nøyaktig den risikoen en selv ønsker.

Ved å splitte finansielle instrumenter opp i flere deler kan man skreddersy pakker med ulik risiko, dette har hatt stor betydning for hvordan risiko har skiftet eier i den senere tid. Risikoen kan nå tilfalle de som har mulighet til, eller et ønske om å bære denne. Dette gjør at man kan forsikre det en ønsker og gir muligheter til å spekulere på en måte som ikke har vært mulig tidligere. Denne oppdelingen av risiko sammen med en stabil og kraftig verdiøkning på bolig gjorde at man fikk en kraftig økt belåning hos konsumenter. Lån, som for eksempel huslån, ble samlet i nøye skreddersydde porteføljer og solgt videre som ulike investeringsporteføljer.

Bankene i USA ble pålagt å gi ut lån til personer som ikke nødvendigvis kunne betjene disse. Dette skjedde så tidlig som under Clinton hvor politikere fremmet "hus for alle" (Coy, 2008). En annen årsak til at finanskrisen rammet hardt i USA er at huslån følger huset og ikke eieren. Dette betyr i praksis at hvis man eier et hus, men ikke kan betjene lånet, kan man levere inn nøklene til banken og dermed bli kvitt både hus og gjeld. Dette gjør risikoen til bankene mye høyere. Lånene ble satt sammen i ulike porteføljer og solgt videre til investeringsbanker og spekulanter over hele verden. Dette medførte ingen problemer så lenge boligprisene steg, lånene kunne da refinansieres og folk kunne dermed i større grad betjene dem. Porteføljene ble strukturert på en slik måte at risikoen ble spredd og forventet tap betydelig lavere. Selgerne av lånene fikk kreditt som de ellers ikke ville fått. Det høres ut som et spill hvor begge vinner, en ren effektiviseringsgevinst. Problemet var at ingen hadde oversikt over hvem som faktisk satt med risikoen. Alt så bra ut inntil 2007 da ble det klart at kvaliteten på noen av lånene, og da spesielt boliglånene, ikke var like god som mange hadde trodd. Misligholdelse medførte dermed

¹² Avsnittet er basert på Cecetti (2008)

til at bankene satt med mer risiko kontra banker i Norge hvor den enkelte låntaker bærer risikoen. Det som skjedde i begynnelsen av 2007 kan kort oppsummeres med at boligprisene var på et enestående høyt nivå, boligeiere hadde mer gjeld enn noen gang tidligere. Når da boligprisene begynte å falle kunne ikke låntagerne refinansiere lånene og satt dermed med lån større enn de ikke kunne betjene.

I februar 2007 startet krisen da flere store utlånere av subprimelån rapporterte om store tap og en økning i spredningen mellom risikofrie papirer og verdipapirer (credit spread). Det første tegnet på krisen kom den 9. august 2007, da den store franske banken BNP Paribas stoppet midlertidig innløsning av tre av sine fond som var sikret med amerikanske subprime lån. Som en direkte konsekvens av dette steg umiddelbart dagsrentene i Europa kraftig. De sentrale myndighetene prøvde å hjelpe markedet ved å tilføre penger inn i systemet, men interbankrentene forble høye. Det gjorde at interbankmarkedet tørket ut, det var ikke lenger mulig for bankene å hente penger seg imellom. Etter at krisen slo inn rapporterte flere banker om problemer med å verdsette eiendelene i balansen sin. Når bankene ikke greide dette, kunne de heller ikke vite hva de kunne låne ut (jf. kapitaldekningsbehovet). I tillegg hadde usikkerheten i markedet økt, dette igjen førte til at bankene måtte redusere utlånene sine.

Disse to faktorene bidro til kraftig redusert tilgang på kapital i markedet og gjorde det nesten umulig for flere finansielle mellomledd å finansiere seg gjennom de tradisjonelle kanalene. Ingen visste verdien på verdipapirene eller hvilke av låntakere som var kredittverdige. Legger man til at bankene ikke ville låne ut i frykt for restriksjoner fra myndighetene, var finanskrisen et faktum. Utslagene av krisen var dramatiske og vises svært tydelig i våre data for samtlige land. Renter stuper og voldsomme valutakursendringer skjer over en svært kort tidsperiode. Følger vi funnene til F&R om at krisetid fungerer som en form for korreksjon i forhold til teorien om URP, burde vi se betydelige effekter ved å inkludere denne krisen i analysen.

Vi fortsetter nå med å gå igjennom metoden og beskrive hvordan vi tester udekket renteparitet, samt drøfte forutsetningene som ligger til grunn og gi en vurdering av datamaterialet vårt.

5. Metode

5.1 Utledning og hvordan vi tester udekket renteparitet

Vi gav en beskrivelse av URP i kapittel 2, her skal vi gå gjennom utledningen av denne matematisk og transformere den om til en funksjon vi kan teste statistisk. Først er det viktig å legge frem de to forutsetningene som ligger til grunn for denne teorien (Juel, Haarberg, & Bruce, 2002).

- Ingen transaksjonskostnader

Transaksjonskostnader er definert som kostnader forbundet med en transaksjon. Selv om de er marginale viser studier at det faktisk har en betydning i forbindelse med avkastningen til for eksempel carry trade-posisjoner (Darvas, 2009). Transaksjonskostnadene vil skape forstyrrelser i markedet slik at en perfekt likevekt ikke vil kunne eksistere.

- Risikonøytrale investorer

For at markedet skal være helt jevnt fordelt er vi avhengige av at aktørene opptre 100 % risikonøytralt. Det betyr at informasjonen må være perfekt, jevnt fordelt og tilgjengelig for alle. I tillegg må både gode og dårlige nyheter bli vurdert identisk av de ulike aktørene i markedet. Dette er en utopi ettersom risiko er vurdert individuelt med ulik risikoaversjon. Flere artikler diskuterer dette fenomenet, se blant annet Brunnermeier, Nagel & Pedersen (2008) og artikkelen "The unwinding of carry trade" (dominoeffekten av carry trade, hvor posisjonene blir oppløst).

Gitt en valutaposisjon sitter man med tre ulike elementer, renten lokalt, utenlandsk rente samt valutakursen mellom de to gitte valutaene. URP innebærer en åpen posisjon hvilket medfører et usikkerhetsmoment. Vi følger F&R sin utledning som er i samsvar med litteraturen forøvrig.

$$(4.1) \quad (1 + i_t) = (1 + i_t^*) \frac{E_t(\hat{S}_{t+\Delta})}{S_t}$$

Komponentene her representerer følgende:

- i_t er lokale renter på tidspunkt t
- i^* er renten i utlandet (avkastning) på et tilsvarende aktivum
- S er en utenlandsk valuta, priset i den lokale valutaen.
- $E_t(\hat{S}_{t+\Delta})$ representerer forventningen på tidspunkt t , til valutakursen på tidspunkt $t + \Delta$.

Venstresiden av ligningen er avkastningen lokalt, som skal være lik høyresiden av ligningen. Den representerer avkastningen utenlands målt i innenlands valuta. Det er med andre ord likegyldig *hvor* pengene er plassert.

Det er normalt å overse den marginale forskjellen ved å regne om prosent som oppstår ved å bruke den naturlige logaritmen ($\ln(1 + x) \approx x$). Vi omformer ligning 4.1 til følgende ved å ta logaritmen¹³:

$$(4.2) \quad \ln[E_t(\hat{S}_{t+\Delta})] - \ln(S_t) \approx (i - i^*)_t$$

Ettersom vi benytter dette på historiske data kan vi skrive om ligningen (ligning (4.2)) der vi fjerner forventningen til morgendagens valutakurs og får følgende testligning (se neste kapittel for argumentasjon):

$$(4.3) \quad \ln(S_{t+\Delta}) - \ln(S_t) = \alpha + \beta(i - i^*)_t + \varepsilon_t$$

Ligning 4.3 har vi transformert over på en form som er mulig å teste ved hjelp av OLS. Vi har prosentvis endring i valutakursen på venstresiden av ligningen samtidig som vi har renteforskjellene på høyresiden sammen med regresjonskoeffisientene α og β samt feilleddet ε . Det er denne ligningen som blir brukt i litteraturen for å teste forholdet.

Vi kan følgelig formulere hypotesene våre. De vil naturligvis være identiske med F&R sine;

$$H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$$

$$H_1 : \alpha \neq 0, \beta \neq 1$$

Null-hypotesen sier at en endring i valutakursen vil, (forutsatt at forventningen til feilleddet, ε , = 0) bli nøyaktig utlignet av en endring i valutakursen. Med andre ord vil gevinsten ved valutalån

¹³ Merk $\ln \left[\frac{E_t(S_{t+\Delta})}{S_t} \right] \Leftrightarrow \ln[E_t(S_{t+\Delta})] - \ln(S_t)$

eller carry trade være lik null. Den alternative hypotesen er følgelig at det vil være et tap eller gevinst som følge av posisjonen.

Før man går i gang med en analyse som dette er det viktig å ha drøftet forutsetningene som ligger til grunn for analysemetoden og vurdert datamaterialet opp mot disse for å kunne avgjøre om resultatene blir gyldige.

5.2 Statistiske forutsetninger

I ligningen vi introduserte over (4.3) har vi en usikker komponent i forventningen til fremtidig valutakurs. Som tidligere nevnt er det skrevet flere bøker og artikler om predikering av valutakurser uten at dette temaet er blitt løst (se for eksempel Meese (1990)). Vi skal ikke gå nærmere inn på dette i denne oppgaven, men legger inn forutsetninger slik at vi kan teste URP på historiske data. Når vi ser tilbake i tid, har vi informasjon både for spot- og forventet spotkurs. Vi antar at valutakursforventningene er statistisk forventningsrette og at forventet verdi av feilleddet $\varepsilon_{t+\Delta}$ er null. Matematisk blir det som følger;

$$(4.4) \quad S_{t+\Delta} = E_t(\hat{S}_{t+\Delta}) + \varepsilon_{t+\Delta} \text{ der } E_t(\varepsilon_{t+\Delta}) = 0$$

Denne er viktig og delvis legitim ettersom den sier at morgendagens valutakurs er gitt ved dagens valutakurs, pluss et feilledd som over tid er antatt lik null. Som allerede vist i 1983 av Meese og Rogoff i deres artikkel "Empirical exchange rate models of the seventies – do they fit out of sample?" viser det seg at beste predikasjon på valutakursen er nettopp dette; en enkel random walk-modell som predikerer minst like bra, om ikke bedre, enn mer avanserte modeller. Dette tillater oss å skrive om ligning 4.2 til 4.3.

Nok et empirisk problem er feilleddet som det er naturlig å anta har stor varians. Derfor er det sentralt å innhente så mye informasjon som mulig i håp om å kunne øke prediksjonskraften. Dette betyr at tidsseriene må strekke seg over en lang periode for i det hele tatt å kunne si noe. Våre data strekker seg som nevnt tilbake til januar 1990 fra datasettet til F&R, i tillegg til at vi har tilføyd hele 10 nye år frem til 4. februar 2010.

Vi vil i denne oppgaven basere analysene våre på to ulike metoder. I arbeidet med å reestimere F&R sine resultater, og i arbeidet hvor vi utvider tidsserien til også å gjelde de siste ti årene, vil vi

basere oss på samme tester som det F&R bruker. Vi vil i del to av analysen introdusere ulike ADL-modeller for utvalgte land. Årsaken til at vi velger å bruke to metoder er fordi vi finner at tidsserien vår innehar egenskaper som gjør resultatene mindre robuste med F&R sin modell.

Det er fem forutsetninger som må være oppfylt hvis tradisjonell minste-kvadraters metode (OLS) skal gi de beste estimatene (BLUE¹⁴). Datasettet vårt er en tidsserie, vi bruker derfor forutsetningene som gjelder for tidsserier, beskrevet i Wooldridge (2008, s. 345-351). Vi går gjennom hver enkelt av dem for siden å vurdere i hvilken grad våre data tilfredsstill dem.

Lineær i parameterne og en svakt avhengig tidsserie

Dette innebærer at vi har en funksjon som kun består av lineære parametere, som betyr at den kan skrives på følgende måte:

$$(4.5) \quad y_t = \alpha + \beta x_t + e_t$$

Slik vi har definert URP (ligning 4.3) tilfredsstill vi denne forutsetningen. Videre må serien være svakt avhengig, hvilket innebærer at x_t og x_{t+h} er uavhengig når h går mot uendelig. I vårt tilfelle innebærer dette at renteforskjellene i går får mindre og mindre betydning for renteforskjellene i dag (serien er asymptotisk ukorrelert). Denne forutsetningen erstatter det 'tilfeldig utvalget' som gjelder for paneldata og betyr at vi kan anta at loven om store tall og sentralgrenseteoremet gjelder. Loven om store tall sier at når det tilfeldige utvalget øker, vil estimatene bevege seg mot sin sanne verdi. Sentralgrenseteoremet sier at hvis summen av de svakt uavhengige variablene blir standardisert om dens standardavvik, vil distribusjon konvergere mot en normalfordeling etterhvert som utvalget øker (Wooldridge, 2008, s. 349).

Skulle derimot tidsserien ikke være svakt avhengig sitter vi med en sterkt vedvarende prosess, det vil si at gårsdagens effekt varer over tid, og vi sier at den har enhetsrøtter (unit root). Unit root betegnes som en tidsserie hvor utfallet i dag har høy korrelasjon med tidligere utfall, og dagens verdi er lik verdien i forrige periode, pluss en svak avhengig forstyrrelse (weakly dependent disturbance). Dette vil medføre skjeve estimater ved bruk av OLS og for å avgjøre

¹⁴ Best Linear Unbiased Estimator

hvorvidt dette er et problem er det normalt å benytte Dickey-Fullers test for stasjonærhet. Serien y_t kan skrives som:

$$(4.6) \quad y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t \quad t=1,2,\dots$$

Deretter trekkes y_{t-1} fra begge sider og vi definerer $\theta = \rho - 1$. Ligningen som Dickey-Fuller tester er dermed:

$$(4.7) \quad \Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t.$$

Hypotesen som testes er $H_0: \theta = 0$ mot $H_1: \theta < 0$. Når man gjør denne testen kan man ikke bruke normale t-verdier, men egne kritiske verdier. Vi forkaster nullhypotesen hvis $t_{\hat{\theta}}$ er mindre enn den kritiske verdien. Vi tester på 1 % signifikant nivå og da er den kritiske verdien -3,43. Hvis vi ikke kan forkaste nullhypotesen betyr det at serien har unit root og skjeve estimater kan være et problem (Wooldridge, 2008, s. 631).

Ikke-perfekt multikollinearitet

De uavhengige variablene kan ikke være perfekt korrelerte. Dette innebærer at ingen av de forklarende variablene kan være eksakt korrelert med en annen. Legger man til en slik variabel vil modellen ikke få tilført noen ny forklaringskraft og man ender opp med å ikke kunne kjøre regresjonen.

Forventet verdi av feilledet gitt X er null, for hver tidsperiode

For at estimatene skal være forventningsrette er vi avhengig av at feilledet har en forventet verdi lik null for all tid. Dette betyr ikke at feilledet ikke kan ha andre verdier, men i snitt kan vi ikke forvente en annen verdi. Sjokk og abnormaliteter som ikke fanges opp av den forklarende variabelen vil medføre at feilledet får en verdi. OLS sørger for at dette kravet blir innfridd ettersom den estimerte regresjonsligningen vil minimere residualene, og man ender opp med et snitt slik at forventet verdi er null.

Tilfredsstill dataene våre de tre foregående forutsetningene vil estimatene (betaverdiene) være forventningsrette.

Heteroskedasitet

Variansen på de uavhengige variablene må være konstant skal estimatene til OLS være effisiente. Det betyr at etter hvert som tiden forløper vil variansen forholde seg konstant. En måte å illustrere dette på er å tenke seg et plot med ulike observasjoner notert over tid. For at variansen skal være konstant må avstanden fra de ulike observasjonene til snittet ikke øke eller minke over tid. Om variansen endrer seg vil ikke lengre koeffisientene være BLUE. Estimatene vil være korrekte, men standardavvikene vil være større, og følgelig kan situasjonen bli at verdier som egentlig skal være signifikante, ikke lengre er det.

For å kunne avgjøre om ujevn varians er et problem i dataene våre benytter vi i denne oppgaven Breusch-Pegans test. Det er utarbeidet flere tester gjennom årene, men vi forholder oss til denne. Fremgangsmåten ble første gang introdusert av Breusch and Pagan (1980) og videre utviklet av Koenker (1983), og er en av de mer brukte metodene de siste årene (Wooldridge, 2008, s. 256). Forutsetningen om jevn varians (homoskedasitet) forutsetter null-hypotesen:

$$H_0 : \text{Var}(u \mid x_1) = \sigma^2$$

Hvis vi ikke kan forkaste denne hypotesen om homoskedasitet på et lavt signifikansnivå, er normalt ikke heteroskedasitet et problem. Ettersom vi forutsetter at:

$$\text{Var}(u \mid x) = E(u^2 \mid x)$$

(siden vi forutsetter forventet verdi av feilleddet er null gitt x hver periode) kan vi skrive om denne nullhypotesen til:

$$H_0 : E(u^2 \mid x_1) = E(u^2) = \sigma^2$$

Vi kan dermed formulere ligningen:

$$(4.8) \quad \hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x + v$$

Merk at det er den kvadrerte av feilleddene vi regresserer på x . Nullhypotesen for homoskedasitet blir da:

$$H_0 : \delta_1 = 0$$

Ved flere uavhengige variabler må man inkludere disse og teste for om alle er null ved å regne ut LM-verdien.

$$LM = n * R_u^2$$

Blir p-verdien fra denne testen "liten nok" har vi brudd på forutsetningen om homoskedasitet og vi må vi korrigere for dette.

Autokorrelasjon

Gitt X, så kan ikke feilledet være korrelert med hverandre over noen perioder. Dette er også kalt seriekorrelasjon og er et problem som ofte er tilstede i tidsserier.

Noen av årsakene til autokorrelasjon kan være:

- Forsinkelse i responsen på forandringer i variablene på grunn av for eksempel vaner, konjunkturer eller forventninger.
- Feil funksjonsform.
- Effekter av sjokk som ikke er med i modellen kan vare over flere perioder.
- Glatting av sesongsvingninger.
- Geografisk autokorreksjon i tversnittdata. Et sjokk i et land kan påvirke aktiviteten i andre land.

Det er vanlig å vurdere autokorrelasjon med statistiske tester. Det er flere tester for dette, Green (2002) gjennomgår de mest populære (Lagrange multiplier Test, Durbin-Watson, Durbin's Test og Q Test). Vi har valgt å benytte oss av Q test i denne oppgaven ettersom den tillater oss å teste for autokorrelasjon på flere nivåer.

Q testen ble introdusert av Box og Pierce (1970) og videre raffinert av Ljung og Box (1979). Vi kommenterer ikke videre den tekniske delen av denne testen, men støtter oss til STATA som kalkulerer dette for oss ved hjelp av Ljung-Box ligningen;

$$(4.9) \quad Q = n(n + 2) \sum_{j=1}^m \frac{1}{n-j} \hat{\rho}^2(j) \rightarrow \chi_m^2$$

Der n er antall observasjoner, m er antall lag tilbake man tester for autokorrelasjon, $\hat{\rho}^2$ er estimert autokorrelasjon for lag j , testverdien konvergerer mot en χ^2 distribusjon med m frihetsgrader.

Om dataene våre ikke inneholder heteroskedasitet eller autokorrelasjon vil standardavvikene være gyldige og man kan bruke dette til å trekke inferens.

6. Vurdering av datamaterialet

6.1 Kort om datagrunnlaget og definering av variabler

Databasen vår består av totalt 108 030 observasjoner fra starten av 1. januar 1990 frem til 4. februar 2010. Den er basert på F&R sitt originale datasett¹⁵ som er utvidet med data hentet fra Datastream. Vi har gjort noen endringer på originaldataene for å få utviklingen til å være jevn. Den 31. desember 1998 ble flere valutaer innlemmet i eurosamarbeidet, og deres opprinnelige valuta ble bundet én-til-én med euroen i en overgangsperiode. Det gir derfor ingen mening å vurdere URP mellom landene dette gjelder (Finland, Frankrike og Italia). Vi velger derfor å se på euro mot USD. Vi beregner utviklingen til tyske mark (DEM) ved å bruke utviklingen i euroen mot USD og dele denne på verdien som DEM ble låst mot Euroen. Vi har dermed en "fiktiv" valutakurs for tyske mark fra og med 1. januar 1999 frem til 4. februar 2010. Denne transformasjonen gjør at Tyskland, etter innføringen av euroen, representerer hele eurosonen gjennom sin fiktive valuta.

De andre europeiske landene som ikke er med i eurosamarbeidet ble opprinnelig sammenlignet med DEM og dette gjøres også videre. Vi henter de forskjellige valutakursene til landene, i Europa som er utenfor eurosamarbeidet, mot euroen. Deretter tilpasses kursen med verdien som DEM ble låst til mot Euroen. Vi ender for eksempel opp med valutakursen til Norge, mot vår fiktive valuta (DEM). Vi gjør denne tilpasningen slik at kursene skal passe sammen med F&Rs uten å få et "hopp" i verdiene. Ettersom vi kun ser på de relative endringene vil ikke dette ha noen effekt på resultatene. Grunnet mangel på data har vi også vært nødt til å utelate ukentlige renter for perioden (etter 20. september 2000), vi har istedenfor valgt å inkludere årlige renter for perioden etter F&R og frem til slutten av perioden. Vi valgte dette for å se om en litt lengre tidshorisont ville gi oss andre resultater.

For å utføre regresjonene er valutakursen definert på endringsform. Det vil si når vi analyserer daglig horisont er logaritmen til valutakursen i morgen trukket fra logaritmen til valutakursen i dag. For å forklare utviklingen har vi på andre siden av regresjonsligningen forskjellen i dags-, ukes-, måneds-, kvartals- eller årsrenter som er registrert i dag mellom det gjeldende landet og

¹⁵ Ligger tilgjengelig på hjemmesiden til Rose: <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/RecRes.htm> (hentet 1. februar 2010)

Tyskland (eller USA). En uke er definert som fem handledager, en måned er 22, et kvartal er 65 og et år er 260 dager.

6.2 Forklaring av de ulike konstruerte variablene

Her vil vi kort gå gjennom de forskjellige variablene som vi har konstruert selv. Dette er ulike dummyvariabler som vi bruker til å lage interaksjonsledd for å skille ut forskjellige tidsperioder eller grupperinger som kan ha innvirkning på URP.

Klassifisering av rik og fattig

Vi deler inn i rike og fattige land. Her velger vi å ha den samme definisjonen som F&R hadde i sin artikkel. Det betyr at rike land er de som var medlem av OECD i begynnelsen av perioden. Vi har valgt å fortsette med den samme inndelingen, selv om mange av landene har blitt medlem av OECD i den senere tid, ettersom dette skiller ut land som har en velutviklet økonomi. Vi har også forsøkt å lage en egen inndeling hvor vi så på BNP per innbygger som var kjøpekraftjustert. Denne inndelingen ga små forskjeller fra den opprinnelige inndelingen til F&R, så vi valgte å ikke gå videre med denne. Se appendiks 2 for tabell som viser inndeling av landene.

Regimeedummy

Vi har valgt å holde den originale klassifikasjonen til F&R med å dele landene opp i fastkurs regimer, flytende regimer og land som har byttet regime i løpet av perioden. Det eneste vi har endret er Argentina som har byttet fra fastkursregime til flytende og havner derfor i vår byttet-kategori. F&R mener at de som har byttet valutaregime i løpet av deres periode har vært i en krise og dermed definerer de hele perioden til det landet som kriseland. Vi mener at dette er en for enkel antagelse, spesielt når vi utvider perioden med ytterligere ti år. Det vil si at for land som for eksempel Mexico, som byttet fra fast til flytende valutakurs i 1995, vil hele perioden til Mexico fra 1990 til 2010 bli definert som en krise. Et annet eksempel er Japan som i dataene ikke blir registrert med noen krise i perioden.

Avvik fra glidende snitt

Som et alternativ til F&Rs definisjon av kriser har vi definert avvik fra et årlig snitt av valutakursen på mer enn 10 %. Dager dette inntreffer tar dummyvariabelen verdien én. Fordelen med å definere større avvik (positive og negative) er at man kan fange opp effekten på forholdet til valutakursutviklingen og renteforskjellen når det er store svingninger i valutamarkedet. Dette kan være enkeltdager som åpenbart ikke er en krise. Vi betegner derfor denne variabelen som et *avvik* og variabelen vil derfor vise effekten ved unormale tilstander i valutamarkedet.

Egen klassifisering av krisetider

Som et alternativ med nærmere sammenheng til krise har vi definert en dummyvariabel som tar verdien én hvis dagen er i en kriseperiode og null hvis dagen er i en normal periode. Bakgrunnen for kriseperiodene er beskrevet i kapittel 4 og en oversikt er lagt i appendiks 2. Svakheten med denne variabelen er begrenset teoretisk fundament og med stort innslag av skjønn (krisen inntreffer enten ved viktige datoer eller vi ser plutselig store (varige) utslag i valutakursen eller renteforskjellen). Fremdeles mener vi dette kan bidra med en indikasjon om kriser faktisk bidrar til at URP holder bedre i krisetider.

Landsdummyer

Her har vi gitt hvert enkelt land sin egen dummy-variabel, som vi igjen lager et interaksjonsledd av sammen med renteforskjellen. Når vi gjør dette og kjører én regresjon for alle landene med alle landsdummyene inkludert, kan vi vurdere om det eksisterer statistiske ulikheten mellom landene.

6.3 Vurdering av data

I dette avsnittet går vi gjennom de forutsetningene som er nevnt i kapittel 5.2, som gjelder for de statistiske testene vi gjennomfører i analysen. Dette gjør vi for å kunne vurdere gyldigheten til de resultatene vi får.

Lineære og svakt avhengige

Vi har i likhet med F&R definert URP utelukkende av lineære parametere i henhold til teorien og har følgelig ingen problemer med dette.

For å kunne bruke loven om store tall må tidsserien være svakt avhengig, dette betyr at $\text{Corr}(x_t, x_{t+h}) \rightarrow 0$ når h går mot uendelig. Teknisk forutsetter vi at den går mot null "raskt nok" (Wooldridge, 2008, s. 379). Med andre ord; etter hvert som tiden forløper vil tidligere renteforskjeller ha lite med dagens renteforskjeller å gjøre. Man kan argumentere for at dette er tilfelle på bakgrunn av at renter i ulike land settes i stor grad individuelt etter hvilken tilstand økonomien er innenlands. Samtidig tar sentralbanken hensyn til det internasjonale markedet, og store avvik fra dette vil skape enten press eller flukt fra valutaen. Med andre ord er det sjelden full dekobling mellom land, men mer en indirekte sammenheng. I datasettet ser vi at korrelasjonen mellom rentedifferansen reduseres etter hvert som tiden øker, men ikke spesielt mye (se appendiks 3). Vi går videre med antakelsen om at vi tilfredstiller denne forutsetningen for å kunne teste URP, men erkjenner at dette kan bidra til skjeve estimater.

Valutakurser er ofte brukt som eksempel på tidsserier som innehar unit root, men ved test av URP er det førstedifferansen som blir brukt i regresjonen. Dette resulterer i at $I(1)$ serien blir $I(0)$ og er dermed en stasjonær, svakt avhengig tidsserie. $I(1)$ er en tidsserie som har en random walk mens en $I(0)$ serie er stasjonær og svakt avhengig. Renteforskjellene til landene i datasettet varierer mellom å være stasjonære og ikke-stasjonære på nivåform. Hvilket bidrar til å gjøre resultatene mindre troverdige. Appendiks 3 lister også opp stasjonærhetstestene.

Resultatene her er viktige også i forbindelse med analysen i del to som krever to tidsserier av samme orden (f.eks. to $I(1)$ serier) for å kunne påvise en langsiktig likevekt. Vi kommer tilbake til dette i kapitlet om kointegrasjon.

Multikollinearitet

Vi har i utgangspunktet kun én uavhengig variabel (renteforskjellen mellom utenlandsk og innenlandsk rente) og har følgelig ikke et problem med multikollinearitet. Vi inkluderer ulike interaksjonsledd for å se om delperioder (som kriser) har en effekt på URP. Dette bryter derimot ikke med denne forutsetningen som tillater alt foruten om perfekt korrelasjon. I analysen med ADL-modeller hvor vi tester med lags både av avhengig og uavhengig variabel, opplever vi at laggene har høy korrelasjon med hverandre. Så lenge variablene ikke er perfekt korrelert, resulterer ikke dette i annet enn lavere signifikans til enkelte av de andre variablene. Vi løser dette ved å fjerne variabler som ikke er signifikante når vi spesifiserer ADL-modellene til de ulike landene.

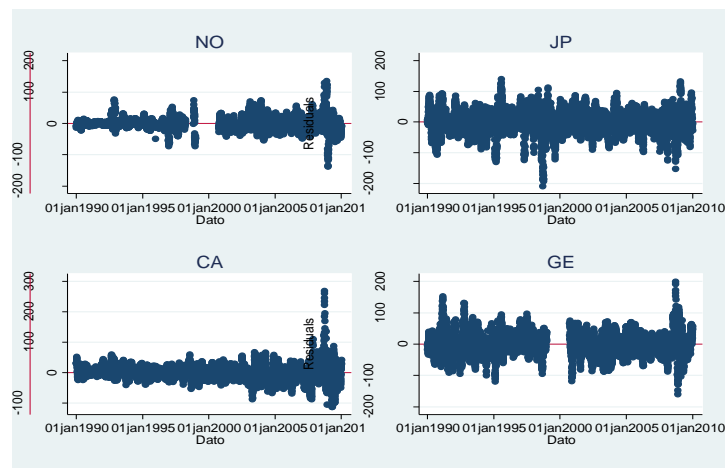
Forventningen til feilleddet skal være null, gitt X

I våre data er korrelasjonen mellom den forklarende variabel og feilleddet svært lav slik at vi ikke forventer at dette er et stort problem med estimeringen. Derimot finner vi at forklaringskraften til renteforskjellene på valutakursendringen er liten, noe som indikerer at det er andre variabler som styrer utviklingen. Med andre ord har vi utelatt viktige variabler i testligningen vår som vil føre til skjeve estimater. Ved bruk av ADL-modeller inkluderer vi lags av tidligere valutakursendringer som øker forklaringskraften betraktelig, som igjen vil sørge for at problemet reduseres. Vi har valgt å ikke gå dypere inn i denne problemstillingen da det er URP vi ønsker å se nærmere på og ikke utviklingen i valutakursen i seg selv.

Heteroskedasitet

For å avdekke eventuell heteroskedasitet bruker vi en Breusch-Pagan test. Resultatene viser generelt sett svært lave p-verdier og vi kan dermed forkaste H_0 som sier at variansen er konstant. (se appendiks 4 for utfyllende testresultater og grafer). Det betyr at heteroskedasitet er et problem i våre data med det til følge at standardavvikene våre blir for høye og presisjonen dermed lavere. Resultatet er at t-statistikken er feil og vi kan ende opp med ikke å kunne forkaste noe når vi egentlig kan (type 2-feil).

Under har vi plottet figuren av residualene fra en enkel regresjon for Norge, Japan, Canada og Tyskland mot tiden, og vi ser at variansen varierer over tid.

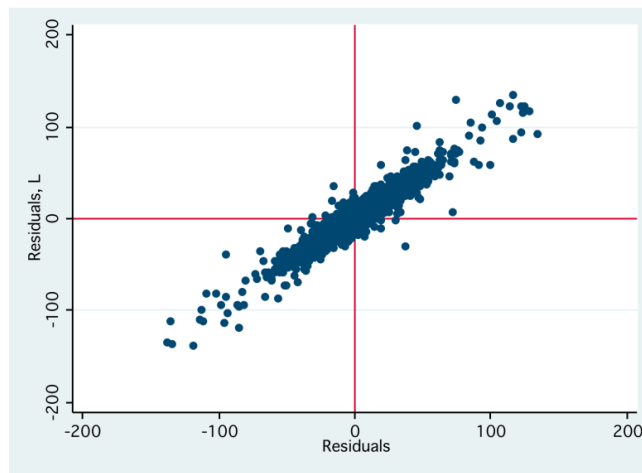


Figur 6-1 - Varians plottet mot tid for Norge, Japan, Canada og Tyskland

I likhet med F&R bruker vi Newey-West standardavvik for å løse dette problemet (se under for nærmere gjennomgang). Når vi i del to av analysen bruker ADL modeller bruker vi heteroskedasitet robuste standardavvik (White, 1980).

Autokorrelasjon

Under er residualene til Norge plottet opp mot første lag av residualene, og det er en tilnærmet perfekt sammenheng mellom feilleddene. Positiv autokorrelasjon er definitivt til stede og vi må derfor forvente at standardavvikene våre er underestimerte.



Figur 6-2 - Residualer for Norge plottet mot lag av residualer

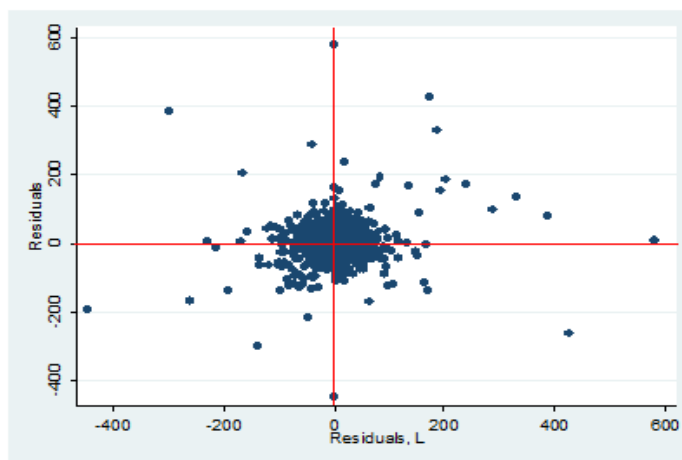
Resultatene fra Box-Pierce Q testen bekrefter dette. Q-verdien når det testes for Norge havner på cirka 16 000 (med 5 lag) og p-verdien er null. Dette betyr at vi kan konkludere med at autokorrelasjon er tilstede i datamaterialet.

I likhet med F&R velger vi derfor å benytte oss av Newey-West standardavvik. Denne metoden ble introdusert i 1987 av Newey og West hvor de utledet en estimator som er konsistent til tross for både heteroskedasitet og autokorrelasjon slik at standardavvikene blir korrekte. Vi vil ikke gå detaljert inn i utledningen av denne metoden da dette ikke er en del av oppgaven. Newey-West (1987) og Hamilton (1994) går gjennom utledningen av standardavvikene, vi nøyer oss med å benytte den innebygde funksjonen i STATA.

Normalt sett vil man ved bruk av Newey-West's korrigerede standardavvik få mindre presise estimater i regresjonene, men til gjengjeld er dette svar som er konsistente i motsetning til OLS-estimatene. Det er grunn til å tro at presisjonen ved bruk av Newey-West standardavvik vil bli betydelig mindre presis tatt i betraktning den sterke autokorrelasjonen i våre data (se appendiks 5).

I del to av analysen spesifiserer vi ADL-modellene slik at vi får minimert autokorrelasjonen, og med Norge som eksempel ser vi at bildet blir bedre samtidig som Q-verdien faller til 54. Som man kan se av figuren under er det betraktelig mindre autokorrelasjon enn hva som var tilfellet

før vi brukte ADL-modellen. Vi klarer ikke å fjerne alt, men resultatene blir betraktelig forbedret. Oversikt over flere resultater er lagt til appendiks 6.



Figur 6-3 - Residualer plottet mot lag av residualer etter ADL(10,10) for Norge

En årsak til autokorrelasjon kan være feilspesifisering av modeller. URP forsøker å forklare en enkel sammenheng uten å ta hensyn til andre viktige faktorer som klart har betydning for valutakursens utvikling. Det er som nevnt et svært omdiskutert tema hvor man ennå anerkjenner funnene til Meese & Rogoff (1983) om at valutakursen følger en random walk. Implikasjonen av dette er at spesifiseringen av URP mangler variabler som burde vært inkludert, med det til følge at estimatene våre blir skjeve. Vi viser til blant andre Naug (2004) som avdekket flere avgjørende faktorer (renteforskjell, aksjepriser, oljepris) som drev valutakursen for den norske kronen i perioden januar 1999 til januar 2003.

Heterogenitet

Til sist har vi store innbyrdes forskjeller mellom land som gjør estimatene skjeve. Dette gjør at vi ikke kan trekke noen endelige konklusjoner på bakgrunn av disse forskjellene. Vi prøver å redusere heterogeniteten ved å inkludere landsdummyer i regresjonene. Vi analyserer også uten Brasil i datagrunnlaget (se appendiks 7) ettersom dette landet bidrar med ekstreme observasjoner som har store innvirkninger på resultatene.

7. Analyse av udekket renteparitet

Analysen i dette kapitelet er delt opp i tre deler; vi starter med å reprodusere og presentere de viktigste funnene til F&R. Deretter følger vi opp med resultatene fra analysen for hele perioden (fra 1990 frem til 2010). Resultatene av den utvidede tidsserien blir kommentert i lys av resultatene som F&R fikk i sin periode. Dette blir gjort slik at vi kan sammenligne resultatene og se om det har vært noen utvikling de siste ti årene. Til slutt utvider vi med et par alternative tester basert på samme metodikk som F&R, men med en annen klassifisering av kriser og krisetid.

7.1 Gjennomgang av Flood & Roses resultater

Analyse av alle landene uten interaksjonsledd

I dette panelet har vi estimert med kun en beta for alle landene. Vi kan se av tabellen at alle estimatene er positive for alle fire tidshorisontene. Månedlig og ukentlig er de eneste estimatene som er statistisk positiv, men med en verdi på 0,19 er den langt fra verdien én. De andre verdiene er høyere og nærmere én, men har veldig høye standardavvik. Implikasjonen av dette innebærer at det kan virke som om renteforskjellene til en viss grad blir korrigert av valutakursen, men ikke tilstrekkelig for at URP skal gjelde. Resultatene vi får er de samme som F&R får i sin artikkel, og dette tilsvarer tabell 2, panel A i deres artikkel.

Tidsperiode	β (st.avvik)	N
Daglig	0.86 (0.66)	26972
Ukentlig	0.87** (0.34)	8033
Månedlig	0.19*** (0.01)	37992
Kvartalsvis	0.29 (0.38)	18942

Tabell 7-1 - Alle land, hele Flood & Rose sin periode

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Forskjellen på rike og fattige

Her tester vi URP for alle land hvor vi samtidig tar med interaksjonsleddet mellom dummyen "rik" og renteforskjellen. Kolonnen med betegnelsen β er betaverdien til referansegruppen i dette tilfellet fattige land. Kolonnen " β (Rik)" er interaksjonsleddet mellom dummyvariabelen rik og renteforskjellen. Betaverdien for rike land vil da være summen av begge kolonnene, for eksempel vil betaverdien til rike land daglig bli: $0,97 + (-0,80) = 0,17$. Vi har bygget opp samtlige tabeller i denne oppgaven på tilsvarende måte.

Av tabellen ser vi tydelig at URP ikke holder for noen av regresjonene og interaksjonsleddet greier ikke påvise noen signifikante forskjeller mellom fattige og rike land for perioden. For månedlige data er resultatene mest presise, men verdien er langt unna én. Interaksjonsleddet viser derimot at rike land har en beta som strekker seg fra -0,8 til 0,5 ved 95 % signifikansnivå. For ukentlige data er betaverdien signifikant positiv rundt teoretisk verdi 1, mens interaksjonsleddet er svært negativ og lite presist. Antall observasjoner for denne tidshorisonten er derimot svært lavt. Rike land ser ut til å ha en *lavere* betaverdi kontra fattige land og delvis negative. Med andre ord kan det virke som at rike land har en svak negativ sammenheng mellom valutakursutviklingen og renteforskjellene, mens fattige land har en tendens til å følge teorien til URP i større grad. Denne tabellen tilsvarer tabell 2 panel C i artikkelen til F&R.

Tidsperiode	β (st.avvik)	β (Rik) (st.avvik)	N
Daglig	0.97 (0.76)	-0.80 (0.73)	26972
Ukentlig	0.92** (0.37)	-1.28 (1.39)	8033
Månedlig	0.19*** (0.01)	-0.32 (0.36)	37992
Kvartalsvis	0.27 (0.53)	0.06 (0.67)	18942

Tabell 7-2 - Tester for rike og fattige

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Resultater for de ulike valutakursregimer

Her inkluderer F&R to interaksjonsledd basert på to dummyvariabler som hver tar verdien én om landet har hhv. fast eller flytende valutakursregime, land som har byttet valutakurs er referansegruppen. Vi kan her vurdere om sammenheng er bedre for land som har byttet kontra land som ikke har byttet regime gjennom hele perioden.

Vi ser at alle betaverdiene er positive for land som har byttet valutakursregime og for ukentlig og månedlig horisont er disse signifikant forskjellig fra null. Begge interaksjonsledene er negative for alle horisontene som betyr at land som har opplevd en krise, det vil si byttet valutakursregime har en betaverdi som er nærmere én enn både fast- og flytende kursregimer. Både fast og flytende kursregime ser ut til å følge resultatene for rike fra analysen over, mens byttet har samme tendens som fattige. Denne tabellen tilsvarer tabell 2 panel B i artikkelen til F&R.

Tidsperiode	β (st.avvik)	β (Fast) (st.avvik)	β (Flytende) (st.avvik)	N	P-verdi: (Interak.ledd =0)
Daglig	0.87 (0.68)	-0.94 (0.59)	-0.71 (1.24)	26972	0.23
Ukentlig	0.92** (0.37)	-0.87*** (0.28)	-1.26 (1.39)	8033	0.002
Månedlig	0.19*** (0.01)	-0.93*** (0.31)	-0.20 (0.47)	37992	0.01
Kvartalsvis	0.43 (0.48)	-0.54 (0.41)	-0.47 (0.92)	18942	0.42

Tabell 7-3 - Tester for ulike valutakursregimer

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Analyse av de enkelte landene hver for seg

Her estimerer vi betaverdien for hvert enkelt land individuelt over hele perioden til F&R uten noen dummyvariabler eller interaksjonsledd. Vi konsentrerer oss om månedsdataene når vi drøfter dette ettersom vi har mest data for denne horisonten. Tabellen er gjengitt i sin helhet i appendiks 8. Syv av betaverdiene er positive, 12 er negative mens to er null. Vi finner at Brasil er det eneste landet med signifikant positiv betaverdi, mens Frankrike er det eneste landet med en signifikant negativ beta. Alle andre har en betaverdi som ikke er statistisk ulik null på 95 % signifikansnivå. Vi kan også se at betaverdiene skifter mellom de ulike tidshorisontene. Med andre ord er det få, om noen konsise resultater.

Resultatene vi har vist til nå er tilsvarende til resultatene presentert i F&R. Vi går ikke nærmere inn i drøftingen rundt disse resultatene her da vi søker mer å se hva som skjer når vi utvider med nye ti år. For mer inngående diskusjon rundt de opprinnelige resultatene viser vi til den originale artikkelen.

7.2 Analyse av hele tidsperioden

I dette avsnittet har vi utvidet tidsperioden til F&R slik at tidsserien begynner 1. januar 1990 og avsluttes 4. februar 2010. Utenom dette gjør vi så lite som mulig med variablene slik at vi kan sammenligne beregningene til F&R med den utvidede serien.

Alle land samlet i en pulje

Resultatene i tabellen under viser at alle estimatene er positive for de ulike tidshorisontene. Månedlig er signifikant forskjellig fra null ved 95 % signifikansnivå, men med en betaverdi lik 0.2 er den også signifikant forskjellig fra én. Daglig og kvartalsvis tidshorisont gir resultater som samsvarer mest med URP men de er ikke signifikant forskjellig fra null ved 95 % signifikansnivå. Hvis vi skal sammenligner resultater med F&R sine, indikerer våre estimerer en litt sterkere effekt.

Betaverdiene for daglig horisont øker mens standardavviket reduseres, månedlig har kun en liten positiv endring. Kvartalsvis er det estimatet som øker mest, med en økning fra 0.29 til 0.96 når vi inkluderer ytterligere ti år. Dette estimatet er også meget nær den teoretiske verdien én.

Årlig er som tidligere nevnt kun estimert på for den siste perioden (2000 - 2010). Denne plasserer seg mellom de tidligere resultatene og er ikke signifikant forskjellig fra null. Hovedpoenget fra deres analyse er de positive betaverdiene uavhengig av horisonter, vi ser dette gjelder også gjelder her. Resultatene er også generelt mer positive som gir et signal om at den trenden om bedre tilpasning de nevner i sin artikkel fortsetter i perioden etter år 2000.

	B (st.avvik)	N
Daglig	0.98* (0.53)	55580
Månedlig	0.20*** (0.01)	77107
Kvartalsvis	0.96* (0.49)	62866
Årlig	0.58 (0.49)	26307

Tabell 7-4 - Tester alle land samlet for hele perioden

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Forskjeller mellom rike og fattige

Her har vi som nevnt beholdt definisjonen til F&R, rike er land medlem av OECD ved inngangen til 1990. Vi ser resultatene for interaksjonsleddet er negativt for alle tidshorisontene, mens betaverdiene til referansegruppen (fattige) er positive. Selv om vi har store standardavvik kan dette tyde på at betaverdiene er større for fattige enn for rike, og at URP følgelig passer bedre for de fattige. Generelt har rike land en betaverdi tilnærmet lik null, med andre ord ingen klar trend mellom valutakursutviklingen og renteforskjellene. Dette samsvarer i stor grad med det F&R fikk i sin periode. De hadde også positive betaestimer for renteforskjellene og negative interaksjonsledd. Den største forskjellen som skjer når vi utvider serien er at estimatet til kvartalsvis øker relativt mye mens betaverdien for rike reduseres.

	B (st.avvik)	β (Rik) (st.avvik)	N
Daglig	1.04* (0.57)	-0.85 (0.55)	55580
Månedlig	0.20*** (0.01)	-0.26 (0.29)	77107
Kvartalsvis	1.01* (0.52)	-0.70 (0.59)	62866
Årlig	0.60 (0.52)	-0.41 (0.77)	26307

Tabell 7-5 - Tester forskjellen mellom fattig og rik

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Forskjeller mellom ulike valutakursregimer

Her har ser vi på forskjeller mellom de ulike valutakursregimene. Land som har byttet valutaregime er referanseland i denne regresjonen. Betaverdiene til land med byttet regime er positive, mens flytende ikke ser ut til å ha noen signifikant sammenheng men samtlige av estimatene er negative. Fastkursregimer har derimot generelt sett en høyere betaverdi og følgelig en tendens til å deprimere mer ved renteforskjeller.

Dette betyr at teorien om URP holder bedre for land som har fast eller byttet valutakursregime i forhold til land med flytende regime. Når vi tester om krise tider er signifikant forskjellig fra stabile tider, altså fast eller flytende valutaregime gjennom hele perioden, kan vi ikke forkaste hypotesen på andre enn månedlig horisont. Dette vises av p-verdien i tabellen under. Den største forskjellen mellom våre estimater og F&R sine estimater er at interaksjonsleddet til fastkurs blir på månedlig og kvartalsvis horisont positivt, mens de var negative. Årsaken til dette er vanskelig å forklare men det kan skyldes tidsintervallet som er så langt at det ikke lengre er klare skiller mellom fast, flytende og byttede regimer.

	β (st.avvik)	β (Fast) (st.avvik)	β (Flytende) (st.avvik)	N	P-verdi: (Interak.ledd =0)
Daglig	0.91 (0.65)	0.15 (1.03)	-0.96 (0.93)	55580	0.48
Måndelig	0.20*** (0.01)	1.51** (0.60)	-0.45 (0.38)	77107	0.02
Kvartalsvis	0.20 (0.25)	1.26* (0.70)	-0.35 (0.59)	62866	0.15
Årlig	1.27 (0.79)	-0.67 (0.95)	-1.28 (1.05)	26307	0.47

Tabell 7-6 - Alle land med interaksjonsledd for faste og flytende kurser

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Alle land individuelt

Vi har her estimert hvert land hver for seg for de ulike tidshorisontene (se tabell med resultater i appendiks 9). Vi begrenser oss til å kommentere de månedlige estimatene siden vi har mest data for denne tidshorisonten. Et av problemene i denne analysen er tilgangen på data. Noen land har vi kun informasjon for F&R sin periode, mens for andre land har vi kun data for den siste perioden. I tabellen er det kun oppgitt estimater der vi har data for enten begge periodene eller for kun siste periode. Estimaterne hvor data eksisterer for begge periodene er understreket. Årlig tidshorisont er som alltid kun fra den siste perioden. Hele tabellen er lagt ved i appendiks 9, sammen med en tabell som viser når vi har data for de enkelte land for de forskjellige tidshorisontene (appendiks 10).

Ti land har negativ beta mens syv har positiv. Betaverdiene varierer mye mellom landene, men de fleste har det til felles at standardavvikene er høye og de estimatene varierer rundt null. Det ser derimot ut til å være en trend også i denne analysen der velutviklede land har en lavere betaverdi enn land med mindre utviklet økonomi. Argentina, Brasil og Russland er de eneste som har en signifikant positiv betaverdi, men langt unna den teoretiske verdien én. Vi får ingen signifikant negative estimater. Mellom de ulike tidshorisontene finner vi få sammenhenger, disse veksler mellom å være både positive og negative.

7.3 Alternativ analyse

Etter å ha utvidet datasettet til F&R skal vi nå introdusere nye dummyvariabler for å forsøke å belyse nye aspekter ved URP. En svakhet ved analysen til F&R er som tidligere nevnt klassifiseringen av kriser. Derfor velger vi å introduserer to alternativer til kriseklassifisering.

Avvik fra glidende snitt

I denne analysen får vi andre resultater enn det vi hadde forventet. Renteforskjeller i normale tider (referansegruppen) har positive estimater, men kun det årlige estimatet er signifikant på 95 % nivå. Alle betaverdiene ligger rundt én mens samtlige estimater til interaksjonsleddet er negativt. Her er det viktig å huske at årlig kun er data fra de siste ti årene, i motsetning til de andre tidshorizontene (jf. antall observasjoner i tabellen). Valutakursene har vist seg å være mindre volatilt de siste ti årene og følgelig får vi derfor færre observasjoner som avviker fra det glidende snittet. Det er grunn til at å tro at dette er årsaken til at vi får meget signifikante estimater for årlig tidshorisont.

Vi ville i utgangspunktet tro verdiene på estimatene våre ville være motsatt gitt resultatene fra tidligere analyser. Disse resultatene tyder på at ekstreme utslag i valutamarkedet fører til at URP holder mindre, mens de dager hvor det er lav volatilitet i valutakurser er sammenhengen positivt og i henhold til teorien. Det er vanskelig å vite årsaken til dette, men det kan tenkes å være at i dager med stor volatilitet er det også stor handel av valutaen. Dette kan videre føre til at valutaspekulantene klarer å utnytte markedene og bevege det fra likevekt.

	β (st.dev)	β (Avvik) (st.dev)	N
Daglig	1.06 (0.78)	-0.17 (1.07)	55580
Måned	0.85* (0.44)	-0.66 (0.44)	77107
Kvartalsvis	1.29* (0.67)	-0.66 (0.59)	62866
Årlig	1.98** (0.80)	-2.02*** (0.71)	26307

Tabell 7-7 – Avvik fra glidende snitt

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Interaksjonsledd for krisedager

Her har vi laget vår egen krisedummy basert på de historiske hendelsene beskrevet i kapittel 4. To av fire betaverdier er negative mens fire av fire interaksjonsledd er positive. Dette gir mer støtte til antagelsen vår og de tidligere resultatene om at krisetider fungerer som en korreksjon for URP, derimot er ikke korreksjonen kraftig nok til at teorien kan bekreftes.

Både månedlig og kvartalsvis estimater er signifikante; månedlig indikerer en positiv sammenheng både i normale- og i krisetider. I krisetider derimot er det en betydelig sterkere effekt. Det samme gjelder ved kvartalsvis horisont hvor effekten i krisetid er kraftig positiv. I normale tider medfører en positiv renteforskjell en appresiering av valutaen, mens når krisen inntreffer skjer det en kraftig korreksjon (depresiering).

	β (st.dev)	β (Krise) (st.dev)	N
Daglig	0.73 (0.64)	0.39 (0.98)	55580
Månedlig	0.20*** (0.01)	1.42*** (0.43)	77107
Kvartalsvis	-0.50*** (0.19)	2.10*** (0.58)	62866
Årlig	-0.03 (0.19)	0.79 (0.53)	26307

Tabell 7-8 - Alle land i en pulje med egne krisedatoer, hele perioden

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Dummyvariabel for hvert enkelt land

Her inkluderes en egen dummyvariabel for hvert enkelt land beskrevet nærmere i kapittel 6.2. Når vi kjører regresjonen for hele verden og for land med USA som motpol er Tyskland valgt som referanseland, mens for eurosonen er dette Norge. Her kjører vi totalt tre regresjoner for tre grupper; hele verden, land med USA som motpol og land med Tyskland som motpol.

Ingen estimater blir signifikante og testen viser heller ingen tendens til å avvike fra null. Samtlige har et konfidensintervall som spenner seg fra minus til pluss og vi kan ikke si at URP holder for

noen. Det mer interessante som kommer ut fra testen er derimot at vi finner ingen signifikante forskjeller mellom land.

	β (Verden)
i_diff	0.09 (1.01)
NO	0.48 (1.17)
SW	0.33 (1.25)
DK	-0.30 (1.18)
UK	-0.30 (1.18)
CH	0.09 (1.21)
CZ	-0.29 (1.06)
TH	-0.05 (1.73)
ML	2.29 (1.80)
JP	-0.26 (1.20)
RS	0.30 (1.01)
IN	-0.17 (1.23)
AU	-1.46 (1.82)
AR	0.64 (1.16)
CA	-1.02 (1.22)
HK	-0.11 (1.01)
MX	0.28 (1.06)
BR	0.10 (1.01)
N	71064

	β (USA-land)
i_diff	0.09 (1.00)
TH	-0.05 (1.73)
ML	2.29 (1.80)
JP	-0.26 (1.21)
RS	0.30 (1.01)
IN	-0.17 (1.23)
AU	-0.76 (0.67)
AR	-1.45 (1.83)
CA	-1.02 (1.22)
HK	-0.11 (1.01)
MX	0.27 (1.06)
BR	0.10 (1.01)
N	45600

	β (Euroland)
i_diff	0.56 (0.59)
SW	-0.15 (0.92)
DK	-0.78 (0.81)
UK	-0.82 (0.81)
CH	-0.36 (0.95)
CZ	-0.76 (0.67)
N	25464

Tabell 7-9 - Dummy-variabel for hvert enkelt land

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Vi har i denne delen av analysen benyttet oss av metodene fra F&R, samt utvidet med to nye klassifiseringer av kriser samt en regresjon for å vurdere eventuelle forskjeller mellom land.

Vi kan langt på vei videreføre resultatene fra den opprinnelige artikkelen. Vi kan ikke påvise URP under noen forhold, men etter å ha inkludert perioden etter september 2000 har krisetider fremdeles en positiv effekt på forholdet. Problemet derimot med denne analysen er begrensningen som følge av Newey-West standardavvik. Disse øker for å korrigere for autokorrelasjonen og heteroskedasitet i dataene, i tillegg til at mye informasjonen skjules i feilledet, informasjon vi forsøker å hente ut i del to av analysen som følger.

8. Analyse ved bruk av ADL modeller

Forskning viser at URP holder bedre på lang sikt enn på kort sikt. Chinn og Meredith (2004) estimerte URP på 5- og 10-årsrenter og finner blant annet at for renter med forfall om 10 år holder URP betraktelig bedre enn det gjorde på kortere sikt, 4 av hans 6 estimater er nærmere 1 enn 0. For renter som har 5 år til forfall fant han også bedre estimater enn det som er funnet tidligere på kortere horisonter. For å få med disse effektene velger vi å introdusere teorien om autoregressive modeller og innebærer at tar vi med lags av både valutakursutviklingen og renteforskjeller. Med denne informasjonen i regresjonsligningen kan autokorrelasjonen reduseres samtidig som vi kan regne oss frem til estimater som sier noe om hvordan forholdet utvikler seg og om URP korrigeres over tid. Vi benytter oss av heteroskedasitet-robuste standardavvik i alle modellene som følger.

8.1 Utledning av regresjonsligning

Et av problemene med Newey-West er at for å korrigere for autokorrelasjon og heterogenitet så forsvinner informasjon ut i restleddet. Ved å benytte en autoregressive distributed lag-modell er det mulig å ta hensyn til tidligere verdier som har effekt på valutakursen på tidspunkt t . Modellene tillater oss å tallfeste hastigheten på korrigeringen mot en likevekt etter en endring i den avhengige variabelen og åpner følgelig for å kunne estimere både kort- og langtidseffekter mellom to tidsserier.

Vi starter med å introdusere en enkel statistisk modell som kun tar hensyn til effekter som skjer innen samme periode. Dette har vært utgangspunktet vårt for denne delen av oppgaven så langt. Man kan argumentere med effektive markeder og på denne måten forsvarliggjøre denne metoden.

$$(7.1) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 i_{1t} + \varepsilon_t$$

Denne transformerer vi til en dynamisk modell ved å inkludere observasjoner fra perioden før. Til tross for effektive markeder er det rimelig å anta at det eksisterer visse tregheter i systemet slik at valutakursen i periode t ikke nødvendigvis bare påvirkes av rentedifferansen i periode t . Valutakursen vet vi er kilden til diskusjon, men fremdeles står vi igjen med at utviklingen kan beskrives som en random walk-prosess. Dette vil nødvendigvis gjøre at den statiske modellen

over går glipp av informasjon ved ikke å ta hensyn til dette faktum. Vi velger derfor å inkludere lag av valutakursen i tillegg til å åpne for at rentedifferansen kan ha en tidsforsinkende effekt. Dette benevnes som en ADL-modell (autoregressive distributed lag models) hvor både lag av avhengig og uavhengig variabel er ført opp som forklarende faktorer. Denne kan vi igjen vise til å gi samme estimater som en feiljusteringsmodell (med kun ett lag av avhengig og uavhengig variabel; ADL(1,1)).

$$(7.2) \quad Y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \gamma Y_{t-1}$$

Så trekker vi fra Y_{t-1} fra både venstre og høyre side og skriver om får vi:

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \gamma Y_{t-1} - Y_{t-1}$$

$$\Delta y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + (\gamma - 1)Y_{t-1}$$

Legger til og trekker fra $\beta_0 X_{t-1}$ på høyre side får vi:

$$\Delta y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_0 X_{t-1} - \beta_0 X_{t-1} + (\gamma - 1)Y_{t-1}$$

$$\Delta y_t = \beta_0 (X_t - X_{t-1}) + (\beta_0 + \beta_1)X_{t-1} + (\gamma - 1)Y_{t-1}$$

Skriver vi om denne ligningen sitter vi igjen med en ligning som representerer en enkel form for en feiljusteringsmodell og som ofte blir vist til i litteraturen;

$$(7.3) \quad \Delta y_t = \beta_0 \Delta X_t - (1 - \gamma) \left[Y_{t-1} - \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1 - \gamma)} X_{t-1} \right]$$

Dette innebærer at vi kan lese mer informasjon ut av analysen, som tidligere har blitt henvist til restleddet. Ligningen har tre viktige komponenter ved seg; β_0 representerer den kortsiktige effekten; altså endringen i X i periode t sin påvirkning på endringen av y i periode t . Brøken $\frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1 - \gamma)}$ beskriver den langsiktige effekten, mens $(1 - \gamma)$ beskriver hastigheten korrigeringen skjer mot likevekten ved et avvik. Gitt at vi i periode t befinner oss i likevekt (i vårt tilfelle at URP holder) vil brøken i siste klamme ta verdien én og klammen ta verdien null slik at hele leddet faller bort. Vi står da igjen med kun kortidseffekten av rentedifferansen på valutakursen. Vi kan ikke direkte teste ligning 7.3 ved bruk av OLS ettersom den ikke er lineær i parameterne. Derfor

løser vi opp parentesen og definerer $-(1-\gamma) = \theta$ og $(\beta_0 + \beta_1) = \alpha$ slik at vi står igjen med ligningen under:

$$(7.4) \quad \Delta y_t = \beta_0 \Delta X_t + \theta Y_{t-1} + \alpha X_{t-1}$$

Med resultatene vi får av denne testligningen kan vi regne oss tilbake for å finne tilpasningen beskrevet i ligning 7.3. Koeffisienten θ beskriver hastigheten mot likevekten ved et avvik i periode $t-1$. Mens $\frac{\alpha}{\theta}$ indikerer avviket fra URP på lang sikt.

8.2 Statistiske forutsetninger for bruk av ADL modell

Stasjonære serier

For å kunne påvise en langsiktig likevekt mellom valutakurser og renteforskjeller er vi avhengige av at tidsseriene er stasjonære. Valutakurser som følger en random walk prosess er ikke dette, derimot opererer vi med endringsformen. Ved å ta førstedifferansen og se på endringen av valutakurser blir serien stasjonær. Ettersom det er endringsformen vi behøver skaper ikke dette noen problemer i denne analysen. Renteforskjellene våre er derimot ikke like enkle. Her er vi avhengige å ha serien på nivåform for ikke å bevege oss bort fra teorien om URP. Dessverre er ikke denne tidsserien stasjonær (med et par unntak, se appendiks 3 for tabell). Alle testene er gjort ved hjelp av augmented Dickey-Fuller. Vi velger derimot å ikke gå videre på dette annet enn å erkjenne at dette er en svakhet ved analysen som følger, men vi argumenterer for at det er naturlig å anta at renteforskjeller ikke vil bevege seg dramatisk fra et snitt slik variabelen er definert. Det ville vært unaturlig å tro at man i det lange løp vil bevege seg svært langt fra 0 med tanke på globalisering, økt handel og kapitalflyt som bidrar til å utligne store ulikheter mellom land. Dette vil gi for lave standardavvik og følgelig høye t-verdier som kan resultere i en type-1 feil hvor vi forkaster null-hypotesen selv om den ikke burde blitt forkastet.

For at vi skal kunne påvise en langsiktig likevekt er vi avhengig av at våre to tidsserier er kointegrerte. Kointegrasjon brukes som begrep i tilfeller hvor det eksisterer en lineær sammenheng mellom to serier av samme integrerte orden. Som en forklaring på kointegrasjon i folkelige termer brukes ofte eksempelet om den fulle personen som er ute og lufter hunden sin. Den fulle personen følger en “random walk” ved å sjangle frem og tilbake på sin vei hjem etter en tur på byen. Det er umulig å forutse hvor denne personen plasserer sitt neste steg. Det samme gjelder for hunden, vi kan ikke forutse hvor denne hunden velger å gå mens den lurert seg avgårde. Det vi vet er at hunden ikke vil bevege seg *alt* for langt unna eieren sin (Murray, 1994). Dette “båndet” mellom hund og eier kan sees som en analogi for to økonomiske variabler som utvikler seg sammen over tid. Til tross for at ikke alle renteforskjellene kan erklæres som integrerte av første orden, finner vi at restleddet for de fleste land er stasjonært som indikerer at de to tidsseriene svinger om en langsiktig likevekt (se appendiks 3).

8.3 Dynamisk analyse av seks utvalgte land

Utvalget av land er begrunnet ut fra ønsket om å ha hvert kontinent representert, vi bruker kun månedsrenter og månedlig horisont i denne analysen. Vi starter med å drøfte Brasil eksplisitt for så å drøfte resultatene for alle seks landene samlet. Først ser vi på hele perioden uten å skille ut krisetider. Ligningen vi tester for Brasil er;

$$(7.5) \quad e_{\text{delta}M,t} = \gamma_1 e_{\text{delta}M,t-1} + \gamma_2 e_{\text{delta}M,t-9} + \gamma_3 e_{\text{delta}M,t-22} + \gamma_4 e_{\text{delta}M,t-23} + \gamma_5 e_{\text{delta}M,t-44} + \gamma_6 e_{\text{delta}M,t-45} + \gamma_7 e_{\text{delta}M,t-66} + \sum_{t=0}^{10} \beta_t i_{\text{diff}M,t}$$

Vi har inkludert syv lagg av valutakursendringene og ti av renteforskjellene. Resultatene er gjengitt i tabellen under.

Brasil	
Kortsiktig effekt - β_0	0.02** (0.01)
Langsiktig effekt - β_1	0.20*** (0.02)
Hastighet til likevekt - $(1-\gamma)$	0.03** (0.01)
N	3251
R ²	0.97

Tabell 8-1 - ADL(10,7) for Brasil

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Vi ser at både den kortsiktige effekten er positiv og signifikant som indikerer at på kort sikt er det en svak positiv sammenheng. Dette betyr at ved en positiv renteforskjell mellom Brasil og USA, vil en den brasilianske reisen depresiere svakt. Derimot er ikke effekten nok til å oppheve forskjellen i rentene. For å regne ut den langsiktige tilpasningen og feilkorrigerings-estimatet benytter vi oss av nlcom¹⁶ i STATA. Vi ser at den langsiktige tilpasningen er adskillig høyere og nærmere estimatet vi fikk for Brasil i del én av analysen. På lengre sikt ser vi en tendens til en sterkere depresiering for å utligne renteforskjellene, men hastigheten tilbake til likevekten (feilkorrigeringsleddet) er svært lav. Dette betyr at ved renteforskjeller mellom Brasil og USA kan vi kun påvise en svak depresiering av høyrentelandet. Depresieringen på lang sikt er kraftigere, men hastigheten er så lav at det kommer til å ta lang tid før likevekten nås. Estimaten indikerer at kun 3 % av avviket fra likevekten blir korrigert fra én periode til den neste. Når vi utvider denne analysen til å inkludere et interaksjonsledd mellom krisevariabelen (se appendiks 2) og renteforskjellene får vi litt andre estimater:

¹⁶ Nlcom lar oss kombinere estimater ikke lineært, samtidig som den beregner både varians og t-statistikken for det nye estimatet.

Brasil	
Kortsiktig effekt - β_0	-0.02** (0.01)
Kortsiktig effekt krisetid	0.29 (0.27)
Langsiktig effekt - β_1	0.21*** (0.02)
Langsiktig effekt krisetid	1.64* (0.94)
Hastighet til likevekt – $(1-\gamma)$	0.03*** (0.01)
N	3251
R ²	0.98

Tabell 8-2 - ADL(10,7,10) for Brasil

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Ved normale tilstander skifter estimatet for den kortsiktige effekten fortegn til svakt negativ mens ved krisetid er denne positiv (men ikke signifikant). Dette innebærer at det ved normale tider ser ut til å være en antydning til motsatt effekt der høyrentelandet (lavrentelandet) appresierer (depresierer) som igjen indikerer en forsterkende effekt ved for eksempel spekulasjon. Den langsiktige effekten i normale tider er nesten identisk som ved forrige analyse. Den er signifikant positiv og indikerer en viss støtte for at tendensen følger retningen URP forutsetter. Langsiktig tilpasning i krisetid viser derimot en langt mer positiv effekt som faktisk er over den teoretiske verdien. Dette kan indikere at krisetider korrigerer for den begrensede sammenhengen ved normale tider, riktignok er dette estimatet ikke signifikant ved 95 % signifikansnivå. Også her er hastigheten tilbake til likevekten svært lav.

Under har vi resultatene for alle seks landene vi har analysert uten krisevariabelen. Estimaterne varierer mye mellom landene og det er vanskelig å trekke en entydig sammenheng. I likhet med F&R har vi svært mye variasjon mellom landene, men Tyskland, Japan og Australia har en sterk positiv kortsiktig sammenheng, men samtidig veldig upresise estimater. Den langsiktige effekten er negativ og indikerer at det skjer en appresiering av høyrentelandet i strid med teorien, men presisjonen er lav og estimatene er ikke signifikante. Norge har en positiv langsiktig effekt nær den teoretiske verdi på én, men denne er heller ikke signifikant. Hastigheten tilbake til

likevekten er lav for samtlige land, hvor Tyskland, Norge, Japan, Australia og dels Canada har upresise estimater.

	Tabell over ADL, uten krise variabel					
	Tyskland	Canada	Brasil	Norge	Japan	Australia
(lag av y; lag av x)	(9;9)	(8;9)	(7;9)	(10;9)	(11;9)	(11;5)
Kortsiktig effekt - β_0 (St.avvik)	3.53 (4.02)	-0.14 (0.86)	0.02** (0.01)	-0.04 (0.05)	2.22 (3.05)	1.44 (1.75)
Langsiktig effekt - β_1 (St.avvik)	-0.30 (0.02)	-0.70 (1.54)	0.20*** (0.02)	0.83 (0.84)	-1.89 (1.19)	-0.78*** (0.20)
Hastighet til likevekt - (1-γ) (St.avvik)	0.05*** (5.56)	0.04 (0.15)	0.03*** (0.01)	0.05 (3.06)	0.04 (4.35)	0.04 (2.35)
N	3806	4201	3251	3604	4014	3762
R²	0.95	0.94	0.98	0.95	0.94	0.94

Tabell 8-3 - Oversikt resultater fra ADL uten krisedummy

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Når vi inkluderer krisevariabelen endres ikke den kortsiktige effekten utenfor krisetid nevneverdig. Denne er positiv og ikke signifikant for Tyskland, Japan og Australia, mens den er negativ og ikke signifikant for Brasil, Canada og Norge. Langsiktig utenom krisetid det bare Australia som skiller seg ut med en kraftig negativ sammenheng (heller ikke denne signifikant).

I krisetid er heller ikke den kortsiktige effekten signifikant og den varierer mellom land, Canada, Norge, Japan og Australia indikerer en negativ sammenheng. Dette strider mot de tidligere resultatene, men stemmer i forhold til avviksanalysen. Estimatenes for den langsiktige effekten har ikke endret seg dramatisk, kun Brasil har et signifikant estimat.

Canada er det eneste landet som har en negativ effekt både på kort og lang sikt utenfor krisetid samt på kort sikt i krisetid. På lang sikt derimot er estimatet det høyeste registrerte men samtidig ikke signifikant, dette kan tyde på at for Canada skjer det ikke en korreksjon før krisen har eksistert en periode. Den langsiktige effekten i krisetid er ikke signifikant for noen av landene, men er generelt positivt. Hastigheten til likevekten er som tidligere svært treg men i motsetning til forrige tabell er estimatene nå signifikant.

	Tabell over ADL, med krise variabel					
	Tyskland	Canada	Brasil	Norge	Japan	Australia
(lag av y; lag av x; lag av krise)	(10;9;10)	(10;9;10)	(10;7;10)	(10;9;10)	(10;11;10)	(10;11;10)
Kortsiktig effekt - β_0 (St.avvik)	3.16 (4.08)	-0.07 (0.82)	-0.02** (0.01)	-0.02 (0.04)	2.17 (3.05)	1.23 (1.74)
Kortsiktig effekt krisetid (St.avvik)	1.15 (3.18)	-0.69 (2.09)	0.29 (0.27)	-0.46 (0.36)	-0.57 (0.59)	-1.23 (2.06)
Langsiktig effekt - β_1 (St.avvik)	-0.55 (1.45)	-0.13 (1.45)	0.21*** (0.02)	1.82 (1.46)	-1.47 (1.79)	-4.40 (2.27)
Langsiktig effekt krisetid (St.avvik)	7.34 (5.70)	8.85 (8.56)	1.64* (0.94)	-1.92 (1.87)	-1.86 (2.28)	0.87* (0.48)
Hastighet til likevekt - (1-γ) (St.avvik)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.05** (0.02)	0.04*** (0.01)	0.05** (0.02)
N	3806	4201	3251	3604	4014	3683
R²	0.95	0.94	0.98	0.95	0.94	0.94

Tabell 8-4 - Oversikt resultater fra ADL med krisedummy

* signifikant på 90%, ** signifikant på 95%, *** signifikant på 99%

Vi kan ikke trekke noen generelle konklusjoner basert på denne analysen, estimatene er motstridene landene i mellom, men den langsiktige effekten i krisetid er positive for alle bortsett fra Norge og Japan. Utenom krisetid er de fleste negative. Varer krisen over tid ser det ut til å få en korrigerende effekt der høyrentelandet depresierer i forhold til lavrentelandet, i tråd med teorien. Er det derimot ikke krisetid og dette vedvarer, får man den negative sammenhengen hvor høyrentelandet appresierer og en ekstragevinst ved valutaspekulasjonen som følge av en appresiering av den valutaen pengene er plassert i. På kort sikt er ikke resultatene like lett å tyde, her veksler det mellom land og følger ikke et klart mønster.

9. Avsluttende kommentar – Hva kan vi lære av dette?

URP har siden tidlig på 80-tallet vært forsøkt bekreftet av flere og det kommer stadig ut nye artikler som prøver å ta for seg dette fenomenet. Blant de første som testet dette var Hansen og Hodrick (1980) i *Journal of Political Economy*. De testet hypotesen om URP og forventningen om at avkastningen av carry trade ville være null. Videre er det testet om hvorvidt URP holder over en periode på to århundrer (Lothian & Wu, 2003), mens Chinn & Meredith (2004) tester ved bruk av både 5 og 10-årige statsobligasjoner. Chaboud & Wright (2004) forsøkte i den andre enden av skalaen og fant en viss støtte for at URP holder bedre i svært korte perioder (timer). F&R som vi har basert denne oppgaven på valgte derimot å se på om krisetid kunne gi svar. Uten å kunne bekrefte URP fant de at krisetider ga mer støtte enn normale tider, men resultatene ble fremdeles ikke signifikante. Vårt første mål med oppgaven var å se om resultatene også holdt når datasettet ble utvidet til å inkludere perioden helt frem til februar 2010. Den første problemstillingen vi introduserte var i likhet med F&R;

“Fungerer krisetid som en korrigerende faktor på forholdet postulert av URP, og har dette forholdet bedret seg de siste ti årene?”

Vår analyse ga generelt sett noe bedre resultater etter utvidelsen av datamaterialet fram til i dag, med andre ord medfører krisene også i perioden september 2000 til februar 2010 en korreksjon. Krisene har ikke vært kraftige nok til å bryte ned utviklingen i gode tider. Selv med inkluderingen av finanskrisen som er omtalt som en av de verste økonomiske nedturene siden depresjonen, ser det ikke ut til at vi får den store korrigeringen som vi initielt hadde forventet.

Fattige land ser ut til å passe teorien bedre og er noe som bryter med hva vi i utgangspunktet hadde forventet. Mye handel og godt etablerte finanskanaler på tvers av grensene burde medføre mindre forskjeller både i renter og stabile valutakurser som i teorien burde sørge for at URP i større grad ville kunne påvises empirisk. Av Tabell 7-5 ser vi at fattige land (som referanse) har positive betaer for de ulike tidshorisontene, men når vi inkluderer interaksjonsleddet og leser av for rike land blir dette sterkt redusert. Vi kan bare spekulere i hvorfor dette er tilfelle, for eksempel vil et fattig land ha en mindre økonomi som kan føre til at valutakursene fluktuierer mer enn hva som er tilfelle ved en valutakurs mellom to store økonomier. Når en valutakurs er

svært volatil kan man tenke seg at den endrer seg hurtig ved en renteendring slik at man får en rask korrigerende mot likevekten. Ved to store økonomier er valutakursutviklingen relativt sett mindre påvirket av en renteendring og vil bruke lengre mot likevekten ettersom flere faktorer påvirker valutakursen. Grafene i appendiks 11 og 12 viser at mange av landene som er definert som fattige har flere ekstreme observasjoner (for eksempel Argentina og Brasil), mens rike land ikke har så store svingninger. Dette støtter teorien vår om at fattige land er mer volatile og derfor kan nå raskere tilbake til likevekt.

Et annet interessant resultat vi oppnår er forskjellen mellom de ulike valutakursregimene og URP. Tabell 7-6 indikerer at land som har byttet regime har en positiv sammenheng mellom renteforskjellen og valutakursutviklingen. Land som har byttet er i stor grad land som har opplevd en eller annen form for krise i løpet av perioden (for eksempel Malaysia som byttet både til og fra fastkurs i tiden rundt Asia-krisen). Vi kan også se at land som har hatt flytende valutakurs gjennom hele perioden er den gruppen av land hvor URP holder minst. Dette er land som ofte forbindes med å ha velutviklede økonomier og de fleste av dem er også definert som rike land. Argumentasjonen som er brukt tidligere for å beskrive forskjellen mellom rike og fattige kan nok også litt til grunn for estimatene for fast, flytende og byttet valutakursregimer.

De som følger en fastkurspolitikk har resultater som varierer mellom positive og negative estimater, men ingen er signifikante. Resultatene som vi får når vi utvider serien er mindre tydelig enn hva F&R får for sin periode. En av årsakene til dette kan ligge i definisjonen av byttet variabelen. Dette er en variabel som tar én for hele perioden selv om man kun har byttet valutaregime en gang, hvis man ikke har byttet regime vil denne variabelen være null, selv om man kan ha opplevd mange krise i denne perioden (for eksempel Norge). I løpet av 20 år har de fleste land opplevd en krise. Dette vil bidra til å utvanne selve kriseeffekten og kriseperioden blir mer en normal periode i det lange løp. Derfor valgte vi også å bygge videre på analysen til F&R ved å forsøke å klassifisere kriser på andre måter, uten at dette medførte store endringer i resultatene. Vår egen krisevariabel, som defineres på bakgrunn av viktige historiske datoer omkranset av unormale rente- og valutakursbevegelser, gir et bilde av forholdet som føyer seg etter resultatene til F&R. Krisetid ser ut til å ha en korrigerende effekt hvor høyrentelandet depresierer relativt til lavrentelandet.

Når vi vurderer avvik fra glidende snitt får vi motstridende resultater; når vi trekker ut store avvik holder teorien om URP betraktelig bedre, mens under store avvik finner vi et negativt forhold. Dette er interessant ettersom vi hittil har funnet støtte for at krisetid fungerer som en korleksjon, der det ser ut til at perioder med store avvik får negative konsekvenser for forholdet. Med andre ord appresierer høyrentelandene i perioder med unormaliteter. Vi diskuterer mulige årsaker til dette, blant annet at både kraftige appresieringer og depresieringer blir fanget opp, fremfor kun i kriseperioder.

Oppdelingen av land individuelt ga få, om noen klare indikasjoner. Kun tre estimater ble signifikante (Brasil, Russland og Argentina) da vi så på månedlige data, ellers var dette preget av store standardavvik. Dette gjelder også når vi forsøkte å se på land var signifikant forskjellig fra hverandre.

Konklusjonen til F&R om at URP ser ut til å holde bedre for krisetider kan videreføres til å inkludere også når ti nye år legges til datagrunnlaget. Vi konkluderer derfor med at den positive utviklingen fra 70- og 80-tallet til 90-tallet ser ut til å ha fortsatt inn på 2000-tallet. Estimaten tilnærmer seg de teoretiske verdiene, og indikerer således en bedre tilpasning. Presisjonen på analysene er likevel lave, og det er ulike brudd på statistiske forutsetninger som bidrar til skjeve estimater. I tillegg har Brasil ekstreme månedlige observasjoner i perioden til F&R som forstyrrer resultatene hvor landene er samlet i en regresjon (se appendiks 11 for graf av månedsrenter). På månedsdata får vi en betaverdi på 0,2 med et standardavvik på 0,01 når landet er inkludert, uavhengig av analyse. Å ta Brasil ut av datagrunnlaget er noe vi har vurdert, men valgt å ikke ekskludere Brasil i rapporten ettersom observasjonene ikke er feil og således representerer virkeligheten. Derimot viser dette den lave presisjonen og hvor mye resultatene avhenger på hvilke land man tester URP for. Vi har lagt ved beregningene for månedsdata uten Brasil i appendiks 7, sammen med en kort drøftelse.

Vi valgte i andre del å utvide analysen til F&R med en ny innfallsvinkel der vi vurderer den dynamiske utviklingen og tilpasningen til URP over flere perioder. Det kan være en forsinkende effekt på valutakursen fra renteforskjellene, i tillegg til den kortsiktige effekten som ved ordinær statistisk analyse. Dette resulterer i utelatte variabler og igjen skjeve estimater (om det ikke blir

tatt hensyn til). Vi forsøkte å belyse dette ved å introdusere ulike ADL-modeller. De tillater oss å regne ut hastigheten mot likevekten, samt avviket fra udekket renteparitet på lang sikt og den kortsiktige effekten. Vår andre problemstilling er;

“Kan vi ved hjelp av dynamiske modeller påvise en utvikling i henhold til teorien om URP de siste 20 årene?”

For å kunne gjøre denne analysen er vi avhengige av å forutsette at det eksisterer en likevekt mellom valutakursutviklingen og renteforskjellen mellom land. Vi får derimot litt uklare resultater slik at denne likevekten ikke nødvendigvis eksisterer. Estimatene indikerer også en svært lav korrigeringshastighet hvilket kan skyldes at det faktisk ikke er noen tydelig likevekt mellom de to seriene. Vi forsvarer derimot denne forutsetningen med at det er naturlig å anta at verken valutakurser eller renteforskjeller mellom land vil bevege seg langt fra hverandre. Resultatene samsvarer i grove trekk funnene fra tidligere i oppgaven. På lang sikt skjer det en tilnærming mot en likevekt, men kortsiktige og stokastiske sjokk ofte inntreffer og forstyrrer denne utviklingen i en så betydelig grad at likevekten sjelden, om noen gang vil inntreffe.

Vi finner at tidligere valutakursendringer er svært signifikante i motsetning til både dagens og historiske renteforskjeller. Med andre ord er forklaringskraften til renteforskjeller mellom land svært lav, mens mye av informasjonen ligger i tidligere valutakurser. Dette er i tråd med artikkelen skrevet av Meese & Rogoff (1983) som konkluderer med at dagens valutakurs er beste predikasjon på morgendagens valutakurs (random walk-prosess). Resultatene våre bekrefter at den særdeles *svake* sammenhengen mellom renteforskjellen mellom land og valutakursutviklingen, samt den lave hastigheten mot en likevekt. Noe som gjør at vi ikke finner noen langsiktig tilpasning over tid, til tross for at vi har åpnet for dynamikk i modellen.

Hensikten med en modell er å lage et stilisert bilde av den virkelige verden, for på en enkel måte forklare komplekse sammenhenger. Vi mener derimot at i dette tilfelle er det så mange andre faktorer som spiller en større rolle enn renteforskjellen mellom de gjeldene land og ett av dets viktigste handelspartnere. Valutakurs har som tidligere nevnt vært forsøkt forklart i lang tid uten at man har kommet frem til noe gode resultater. Å dermed tro at utviklingen kan forklares med kun renteforskjeller virker noe utopisk.

Resultatene vi har fått i oppgaven samsvarer med tidligere forskning og bildet blir bekreftet selv med mer avanserte regresjonsmodeller. Antydningen vår om at det er andre faktorer som spiller en viktigere rolle i valutakursutviklingen enn renteforskjellen mellom landene i dag, blir på mange måter bekreftet av tidligere valutakurser i ADL-analysen. Konklusjonene til F&R kan videreføres og indikerer således at URP holder bedre i nyere tid samt at unormaliteter i markedet bidrar til å skape bedre balanse.

10. Videre forskning

En mulighet for videre forskning er å forsøke å avdekke i hvilken grad URP varierer mellom ulike graderinger av fattig. Våre fattige land er de fleste i dag medlem i OECD og kan derfor ikke lenger defineres som fattig. En mer presis definisjon av fattige land kan følgelig være et utgangspunkt for videre analyse, det kan i denne sammenhengen også være interessant å se på mer ekstreme tilfeller enn det vi har gjort ved for eksempel å inkludere afrikanske land. En kan også se nærmere på Brasil og hvorfor resultatene blir fullstendig overskygget av dette landet, eventuelt legge inn en dummyvariabel for å fange opp slike ekstreme verdier. Et annet moment er å vurdere i hvilken grad en økonomi svarer på renteendringer sett i forhold til størrelsen av økonomien. Vi viser til Montiel (1994) som ser på kapitalbevegelser i utviklingsland og integreringen i verdensøkonomien. Han bruker blant annet URP som et av hans mål på nettopp dette. Dooley, Matheison, & Rojas-Suarez (1997) tar den et steg videre og argumenterer for at rentepariteten ikke kan benyttes på grunn av at det offentlige begrenser både handel og annen aktivitet. Istedenfor introduserer de en ny teknikk for å måle mobiliteten av kapital.

Kaminsky (2006) drøfter de økonomiske krisene de siste 30 årene og definerer dem mer detaljert etter type kriser. Kaminsky spesifiserer også tidspunktene for krisene til flere av landene i datasettet vårt. En naturlig utvidelse er følgelig å benytte denne klassifiseringen av de ulike krisene.

Et annet område det er verd å undersøkes nærmere er å prøve å finne en sammenheng hvor man inkluderer flere forklarende faktorer samtidig som man vurderer i hvilken grad perioder med krisetid gir bedre støtte for URP.

Å analysere perioden etter år 2000 kunne også være interessant ettersom økonomiene har endret seg betydelig siden begynnelsen av 1990-tallet. Informasjonen fra 1990-tallet vil dermed ikke representere økonomien slik den er i dag. Å kun se på nyere data kan være interessant for mulige investorer som er mer interessert i hvordan forholdet er i dag. Til slutt kunne det være interessant å utvide analysen i del to med flere land og med andre klassifiseringer av kriser.

Som følge av oppgavens fokus har vi unnlatt å drøfte den kausale sammenhengen. Selv om enkelte estimater er signifikant og positive i tråd med URP, kan vi ikke konkludere med at det er

renteforskjellene som faktisk driver valutakursutviklingen. Det er åpenbart mulighet for at kausaliteten fungerer andre veien og valutakursene driver renteforskjellene. Dette åpner derfor for å vurdere denne kausaliteten ved for eksempel å inkludere instrumentelle variabler hvor man eliminerer dette.

Litteraturliste

- Backus, D., Gregory, A., & Telmer, C. (1993). Accounting for forward rates in markets for foreign currency. *Journal of Finance*, 1887-1908.
- Bank of England, Monetary Policy Committee. (1999, April 27). *The Transmission mechanism of monetary policy*. London: Bank of England.
- Box, G., & Pierce, D. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 1509-1526.
- Brunnermeier, M., Nagel, S., & Pedersen, L. (2008, November). *Carry Trades and Currency Crashes*. Cambridge: NBER.
- Budd, A. (2005). *Black Wednesday - A re-examination of Britain's Experience in the Exchange Rate Mechanism*. London: Hobbs the Printers.
- Cecchetti, S. G. (2008). *Monetary Policy and the Financial Crisis of 2007-2008*. Brandeis International Business School.
- Chaboud, A., & Wright, J. (2005). Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Journal of International Economics*, 349-362.
- Cheung, Y.-W., Chinn, M., & Garcia Pascaul, A. (2003). *What do we know about recent exchange rate models? In-sample fit and out-of-sample performance evaluated*. Santa Cruz: Department of Economics, UCSC, UC.
- Chinn, M., & Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Staff Papers*, 409-430.
- Coy, P. (2008, Februar 27). *Bill Clinton's drive to increase homeownership went way too far*. Hentet Mai 28, 2010 fra Bloomberg Businessweek:
http://www.businessweek.com/the_thread/hotproperty/archives/2008/02/clintons_drive.html
- Darvas, Z. (2009). Leveraged carry trade portfolios. *Journal of Banking & Finance*, 944-957.
- DeLong, J., & Magin, K. (2006, Januar). *A short note on the size of the dot-com bubble*. Cambridge: NBER.
- Dooley, M., Matheison, D., & Rojas-Suarez, L. (1997). *Capital Mobility and Exchange Market Interventions in Developing Countries*. Cambridge: NBER.
- Edwards, S., Steiner, R., & Losada, F. (1996). *Capital flows, the real exchange rate and the Mexican crisis*. Washington, D.C: World Bank.
- Feldstein, M. (2002). Economic and Financial crisis in emerging market economies: Overview of prevention and management. *NBER Working paper 8837*.
- Flood, R., & Rose, A. (2001). Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff papers*.

- Froot, K., & Frankel, J. (1989). Forward discount bias: Is it an exchange risk premium? *The quarterly Journal of Economics*, 139-161.
- Froot, K., & Thaler, R. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. *The journal of Economic Perspectives*, 179-192.
- German, K. (2007, April 30). *The Power of 10 - The 10 dot-com flops*. Hentet Februar 19, 2010 fra Cnet: http://www.cnet.com/1990-11136_1-6278387-1.html
- Green, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- Gyntelberg, J., & Remolona, E. (2007). Risk in carry trades: Look at target currencies in the Asian and the Pacific. *BIS Quarterly review*, 73-82.
- Hagen, M. R. (2006). *Valutakriser i et globalt perspektiv - en analyse av 90-tallets valutakriser i Mexico, Sør-Korea, Russland og Brasil*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hanke, S. H. (2002, Mars 5). *Argentina's Current Political-Economic Crisis*. Retrieved Februar 18, 2010, from Cato Institute: <http://www.cato.org/testimony/ct-hanke030502.html>
- Hansen, L., & Hodrick, R. (1980). Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis. *Journal of Political Economy*, 829-853.
- Huisman, R., Koedijk, K., Kool, C., & Nissen, F. (1998). Extreme Support for uncovered interest parity. *Journal of International Money and Finance*, 211-228.
- Isard, P. (1991). Uncovered Interest Parity. *IMF Working Paper 91/51*.
- Juel, S., Haarberg, K., & Bruce, E. (2002). *Sterk krone - fordi vi fortjener det*. Oslo: BI.
- Kaminsky, G. (2006). Currency crisis: Are they all the same? *Journal of International Money and Finance*, 503-527.
- Kanaya, A., & Woo, D. (2000, Juli). The Japanese Banking Crisis of the 1990s: Sources and Lessons. *IMF Working Paper*.
- Kharas, H., Pinto, B., & Ulatov, S. (2001). An Analysis of Russia's 1998 Meltdown: Fundamentals and Market Signals. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-50.
- Koskenkylä, M. (1992, 4). The Nordic Banking Crisis and the Measures Taken by the Authorities. *Ekonomiska samfundets tidsskrift*.
- Krekling Vojislav, D. (2010, Mars 20). *Kina med valutadelegasjon til USA*. Hentet April 13, 2010 fra NRK: <http://nrk.no/nyheter/okonomi/1.7047248>
- Krugman, P. (2000). *Currency Crisis*. Chicago: National Bureau of Economic Research.

- Lewis, K. K. (1994). Puzzles in International Financial Markets. *NBER working paper no. 4951*.
- Lim, M. (2007). The 'Carry Trade' and the Current Financial Turmoil. *Third World Resurgence*.
- Lindaas, E. (2009). *Carry Trade - Hvordan carry trade og en potensiell reversering kan forklare bevegelser i de internasjonale finansmarkedene*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Ljung, G. M., & Box, G. (1978). On measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 297-303.
- Lothian, J., & Wu, L. (2003). *Uncovered Interest Rate Parity over the Past Two Centuries*. New York: Graduate School of Business.
- McCallum, B. (1994). Monetary policy and the term structure of interest rates. *NBER Working paper 4938*.
- Meese, R. (1990). Currency fluctuations in the Post-Bretton Woods Era. *The Journal of Economic Perspectives*, 117-134.
- Meese, R., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies - Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 3-24.
- Montiel, P. J. (1994). Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates. *The World Bank Economic Review*, 311-359.
- Murray, M. (1994). The drunk and her dog: An illustration of Cointegration and Error Correction. *The American Statistician*, 37-39.
- Naug, B. E. (2004, Februar 13). Factors behind movements in the krone exchange rate - an empirical analysis. *Norges Bank Occasional papers*, ss. 115-135.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 703-708.
- Nyberg, P., & Vihriälä, V. (1993). The Finnish Banking Crisis and Its Handling. *Bank of Finland Discussion Papers*.
- Øverbye, G. (2009, November 7). *Bøyer seg ikke for presset - Kina bryr seg ikke om protester fra handelspartnere*. Hentet April 13, 2010 fra NA24: <http://www.na24.no/article2751604.ece>
- Rikardson, C., Pettersen, E., & Braathen, Ø. (2009). *Carry Trade - Konsekvenser av finanskrisen for Carry Trades fantastiske tiår*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Salvatore, D. (1996). The European Monetary System: Crisis and Future. *Open economies review*, 601-623.
- Taylor, M. P. (1988). DP236 - Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence: An Empirical Analysis. *Center for Economic Policy Research*.

- Tenold, S. (2002, Mai). Asia-krisen - fem år senere. *SNF Rapport 11/02*.
- Top, C. (1988, Mai). *Covered Interest Parity - Spot tests*. Hentet Februar 10, 2010 fra Centre for Economic Policy Research: <http://www.cepr.org/Pubs/bulletin/DPs/dp236.htm>
- Vanvik, H. (2010, Januar 25). Spekulerte i valuta, banken må betale. *Dagens Næringsliv*. Oslo.
- Verheyleweghen, S. I. (2002). *Valuta- og finanskrisen i Argentina i 2001 - konsekvenser av en nedgang i kapitalinnførsel for bedrifters regnskapsmessige balanse ved høy grad av dollarisering*. Hentet Februar 17, 2010 fra Digitale Utgivelser ved Universitetet i Oslo: <http://www.duo.uio.no/sok/work.html?WORKID=7964>
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2008). *Introductory Econometrics - A modern approach*. Mason, Ohio: South-Western College Pub.
- Zhuang, J., & Downing, J. (2002). Causes of the 1997 Asian Financial Crisis: What can an early warning system model tell us? *Asian Development Bank - ERD Working paper series no 26*.

1. Appendiks - Oversikt over type renter

Oversikt over forskjellige renter som er brukt.				
Land	Renter			
	Dagsrenter	Månedrenter	Kvartalsrenter	Årsrenter
Argentina	BAIBOR 1 DAY - MIDDLE RATE	BAIBOR 30 DAYS - MIDDLE RATE	BAIBOR 90 DAYS - MIDDLE RATE	BAIBOR 365 DAY - MIDDLE RATE
Australia	INTERBANK S/N - OFFERED RATE	INTERBANK 1 MTH - OFFERED RATE	INTERBANK 3 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 12 MTH - OFFERED RATE
Brasil		CDB (UP TO 30 DAYS) - MIDDLE RATE	CDB (UP TO 90 DAYS) - MIDDLE RATE	
Canada		CAD 1 MO'DEAD' - MIDDLE RATE	EURO-\$ 3 MTH - MIDDLE RATE	
Danmark		INTERBANK 1 MTH - OFFERED RATE	INTERBANK 3 MONTH - OFFERED RATE	INTERBANK 12 MTH - OFFERED RATE
Hong Kong		INTERBANK 1 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 3 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 12 MONTH - MIDDLE RATE
Indonesia		SBI 30 DAY - MIDDLE RATE	3 MONTH 'DEAD' - MIDDLE RATE	
Japan		INTERBANK JP YEN 1M - OFFERED RATE	INTERBANK 3M - OFFERED RATE	INTERBANK JP YEN 1Y - OFFERED RATE
Korea	OVERNIGHT CALL RATE - MIDDLE RATE		NCD 91 DAYS - MIDDLE RATE	
Malaysia	INTERBANK OVERNIGHT - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 3 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 YEAR - MIDDLE RATE
Mexico			CETES 2ND MKT. 90 DAY - MIDDLE RATE	
Norge	NIBOR T/N (NOMINAL) - MIDDLE RATE	NIBOR 1 MONTH - OFFERED RATE	INTERBANK 3 MONTH - OFFERED RATE	NIBOR 1 YEAR - OFFERED RATE
Russland	INTERBANK 1 DAY - MIDDLE RATE	INTERBANK 8 TO 30 DAY - MIDDLE RATE	INTERBANK 31 TO 90 DAY - MIDDLE RATE	
Sveits	IBK S/N - OFFERED RATE	IBK 1 MTH - OFFERED RATE	INTERBANK 3M - BID RATE	IBK 12 MTH - OFFERED RATE
Sverige	INTERBANK T/N - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 3 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 YEAR - MIDDLE RATE
Thailand	INTERBANK O/N - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 MONTH - OFFERED RATE	INTERBANK 3 MONTH - OFFERED RATE	INTERBANK 1 YEAR - OFFERED RATE
Tsjekkske Republikk	INTERBANK O/N - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 MTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 3 MTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 YEAR - MIDDLE RATE
Tyskland	INTERBANK OVERNIGHT - OFFERED RATE	INTERBANK 1 MONTH - OFFERED RATE	INTERBANK 3 MONTH - OFFERED RATE	INTERBANK 12 MONTH - OFFERED RATE
UK	INTERBANK OVERNIGHT - MIDDLE RATE	INTERBANK 1 MONTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 3 MTH - OFFERED RATE	INTERBANK 1 YEAR - MIDDLE RATE
USA	INTERBANK O/N - OFFERED RATE	INTERBANK 1 MTH - OFFERED RATE	EURO\$ DEP. 3 MTH - MIDDLE RATE	INTERBANK 12 MTH - OFFERED RATE

2. Appendiks - Oversikt over kriser og land

Hva	Hvem	Fra	Til
Finske bankkrisen	Finland	1. januar 1990	8. september 1992
Black Wednesday	Norge, Sverige, Danmark, Italia, Frankrike	16. september 1992	29. oktober 1992
	Storbritania	9. september 1992	6. november 1992
Japans tapte tiår	Japan	10. mai 1990	6. februar 1992
Brussel Compromise	Danmark, Frankrike	2. august 1993	25. august 1993
Tequila-krisen	Brasil	9. desember 1994	16. juni 1995
	Hong Kong	9. desember 1994	17. januar 1995
	Sør-Korea	9. desember 1994	24. februar 1995
	Argentina, Mexico, Russland, Hong Kong	9. desember 1994	17. januar 1995
Asiakrisen	Tsjekiske Republikk	27. mai 1997	5. juni 1997
	Thailand	23. desember 1997	30. juni 1997
	Malaysia		22. august 1997
	Indonesia	14. august 1997	22. august 1997
	Hong Kong, Argentina, Brasil	20. oktober 1997	31. oktober 1997
	Korea, Thailand	22. desember 1997	1. januar 1998
	Hong Kong	7. januar 1998	15. juni 1998
	Argentina	10. august 1998	31. august 1998
	Indonesia, Mexico, Brasil, Hong Kong, Russland	17. august 1998	17. august 1998
	Argentina, Brasil	12. januar 1999	5. februar 1999
Argentina	7. april 1999	1. desember 1999	
Dot.com	Alle land	13. mars 2000	1. oktober 2002
Finanskrisen	Alle land	1. April 2008	31. desember 2008

Land	Rik/Fattig	Valutaregime
Argentina	Fattig	Byttet
Australia	Rik	Flytende
Brasil	Fattig	Byttet
Canada	Rik	Flytende
Tsjekiske Republikk	Fattig	Byttet
Danmark	Rik	Fast
Finland	Rik	Byttet
Frankrike	Rik	Fast
Tyskland	Rik	Flytende
Hong Kong	Fattig	Fast
Indonesia	Fattig	Byttet

Land	Rik/Fattig	Valutaregime
Italia	Rik	Byttet
Japan	Rik	Flytende
Korea	Fattig	Byttet
Malaysia	Fattig	Byttet
Mexico	Fattig	Byttet
Norge	Rik	Flytende
Russland	Fattig	Byttet
Sverige	Rik	Byttet
Sveits	Rik	Flytende
Thailand	Fattig	Byttet
UK	Rik	Byttet

3. Appendiks – Test av tidsseriene

Corr(i_diff)	AU	BR	CA	GE	JP	ML	NO
Corr(t,t-1)	0.9991	0.9943	0.9983	0.9997	0.9996	0.9969	0.8472
Corr(t,t-2)	0.9983	0.9896	0.9917	0.9994	0.9993	0.9925	0.8080
Corr(t,t-5)	0.9960	0.9917	0.9731	0.9984	0.9980	0.9856	0.7028
Corr(t,t-10)	0.9917	0.9790	0.9458	0.9964	0.9957	0.9807	0.6180
Corr(t,t-20)	0.9834	0.9459	0.9007	0.9925	0.9908	0.9636	0.5050
Corr(t,t-30)	0.9759	0.9152	0.8652	0.9884	0.9862	0.9485	0.4545
Corr(t,t-60)	0.9452	0.8320	0.7932	0.9686	0.9691	0.9016	0.4507

Dickey-Fuller test for Unit Root, valutakurs på månedlig endringsform. Samtlige beregninger viser at vi har stasjonære serier.

Land	Kritisk verdi	Land	Kritisk verdi	Land	Kritisk verdi
ar	-8.678	fi	-7.803	ko	-9.254
au	-10.83	fr	-8.361	ml	-12.82
br	-4.144	ge	-10.42	mx	-9.358
ca	-11.28	hk	-12.06	no	-11.12
ch	-12.41	ind	-9.241	rs	-12.12
cz	-9.244	it	-6.822	sw	-11.60
dk	-9.899	jp	-10.78	th	-11.04
				uk	-11.52

Dickey-Fuller test for Unit Root, renteforskjeller - nivåform

Land	Kritisk verdi	Land	Kritisk verdi	Land	Kritisk verdi
ar	-3.871	fi	-3.073	ml	-3.083
au	-0.938	fr	-6.155	mx	-1.381
br	-6.336	ge	-1.103	no	-7.297
ca	-1.970	hk	-12.57	rs	-5.520
ch	-3.776	ind	-1.861	sw	-5.142
cz	-2.240	it	-2.913	th	-2.817
dk	-6.903	jp	-0.941	uk	-2.472

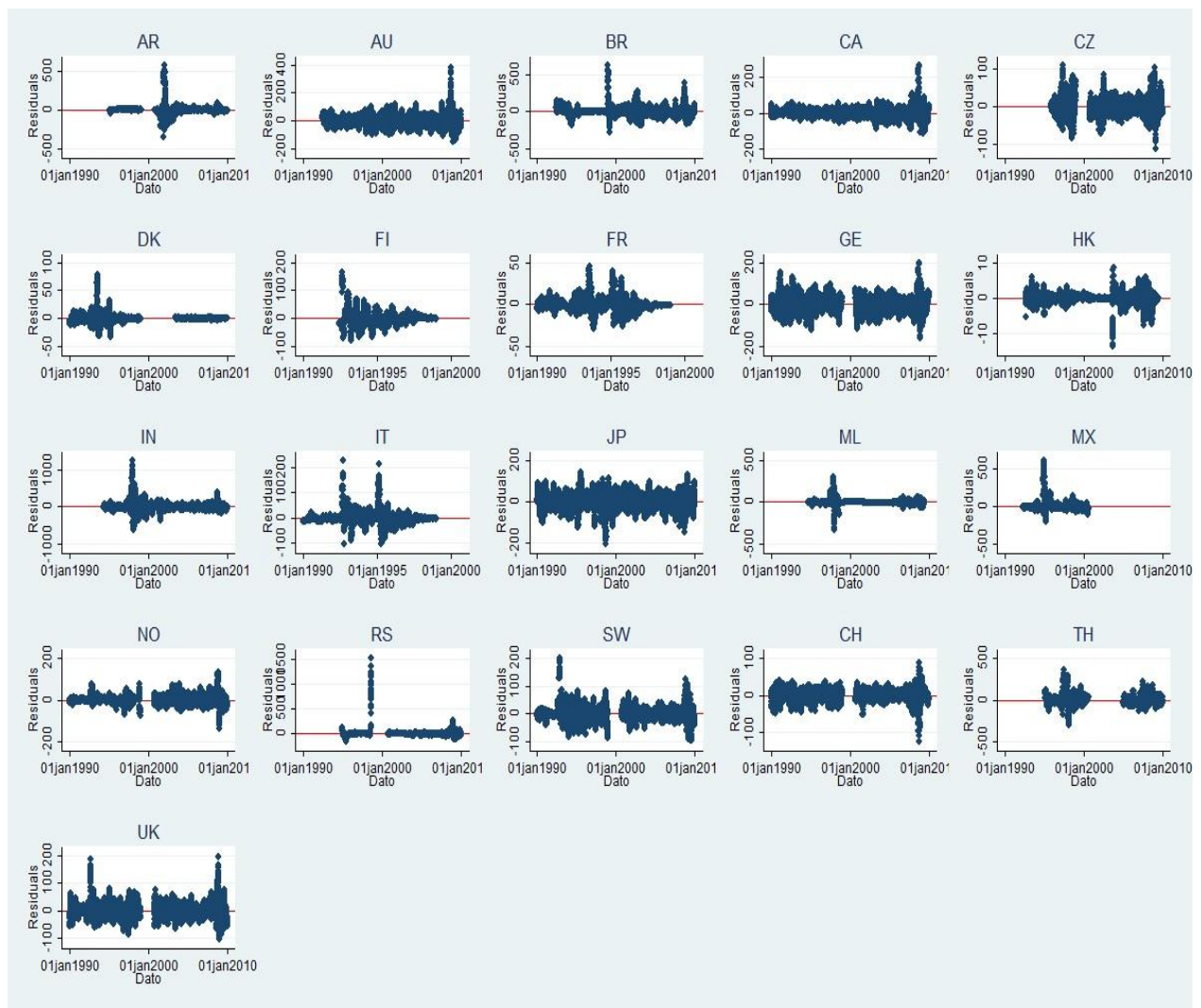
Kritiske verdier for bruk av Dickey-Fuller:

1 %	-3.43
5 %	-2.86
10 %	-2.57

4. Appendiks – Resultater test for heteroskedasitet

Resultater fra Breusch-Pagan test for heteroskedasitet

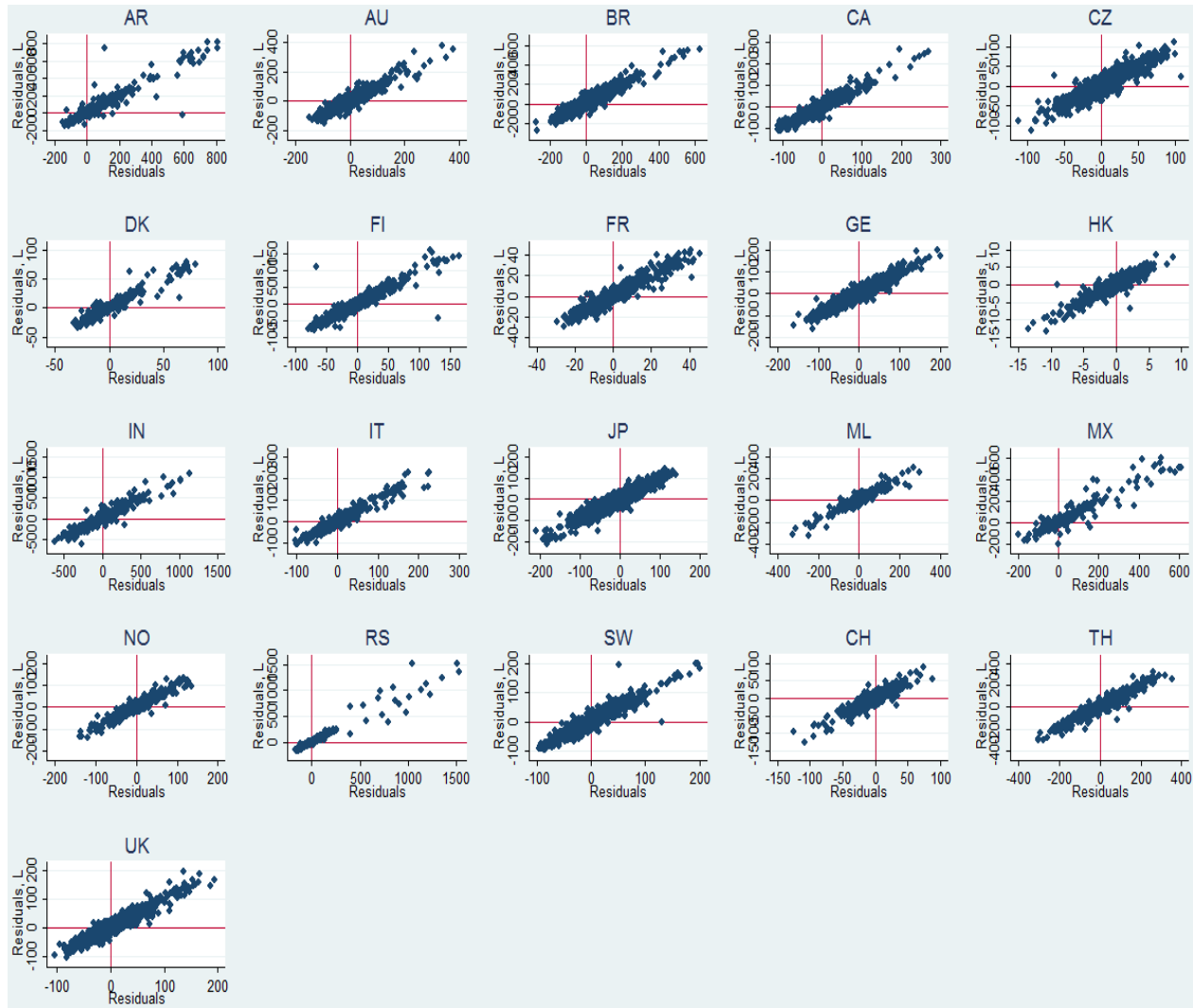
Land	Q-statistikk	Land	Q-statistikk	Land	Q-statistikk
AR	0.886	FI	1511.3	ML	3413.0
AU	486.9	FR	176.8	MX	4.2
BR	11.9	GE	171.1	NO	106.8
CA	53.6	HK	110.6	RS	288.5
CH	41.5	IND	2120.3	SW	158.0
CZ	116.7	IT	1430.6	TH	1055.6
DK	5007.3	JP	46.3	UK	99.06



5. Appendiks – Autokorrelasjon, analyse del 1

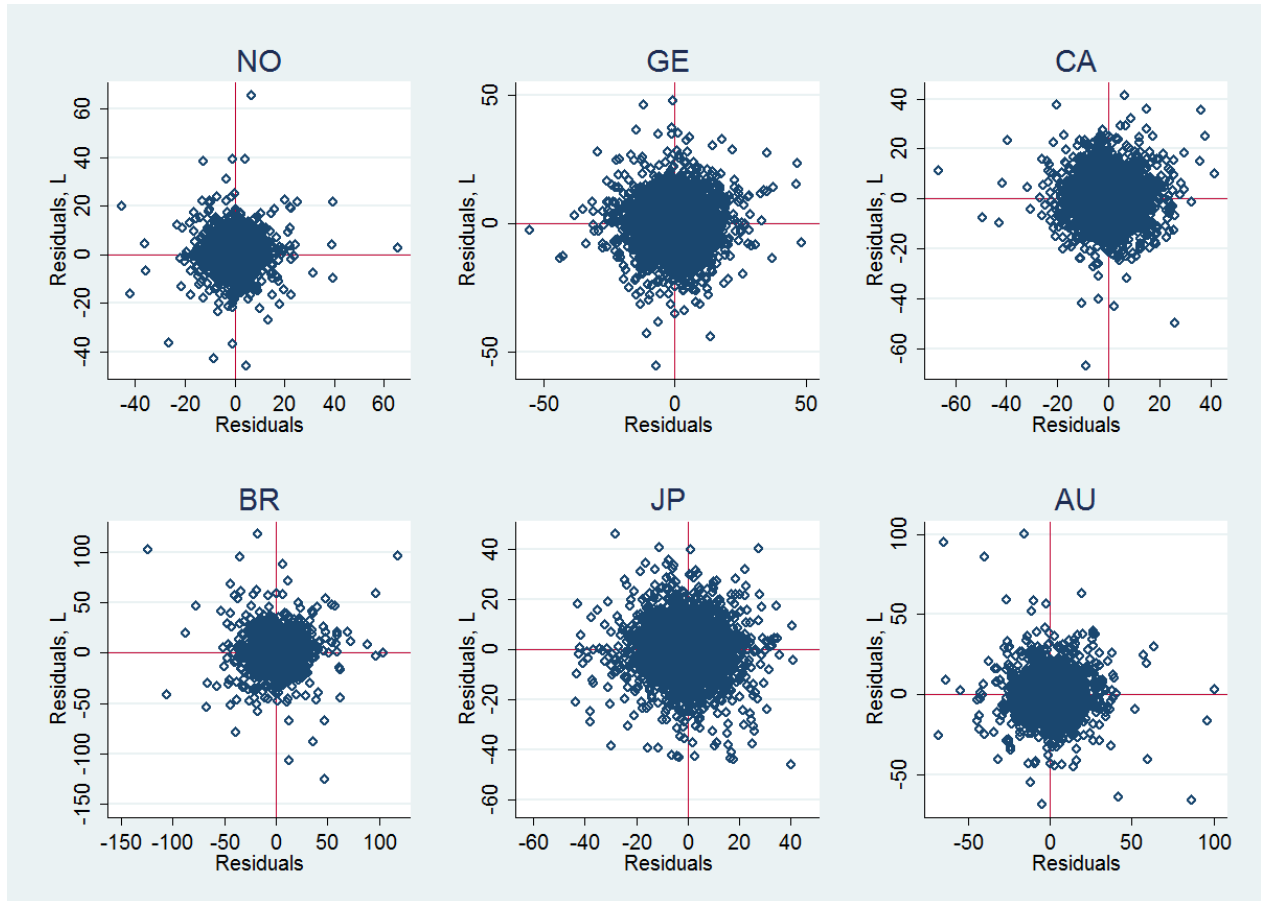
Resultater fra Box-Pierce Q-test for autokorrelasjon

Land	Q-statistikk	Land	Q-statistikk	Land	Q-statistikk
AR	17177.8	FI	8774.2	ML	14825.1
AU	25763.7	FR	11523.6	MX	8145.0
BR	23577.5	GE	26263.7	NO	25422.5
CA	26511.9	HK	24149.6	RS	16923.7
CH	22990.8	IND	13988.3	SW	24852.4
CZ	15009.8	IT	13320.0	TH	11425.9
DK	25060.8	JP	28664.5	UK	25727.0



6. Appendiks - Autokorrelasjon, analyse del 2

Land	Q-statistikk	Land	Q-statistikk	Land	Q-statistikk
GE	16.61	BR	41.87	JP	28.85
CA	30.04	NO	54.39	AU	43.76



7. Appendiks – Analyser månedlig horisont, uten Brasil

	Alle u/Brasil	Int. Rik	Int (Fast) (Flyt)	Int (Avvik)	Int (Krisedager)
β_1	0.56*** (0.18)	0.57** (0.18)	0.35** (0.11)	1.06** (0.55)	0.26 (0.11)
β_2 (Int)		-0.53 (0.33)	1.37 (0.61)	-0.66 (0.54)	1.44** (0.51)
β_3 (Int2)			-0.61 (0.39)		
p			0.02		
N	72785	72785	72785	72785	72785

De fleste resultatene endrer seg kraftig når Brasil ikke inkluderes i regresjonene. Fra å ha utelukkende betaverdier på 0.2 med et standardavvik på 0.01, får vi nå resultater som spenner seg fra 0.35 til 1.06. Flere av estimatene er signifikante på enten 99 eller 95 % nivå (foruten betæen ved krisedager) og indikerer at valutaene depresierer ved en positiv renteforskjell. Interaksjonsleddene er ikke entydig. Fattige har en positiv beta mens rike ikke har noen entydig retning med en betaverdi på ca. 0. Land med fastkurs og som har byttet valutakursregime har en positiv beta i motsetning til flytende regime hvor vi får et negativt estimat. Nok en gang (men her med sterkere verdier) viser det seg at "mindre" utviklede økonomier virker å følge teorien bedre enn velutviklede økonomier. Når det gjelder avviksdummyen er den også nå bortimot motsatt av krisedager. Under normale tilstander hvor valutakursen ikke har store avvik fra det årlige snittet, får vi en betaverdi på 1 som også er signifikant på 95 % nivå. Samtidig viser interaksjonsleddet at under avvikstider så reduseres sammenhengen, men fremdeles positivt. Når vi skiller ut krisedagene (beskrevet i appendiks 1) får vi at krisedager har en sterk positiv sammenheng mens i "normale dager" er verdien kun svakt positiv og ikke signifikant.

Selv om vi ikke kan si at URP holder etter å ha fjernet Brasil fra datagrunnlaget får vi "bedre" resultater. De mistenkelig stabile resultatene fra analysen forsvinner, og til tross for at vi fjerner kun 6 % av observasjonene, endres resultatene kraftig.

8. Appendiks - Alle land, perioden 1990 - 2000

Land	β (Dag) (S.avvik)	β (Uke) (St.avvik)	β (Måned) (St.avvik)	β (Kvartal) (St.avvik)
Argentina	0.03 (0.15)		0.002 (0.006)	-0.003 (0.002)
Australa			-3.58 (2.52)	
Brasil	15.27 (15.84)		0.19 (0.01)	
Canada			-0.58 (0.53)	
Tsjekkiske Republikk	0.74 (1.14)		-1.27 (0.85)	-1.41 (1.13)
Danmark			-0.03 (-0.7)	
Finland	2.50 (2.20)		7.06 (3.80)	2.56 (1.19)
Frankrike			-1.42 (0.63)	
Tyskland	-0.60 (1.32)		0.13 (1.10)	-0.11 (1.14)
Hong Kong	-0.35 (0.18)	-0.20 (0.07)	0.001 (0.033)	-0.001 (0.023)
Indonesia	0.22 (2.04)		-1.19 (1.07)	

Land	β (Dag) (St.avvik)	β (Uke) (St.avvik)	β (Måned) (St.avvik)	β (Kvartal) (St.avvik)
Italia	1.66 (1.87)		0.29 (2.54)	-0.75 (1.88)
Japan	-0.82 (1.37)	-3.14 (1.84)	-1.71 (.10)	-1.84 (1.17)
Korea	3.41 (4.04)	1.42 (2.46)		-0.31 (1.52)
Malaysia			2.24 (2.03)	2.07 (1.95)
Mexico	-0.37 (1.04)	-0.60 (0.65)	-0.77 (0.70)	
Norge			0.60 (0.74)	
Russland	1.48 (1.48)	1.29 (0.58)	0.22 (0.11)	
Sverige	0.08 (0.03)		-0.44 (0.95)	1.28 (2.00)
Sveits			-2.08 (1.37)	
Thailand	0.52 (1.88)	-1.29 (1.51)	-0.84 (1.79)	
UK	-1.29 (1.09)		-1.32 (0.97)	-1.44 (0.97)

9. Appendiks - Alle land individuelt, hele perioden

Land	β (Dag) (st.avvik)	β (Måned) (st.avvik)	β (Kvartal) (st.avvik)	β (År) (st.avvik)
Argentina	<u>1.06</u> (0.85)	<u>2.02</u> (0.68)	<u>1.69</u> (0.78)	0.28 (0.49)
Australia	2.61 (4.18)	<u>-1.65</u> (2.06)	3.34 (3.70)	2.38 (2.74)
Brasil		<u>0.19</u> (0.01)	0.05 (1.01)	
Canada		<u>-0.81</u> (0.69)	0.16 (2.39)	
Danmark		<u>-0.06</u> (0.64)	0.15 (0.07)	-0.12 (0.04)
Hong Kong		<u>-0.02</u> (0.05)	<u>0.01</u> (0.04)	0.07 (0.12)
Indonesia		<u>-0.80</u> (1.00)	-1.95 (1.01)	
Japan		<u>-1.83</u> (0.90)	<u>-1.84</u> (0.91)	-2.14 (1.11)
Korea	<u>2.55</u> (3.01)		<u>0.45</u> (1.18)	
Malaysia	2.01 (1.28)	<u>2.31</u> (1.40)	<u>2.32</u> (1.41)	1.58 (0.70)
Mexico			-1.11 (0.75)	
Norge	2.11 (1.61)	<u>0.84</u> (0.62)	1.24 (1.34)	1.42 (1.50)
Russland	<u>1.42</u> (1.24)	<u>0.36</u> (0.07)	0.54 (0.59)	
Sveits	-5.59 (3.38)	<u>-1.93</u> (1.23)	0.96 (2.77)	-2.14 (3.56)
Sverige	<u>0.08</u> (0.03)	<u>-0.06</u> (0.76)	<u>0.68</u> (1.41)	-1.30 (1.37)
Thailand	<u>1.12</u> (1.69)	<u>-0.17</u> (1.53)	-3.82 (4.65)	-3.70 (5.94)
Tsjekiske Republikk	<u>0.55</u> (0.83)	<u>0.11</u> (0.36)	<u>0.23</u> (0.34)	-1.80 (1.99)
Tyskland	<u>-0.36</u> (1.18)	<u>0.35</u> (0.99)	<u>0.31</u> (1.03)	0.03 (1.99)
UK	<u>-1.73</u> (1.07)	<u>-1.49</u> (0.91)	<u>-1.61</u> (0.66)	-2.66 (1.22)

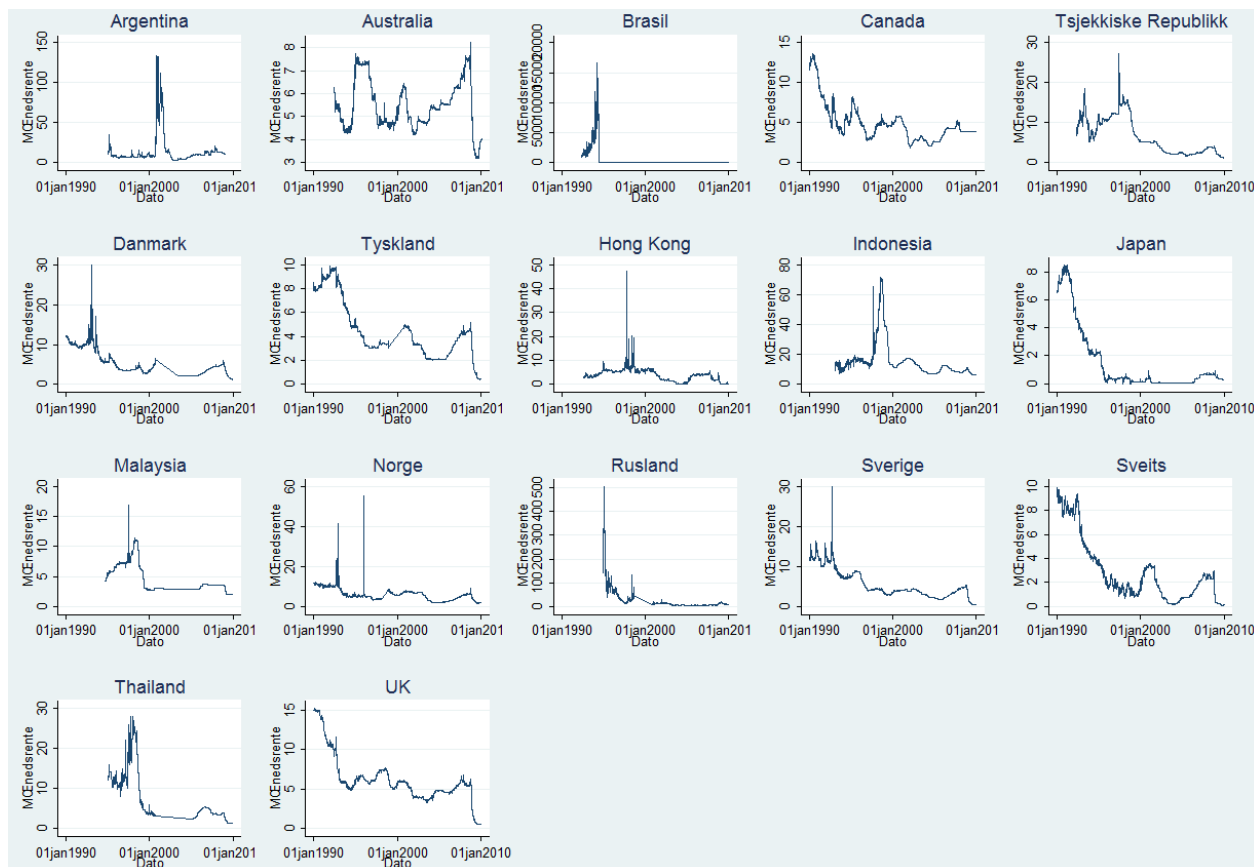
10. Appendiks – Oversikt renterserier

Renter					
	Daglige	Ukentlige	Månedlige	Kvartalsvise	Årlige
Argentina	13.jan.95- 13.feb.09	N/A	13.jan 95- 13.feb.09	13.jan.95- 04.feb.10	21.apr.97- 04.feb.10
Austraklia	02.jan.01- 04.feb.10	N/A	02.jun.92- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10	15.feb.95- 04.feb.10
Brasil	04.jul.94- 17.aug.00	N/A	05.jun.92- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10	N/A
Canada	N/A	N/A	02.jan.90 - 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10	N/A
Tsjekkiste Republikk	28.apr.93- 04.feb.10	N/A	22.apr.92- 04.feb.10	28.apr.93- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10
Danmark	N/A	N/A	02.jan.90- 20.sep.00 16.jun.03 - 04.feb.00	21.sep.00- 04.feb.10	16.jun.03- 04.feb.10
Finland	02.jan.90- 31.dec.98	N/A	01.jun.92- 31.dec.98	02.jan.90- 31.dec.98	N/A
Frankrike	N/A	N/A	02.jan.90- 31.dec.98	N/A	N/A
Tyskland	02.jan.90- 04.feb.10	N/A	02.jan.90- 31.dec.98 21.sep.00- 04.feb.10	02.jan.90- 30.dec.98	21.sep.00- 04.feb.10
Hong Kong	27.aug.92- 25.sep.95 26.sep.96- 14.sep.00	25.mar.95- 22.sep.95 26.sep.96- 14.sep.00	27.aug.92- 04.feb.10	27.aug.92- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10
Indonesia	28.jan.93- 14.sep.00	N/A	28.jan.93- 04.feb.10	N/A	N/A
Italia	02.jan.90- 22.aug.00	N/A	02.jan.90- 31.des.98	15.mai.90- 22.aug.00	N/A
Japan	08.jan.90- 22.aug.00	01.mar.93- 22.aug.00	02.jan.90- 04.feb.10	05.jan.90- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10
Korea	08.mar.93- 04.feb.10	03.jan.95- 19.sep.00	N/A	03.mar.93- 04.feb.00	N/A
Malaysia	21.sep.00- 04.feb.10	N/A	16.sep.94- 04.feb.10	16.sep.94- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10

Renter					
	Daglige	Ukentlige	Månedlige	Kvartalsvise	Årlige
Mexico	13.apr.92- 20.sep.00	13.apr.92- 20.sep.00	14.apr.92- 14.aug.00	21.sep.00- 04.feb.10	N/A
Norge	21.sep.00- 04.feb.10		02.jan.90- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10
Russland	14.dec.94- 04.feb.10	14.dec.94- 11.aug.00	14.dec.94- 20.aug.98 21.sep.00- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10	N/A
Sveits	03.jan.01- 04.feb.10	N/A	02.jan.90- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10
Thailand	02.jan.92- 04.feb.10	25.jan.93- 14.sep.00	27.jan.95- 19.sep.00 04.jan.05- 04.feb.10	04.jan.05- 04.feb.10	04.jan.05- 04.feb.10
UK	02.jan.90- 04.feb.10	N/A	02.jan.90- 04.feb.10	02.jan.90- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10
USA	02.jan.90- 04.feb.10	21.mai.91- 04.feb.10	02.jan.90- 04.feb.10	02.jan.90- 04.feb.10	21.sep.00- 04.feb.10

11. Appendiks – Månedssrenter

Merk at skalaen på y-aksen varierer mellom grafene.



12. Appendiks - Valutakurser

Første januar 1998 introduserte Russland en ny Rubel med en verdi tilsvarende 1000 av den gamle rubelen. Grafen nedenfor får derfor et dramatisk utslag denne datoen. Vi har valgt å ikke gjøre noen endringer på denne valutaen ettersom det ikke er overlapp vil det ikke gjøre noe utslag i resultatene våre (grunnet mangel av data).

