



Universitetet
i Stavanger

**DET SAMFUNNSVITENSKAPELIGE FAKULTET,
HANDELSHØGSKOLEN VED UIS
MASTEROPPGAVE**

STUDIEPROGRAM:

Master i Økonomi og administrasjon

OPPGAVEN ER SKREVET INNEN FØLGENDE
SPESIALISERINGSRETNING:
Økonomisk Analyse

ER OPPGAVEN KONFIDENSIELL?
(NB! Bruk rødt skjema ved konfidensiell oppgave)

TITTEL: Udekket renteparitet, en empirisk analyse.

ENGELSK TITTEL: Uncovered interest rate parity, an empirical analysis.

FORFATTER(E)

Studentnummer:

215518.....
.....

Navn:

Håvard Hubak.....
.....

VEILEDER:

Siri Valseth

OPPGAVEN ER MOTTATT I TO – 2 – INNBUNDNE EKSEMPLARER

Stavanger,/..... 2013

Underskrift administrasjon:.....

Forord

Denne oppgaven er utarbeidet som en del av min avsluttende masterutdannelse i økonomi og administrasjon med spesialisering i økonomisk analyse. Som student ved Handelshøyskolen UIS, har jeg fulgt kurs som konjunkturanalyse, økonometri og finans. I alle disse fagene var vi innom temaet valutakurser. Jeg syntes det derfor har vært interessant å skrive om udekket renteparitet. Det er skrevet mange undersøkelser om temaet fra før. Få undersøkelser tar imidlertid for seg om rentedifferansen mellom den norske pengemarkedsrenten og utenlandske pengemarkedsrenter blir etterfulgt av de rette endringene i valutakursen i følge teorien for UIP. Hvis UIP ikke holder, vil dette åpne for investeringsmuligheter ved å finansiere i lavrentevalutaer for så å investere i høyrentevalutaer. NOK har lenge vært ansett som en høyrentevaluta, og fra tid til annen kan NOK være et godt investeringsobjekt.

Arbeidet med oppgaven har både vært spennende og lærerikt, ikke minst fordi jeg måtte ta stilling til noen viktige økonometriske valg underveis i analysen for å vurdere validiteten til UIP analysen.

Jeg vil gjerne takke min veileder Siri Valseth for god og konstruktiv veiledning.

Sammendrag

I denne avhandlingen er det analysert om UIP holder ved at rentedifferansen blir etterfulgt av en korrekt endring i valutakursen mellom NOK og USD, GBP, JPY, CHF og SEK i tidsperioden mai 1993 – mai 2008. Analysen av UIP er gjennomført med en måneds pengemarkedsrenter og en måneds valutakursendringer med standard økonometrisk tidsserie-analyse. Resultatene viser at UIP ikke holder i denne undersøkelsen på kort sikt. Derfor blir avvikene analysert for å sjekke om investeringer i NOK kan ha gitt positiv avkastning ved å låne i de utenlandske valutaene. Disse resultatene er varierende, ved at noen perioder genereres positiv avkastning, mens andre perioder ikke gjør det. NOK kan derfor ha vært en god investering i enkelte perioder, mens andre perioder tyder på det motsatte.

Innhold

1. Innledning.....	1
2. Litteratur.....	4
3. Teori.....	9
4. Metode.....	14
4.1. Brudd.....	14
4.2. Stasjonaritet.....	15
4.3. Heteroskadisitet og seriekorrelasjon.....	18
4.4. Kointegrasjon.....	18
5. Data.....	20
6. Empiriske resultater.....	26
6.1. Test av stasjonaritet og kointegrasjon.....	26
6.2. Test av UIP.....	29
6.3. Avvik fra UIP.....	31
6.4. Diskusjon av resultater.....	34
7. Konklusjon.....	38
Litteraturliste.....	40
Appendiks 1: Økonometriske forutsetninger:.....	43
Appendiks 2: Lånefinansiere/Investering.....	44
Appendiks 3: Normalfordelte residualer.....	47

Grafliste:

Graf 1: Valutamarkedet.....	13
Graf 2: Utviklingen i de nominelle valutakursene.....	21
Graf 3: Utviklingen i årlige pengemarkedsrenter 1993m5-2008m5.....	22
Graf 4: Rentedifferanser (1993m5-2008m5).....	25
Graf 5: Akkumulert avkastning i perioden 1993m5-2008m5.....	31

Tabelliste:

Tabell 1: Deskriptiv statistikk for endringer i valutakursene og rentedifferansene.....	23
Tabell 2: Korrelasjon mellom endringer i valutakurser og rentedifferanser.....	24
Tabell 3: Stasjonaritetstest.....	26
Tabell 4: Johansen kointtegrasjonstest.....	28
Tabell 5: Test av UIP.....	29
Tabell 6: Månedlig gjennomsnittlig meravkastning.....	32

1. Innledning

Udekket renteparitet (UIP) er en teori som forklarer endringer i valutakurser som bestemmes av rentedifferanser og forventninger om fremtidig valutakurs. UIP er et spennende emne å analysere fordi teorien er sentral i flere makroøkonomiske modeller, men UIP har vist seg vanskelig å bekrefte i praksis. Avvikene fra UIP kan føre til en investeringsstrategi kjent som «carry trade», for å tjene penger på at valutamarkedene ikke er i likevekt.

UIP kan forklares på følgende måte. En norsk investor har to alternative måter å investere norske kroner (NOK). Alternativ 1 er at han investerer et beløp i Norge og tjener den norske renten på denne investeringen. Alternativ 2 er at investoren investerer det samme beløpet i utlandet ved å kjøpe utenlandsk valuta for NOK. På den utenlandske investeringen tjener investoren den utenlandske renten, pluss forventet depresiering av NOK hvis den norske renten i utgangspunktet er høyere enn den utenlandske renten. Hvis det i utgangspunktet er slik at den norske renten er høyere enn den utenlandske renten, vil valutakursen på tidspunkt t reduseres fordi NOK appresierer mot den utenlandske valutaen. Sagt på en annen måte, det trengs mindre NOK for å kjøpe den utenlandske enheten. UIP er i utgangspunktet, før noen forutsetninger om rasjonelle forventninger er gjort, knyttet opp mot fremtidig forventet valutakurs. Differansen mellom fremtidig forventet valutakurs og valutakursen i dag kan oppfattes som en vekstrate. Derfor, hvis renten i Norge er høyere enn renten i utlandet, vil investorer kjøpe NOK og selge den utenlandske valutaen. Dette fører til at NOK appresierer mot den utenlandske valutaen, men fremtidige forventninger om valutakursen i fremtiden er statisk. Vekstraten som ble omtalt over, er også et uttrykk for forventet depresiering av NOK i fremtiden. Hvis NOK appresierer, vil uttrykket for nåværende valutakurs bli mindre, men siden forventningene om fremtidig valutakurs er statisk, vil vekstraten øke. Dette er å oppfatte som om NOK vil ha depresieringsforventninger i fremtiden. Investorer vil derfor fortsette å kjøpe NOK på grunn av den høye renten helt til den utenlandske renten pluss forventet depresiering er lik den norske renten. Dette vil sikre at valutamarkedet igjen er i likevekt og avkastningen i alternativ 1 og alternativ 2 over er derfor like. Dette er grunntanken bak teorien om UIP.

I denne oppgaven vil problemstillingen først og fremst være å analysere om UIP holder for forholdet mellom rentedifferansene og endringene i valutakursene uttrykt i NOK mot USD (amerikanske dollar), GBP (britiske pund), JPY (japanske yen), CHF (sveitser franc) og SEK (svenske kroner). NOK er derfor hjemlandetets valuta mens USD, GBP, JPY, CHF og SEK

representerer de utenlandske valutaene i regresjonene av UIP. I følge UIP skal da positive(negative) rentedifferanser bli etterfulgt av en appresiering(depresiering) av de utenlandske valutaene. Deretter vil jeg kort undersøke om avvik fra UIP kan ha ført til positive/negative meravkastninger på investeringer i NOK, finansiert med lån i de ulike utenlandske valutaene. Denne delen av analysen bygger på et lite utdrag av arbeidet til Burnside, Nagel og Pedersen (2009).

I analysen av UIP velger jeg å benytte meg av økonometriske tidsserieregresjon med Newey-West heteroskadistiske og seriekorrelasjonskonsistente standardavvik (HAC). Tidsseriene vil også bli testet for stasjonaritet og kointegrasjon hvis to ulike stasjonaritetstester viser forskjellige resultat. Dette for å avgjøre problematikken rundt spuriøse resultater av UIP regresjonen, noe som betyr at resultatene eventuelt må tolkes med forsiktighet. Dataene som benyttes i UIP analysen er hentet fra Norges-Bank, Datastream og Sveriges Riksbank. Nibor renten og Libor rentene er hentet fra Datastream og er en måneds observasjoner. Stibor renten er hentet fra Sveriges Riksbank. Alle rentene har 1 måneds løpetid. Valutakursene er hentet fra Norges Bank. Meravkastningen er kalkulert med samme data som UIP analysen, men jeg har omrokkert likning (6) i tråd med Burnside, Nagel og Pedersen (2009). Dataene dekker tidsperioden 1993m5(mai)-2008(m5)mai. Analysene av UIP og meravkastningene er utført i Stata, mens de akkumulerte avkastningene er kalkulert i Excel. For å undersøke avkastninger ved avvik fra UIP visuelt har jeg benyttet valutakurser fra Federal Reserve Bank of ST. Louis og Bank of England. Deretter har jeg kalkulert krysskurser som beskrevet av Korsvold (2000), for å lage grafene i appendiks 2.

Testene av UIP viser at denne teorien ikke holder fordi en positive(negative) rentedifferanse ikke blir etterfulgt av en appresiering(depresiering) av de ulike utenlandske valutaene. 4 av 5 koeffisienter foran rentedifferansen gir negativer fortegn og er statistisk signifikante og mindre enn 1 på 5 % signifikansnivå. Kun en koeffisient foran rentedifferansen er positiv, men i dette tilfellet er standardavviket så høyt at det er vanskelig å forkaste enhver hypotese. Avvik fra UIP fører til blandede resultater hvis en investor finansierer investeringen i NOK med lån i noen av de andre valutaene. For SEK og GBP ga denne investeringsstrategien en avkastning nær null når man ser på utviklingen mellom finansieringen og investeringen over tid. Den samme investeringsstrategien for USD, JPY og CHF genererte positive avkastninger over tid. Månedlige gjennomsnittlige meravkastninger er lave og positive, bortsett fra en investering i NOK finansiert med GBP.

Resten av avhandlingen er organisert på følgende måte. I kapitel 2 vil litteratur bli gjennomgått, og kapitel 3 forklarer teorien knyttet til UIP. Økonometrisk metode er å finne i kapitel 4, mens i kapittel 5 vil dataene bli gjennomgått. Resultatene vil bli gjennomgått og diskutert i kapitel 6, og kapitel 7 konkluderer.

2. Litteratur

Undersøkelser på kort sikt har for det meste benyttet seg av rasjonelle forventninger for å analysere UIP. Å analysere UIP på kort sikt vil si at variabelenes løpetid er opp til et år. Meste parten av analysene av UIP på kort sikt har forkastet hypotesen om at koeffisienten foran rentedifferansen er 1. De fleste av disse undersøkelsene har forutsatt rasjonelle forventninger (se teoridel).

Bernhardsen (1997) er bare en av mange som har undersøkt teorien for UIP på kort sikt med rasjonelle forventninger. I denne undersøkelsen analyseres valutakursendringer i forhold til rentedifferanser mellom Tyskland og ti andre europeiske land. Dataene som ble benyttet i analysen inkluderte både medlemmer av ERM-systemet og land som sto utenfor dette valutasamarbeidet. Rentene for hvert av landene i analysen hadde løpetid på 1, 3, 6 og 12 måneder. Analysen fant ingen dekning for at teorien om UIP holdt. Valutakursene utviklet seg forskjellig fra hva teorien foreskrev.

I likhet med Bernhardsen (1997) har Chinn (2006) testet UIP på kort sikt. Alle landenes valutakurser som er med i analysen sammenlignes mot USD. Dataene som blir brukt i analysen er på kvartalsvis basis. Rentenes løpetid er på 3, 6 og 12 måneder, og valutakursene dekker tidsrommer fra førstekvartal 1980 til fjerdekvartal 2000. Studien til Chinn (2006) skiller seg fra de foregående analysene av UIP i denne litteraturgjennomgangen, ved at han antar «risk-neutral-efficient-market-hypothesis» (RNEMH). RNEMH er en sterkere antagelse enn «unbiasedness» som de forgående analysene antok. «Unbiasedness» forutsetter at ikke-rasjonelle forventningsfeil og eksistens av risikopremier skal være ukorrelerte med rentedifferansen. Chinn (2006) antok RNEMH som inkluderer forutsetningene under «unbiasedness», men RNEMH antar også at ingen andre uavhengige kjente variabler på tidspunkt t kan forklare valutakursendringene (avhengig variabel). Resultatene til Chinn (2006) skiller seg ikke fra mengden av andre undersøkelser av UIP. Han finner at rentedifferansen dårlig forklarer valutakursendringene i perioden han analyserer. Funnene til Chinn (2006) er nesten identiske med analysen til Froot og Thaller (1990).

Flood og Rose (2001) analyserte UIP for 23 land på 1990-tallet. Dette var en tidsperiode som var preget av uro i valutamarkedet. Landene som ble inkludert i studien hadde ulike valutakursregimer i løpet av perioden som ble undersøkt. Noen land var med i et valutasamarbeid, andre hadde fast eller flytende valutakurs. Dataene i analysen var på daglig, månedlig og kvartalsvis basis. Også Flood og Rose (2001) antok rasjonelle forventninger i

forhold til å kunne benytte seg av historiske valutakurser. Analysen av UIP som Flood og Rose (2001) foretok, skiller seg fra andre undersøkelser. Noen av landene som er med i denne undersøkelsen, opplevde valutakriser. Grunntanken til Flood og Rose (2001) var at teorien for UIP bedre kunne forklares i perioder med uro i valutamarkedet. Dette ble også bekreftet av resultatene i analysen. UIP tenderer til å holde bedre på 1990-tallet enn tidligere undersøkelser fra andre perioder (Flood & Rose, 2001). På 1990-tallet fant Flood og Rose (2001) at valutaer til land med positiv rentedifferanse i forhold til utlandet deprimerte.

Chinn og Quayyum (2012) undersøker blant annet UIP på kort sikt ved å anta rasjonelle forventninger. Deres datagrunnlag strekker seg fremt til 2011, og de bruker USD og GBP som basevaluta. På kort sikt ble resultatet det samme som i tidligere undersøkelser med koeffisienter foran rentedifferansen som var negative for alle UIP regresjonene. I de tilfellene de ikke kunne forkaste nullhypotesen om at koeffisienten foran rentedifferansen var lik 1, mente de dette skyldtes et lite datautvalg og at standardavvikene var for store. I denne undersøkelsen har de også testet om UIP holder bedre for lengre horisonter, dette er en videreutvikling av analysen til Cinn og Meredith (2004). Chinn og Quayyum (2012) finner at UIP holder bedre på lang enn på korte horisonter, men disse funnene tenderte til å være svakere enn i undersøkelsen til Cinn og Meredith (2004). Grunnen til dette tilskrives utviklingen i renter som i noen tilfeller har sunket til null.

Luthian og Wu (2003) antok forutsetningene om «unbiasedness». Dette er samme antagelser som Bernhardsen (1997) og Flood og Rose (2001). Luthian og Wu (2003) undersøkte imidlertid UIP over de siste to århundrene. Videre antok Luthian og Wu (2003) at avvikene fra UIP i tidligere undersøkelser skyldtes de pengepolitiske omleggingene i Storbritannia og USA sent på 1970-tallet og tidlig på 1980-tallet. Den utbredte bruken av GBP og USD i tidligere undersøkelser bidro i så måte til at UIP ikke kunne forklares med rentedifferansen. I håp om å kunne estimere UIP mer nøyaktig brukte de årlige data som gikk 200 år tilbake i tid. Luthian og Wu (2003) foretok to analyser hver for henholdsvis franske franc (FRF) mot GBP, og USD mot GBP. Begge valutakursene ble analysert med korte og lange renter. I analysen av FRF/GBP forklarte differansen mellom de korte rentene utviklingen i valutakursendringene bedre enn de lange rentene. Det skal bemerkes at standardavvikene er store i analysen av FRF/GBP. For USD/GBP forklarer de lange rentene bedre utviklingen i endringene i valutakursen, men standardavvikene er store.

Det viktige med undersøkelsen til Luthian og Wu (2003) var at de klarte å identifisere påvirkningene de pengepolitiske omleggingene i Storbritannia og USA hadde på analysearbeidene av UIP. De delte inn analysen i underperioder og fant at når starten av datamaterialet var fra slutten av 1970- og starten av 1980-tallet, førte dette til negative estimater av rentedifferansen. Dette var et funn som var sammenfallende for både FRF/GBP og USD/GBP.

Det er også andre fremgangsmåter som har blitt benyttet i analyser for å sjekke om UIP holder. Denne grenen av analysearbeidet har sine røtter i Fama (1984) sin kjente regresjonslikning for «forward unbiased hypothesis». Fama (1984) forutsatte at dekket rente paritet(CIP) holdt. Dette førte til at rentedifferansen kunne byttes ut med differansen mellom terminkursen og spotkursen på tidspunkt t (Sarno, 2005). I praksis betød det fravær av arbitrasjemuligheter og at markedet for terminkontrakter var effektivt (Levich, 2001). Feilledet for rasjonelle forventninger i regresjonslikningen til Fama (1984) måtte være ukorrelet med all informasjon tilgjengelig på tidspunkt t . Senere har denne fremgangsmåten for å analysere UIP gitt opphav til uttrykket «the forward unbiased puzzle», og er en av de mest sentrale gåtene i analyser innenfor internasjonal finans. Sarno (2005) peker på at studier av UIP med bakgrunn i regresjonslikningen til Fama (1984) for en rekke forskjellige tidsperioder og valutaer forkaster hypotesen om UIP.

Flere forskere har prøvd å belyse grunner til at UIP hypotesen ofte blir forkastet. Lewis (1994) har estimert Fama (1984) sin regresjonslikning for å undersøke hvor godt differansen mellom terminkursen og valutakursen kan forklare endringer i valutakurser. I denne analysen har hun brukt data for perioden 1975-1989 for valutakursene USD/DM, USD/GBP og USD/JPY. Hun finner at stigningskoeffisientene er negative og signifikant mindre enn 1. Dette mener Lewis (1994) er et typisk resultat for lignende undersøkelser. En undersøkelse gjort av Froot og Thaler (1990) viser til at Froot (1990) finner at gjennomsnittlig stigningskoeffisient for 75 publiserte undersøkelser er -0,88.

Froot og Thaler (1990) pekte på at hvis investorer i valutamarkedet var risikoaverse og hvis valutarisikoen ikke var diversifisert, så ville ikke rentedifferansen eller terminrabatten kunne være perfekte estimater for endringene i valutakursen. Hvis investorene var risikoaverse, ville derfor rentedifferansen fremkomme som summen av endringene i valutakursen, pluss et tillegg for risikopremien. Var det mer risiko knyttet til en valuta, måtte denne valutaen ha høyere rente enn valutaen den ble sammenlignet med. Dette gjaldt selv om det ikke var

knyttet forventingsendringer til valutakursen. Antok man i tillegg at rasjonelle forventninger skulle gjelde, var renteendringer knyttet til endringer i risikopremien (Froot & Thaler, 1990). Forventningsfeil i følge Froot og Thaler (1990) betød at hverken rentedifferansen eller terminrabatten var særlig gode mål på endringer i valutakursen. Under forventningsfeil antok de at risikopremien var konstant. I følge UIP var derfor en positiv rentedifferanse forbundet med en forventet depresiering av valutaen med den positive rentedifferansen.

Et eksempel på dette er utviklingen for USD fra 1980-1985. Denne perioden var preget av omlegginger i pengepolitikken i USA (Luthian & Wu, 2003). Investorene brukte tid på å lære hva den nye pengepolitikken innebar. På denne måten kunne valutakurser påvirkes av tiden det tok investorer å lære (Lewis, 1989). Lewis (1989) finner i sin undersøkelse at tiden det tok investorene å lære den nye pengepolitikken kunne forklare halvparten av feilledet knyttet til terminrenten i forhold til endringer i valutakursen.

Forventningsfeil ble også knyttet opp mot peso-problemet (Froot & Thaler, 1990). Dette problemet reflekterer utviklingen i den Meksikanske pesoen fra 1955-1976. Pesoen hadde i denne perioden fast valutakurs mot USD. Likevel ble pesoen solgt til terminrabatt, noe som betyr at den meksikanske renten må ha vært større enn den amerikanske renten. Dette vil si at i følge UIP skulle pesoen depresiere i forhold til USD. Pesoen var ventet å depresiere fordi markedet anså den høye meksikanske renten som et signal på at pesoen var svak. Dette hadde sin bakgrunn i svak terminkurs for pesoen reflektert gjennom CIP (Lewis, 1994).

Mange av UIP-analysene over har antatt RNEMH og testet UIP enten med rentedifferanser eller differanser mellom terminkurs og spotkurs. Dette identifiserer «interest rate puzzle» eller «forward puzzle» i følge Matros og Weber (2010). Disse to belyser et lenge diskutert problem i forhold til analyser av UIP. Det viser seg at renter som inngår i en rentedifferanse når UIP skal analyseres, ikke er kointegrerte. For at UIP skal holde, må rentene være kointegrerte i følge Matros og Weber (2010). Ikke-stasjonære rentedifferanser begrunner for eksempel Juselius (1995) med avvik fra kjøpekraftsparitet (PPP). Matros og Weber (2010) forklarer ikke-stasjonære rentedifferanser på bakgrunn av sentralbankers reaksjonsfunksjoner.

Burnside, Nagel og Pedersen (2009) fant i sin undersøkelse at avvik fra UIP førte til positiv meravkastningen ved å låne i valutaen med lav rente og å investere i valutaen med høyrente. Investorer som foretok slike «carry trade» strategier var imidlertid utsatt for nedsiderisiko. Dette fordi det oppsto salgspreser blant investorene som hadde investert i høyrentevalutaer.

Denne oppgaven vil følge tidligere forskningsarbeid for UIP-analyser på kort sikt, slik som de aktuelle analysene som er gjennomgått over. Avvikene fra UIP vil bli analysert med bakgrunn i deler av arbeidet til Burnside, Nagel og Pedersen (2009). Andre arbeider som er gjennomgått ovenfor vil benyttes i diskusjonen av resultatene.

3. Teori

I denne delen av oppgaven vil jeg utlede uttrykket for UIP. Samtidig vil jeg også vise hvordan dette kan gjøres ved å benytte meg av CIP, «unbiasedness» hypotesen, rasjonelle forventninger og risikonøytralitet. Utledningen av CIP og UIP er basert på Chinn (2006) og Chinn og Quayyum (2012).

CIP er en ren arbitrasjerelasjon. Denne relasjonen uttrykker at hvis det er fravær av arbitrasjemuligheter, må to investeringer med samme karakteristika og risiko i to ulike valutaer ha samme avkastning. I denne oppgaven betyr det at plasseringer i to ulike valutaer til risikofri rente skal gi samme avkastning på bortfalltidspunktet målt i samme valuta. Dekket renteparitet har fått sitt navn på grunn av at en investor på tidspunkt t kan kjøpe utenlandsk valuta og investere i utlandet til renten ($i_{t,k}^*$) for en bestemt tidshorison (k), eller ikke kjøpe utenlandsk valuta og investere i hjemlandet til risikofrirente ($i_{t,k}$). Samtidig som investoren foretar den utenlandske investeringen på tidspunkt t , kan han inngå en valutaterminkontrakt ($f_{t,t+k}$) som betyr at han på den utenlandske investeringens bortfalltidspunkt ($t+k$) kan selge utenlandsk valuta til en forhåndsbestemt kurs. Dermed er den utenlandske investeringen dekket og risikofri. Investoren har dermed sikret seg mot valutakursvingninger gjennom å inngå en terminkontrakt for retten til å selge utenlandsk valuta for hjemlig valuta på tidspunkt $t+k$. Valutakursen (Spotkursen) (s_t) er kursen på utenlandsk valuta for umiddelbar levering på tidspunkt t . For at det ikke skal eksistere arbitrasjemuligheter i valutamarkedet, må differansen mellom vekslingskursen på valutaterminkontrakten ($f_{t,t+k}$) og valutakursen (s_t), være lik differansen mellom renten i hjemlandet ($i_{t,k}$) og renten i utlandet ($i_{t,k}^*$) på tidspunkt $t+k$. CIP kan dermed uttrykkes som:

$$(1) f_{t,t+k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*)$$

Dette uttrykket er utledet ved å ta den naturlige logaritmen til ($F_{t,t+k}$), S_t , $(1+i_{t,k})$ og $(1+i_{t,k}^*)$.

Hvis CIP i likning (1) ikke holder, vil terminvalutakursen på tidspunkt $t+k$ avvike fra hva man forventer at valutakursen skal være på tidspunkt t . Valutakursen på tidspunkt t er forventet å bli lik terminvalutakursen på tidspunkt $t+k$ hvis CIP skal holde. Dette forutsetter at investorer er risikonøytrale og at det er fravær av transaksjonskostnader.

Hvis derimot investorer er risikoaverse, vil dette føre til at terminvalutakursen avviker fra hva den fremtidige valutakursen er forventet å bli. Når investorer er risikoaverse, vil de derfor

kreve en kompensasjon (risikopremie) for å holde utenlandske investeringer i stedet for hjemlige investeringer. Dette skal veie opp for valutakursrisikoen knyttet til utenlandske investeringer. Terminvalutakursen blir derfor satt lik fremtidig forventet valutakurs ($s_{t,t+k}^e$) pluss et uttrykk for risikopremien ($\eta_{t,t+k}$). Toppskriften e betegner forventninger. $s_{t,t+k}^e$ er uttrykket som forklarer hva forventet valutakurs på tidspunkt t er forventet å bli i markedet på tidspunkt $t+k$.

Risikopremien kan uttrykkes som:

$$(2) f_{t,t+k} = s_{t,t+k}^e + \eta_{t,t+k}$$

Hvis man substituerer uttrykk (2) inn i uttrykk (1), da får man følgende uttrykk for UIP:

$$(3) s_{t,t+k}^e - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - \eta_{t,t+k}$$

UIP i likning (3) er knyttet opp mot forutsetningen om at investorene er risikonøytrale slik at leddet ($\eta_{t,t+k}$) er lik null. UIP vil holde om investorene er risikonøytrale og/eller dersom investeringsobjektene er perfekte substitutter. Videre uttrykker likning (3) at den forventede depresieringen ($s_{t,t+k}^e - s_t$) av valutaen med den høyeste renten i fremtiden er ventet å bli lik differansen mellom renten i hjemlandet ($i_{t,k}$) og utlandet ($i_{t,k}^*$) minus risikopremien ($\eta_{t,t+k}$). UIP i likning (3) er derfor knyttet til rentepariteten CIP, og forutsetningen om at terminvalutakursen $f_{t,t+k}$ er et perfekt («unbiased») estimat for hva valutakursen er forventet å bli i fremtiden.

UIP kan testes økonometrisk med likning (3) om man har tilgang på forventede valutakurser. Testes UIP økonometrisk på denne måten kalles dette en indirekte test av UIP. Siden det ikke er lett å få tilgang til data for forventninger om fremtidig valutakurs, må likning (3) utledes videre for å gjøre UIP testbar. Dette gjøres ved å anta at investorene i markedet har rasjonelle forventninger. Rasjonelle forventninger uttrykkes på følgende måte:

$$(4) s_{t,t+k} = s_{t,t+k}^e + \xi_{t,t+k}$$

Likning (4) viser at den fremtidige valutakursen ($s_{t,t+k}$) på tidspunkt $t+k$ er lik forventningen på tidspunkt t om hva valutakursen ($s_{t,t+k}^e$) kommer til å bli på tidspunkt $t+k$, pluss hvit støy $\xi_{t,t+k}$. Hvit støy er et feilledd som er ukorrelert med all tilgjengelig informasjon på tidspunkt t ,

også rentedifferansen og valutakursen. Substitueres likning (4) inn i likning (3) får vi følgende uttrykk for UIP der aktørene i markedet antas å ha rasjonelle forventninger:

$$(5) \quad s_{t,t+k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - \eta_{t,t+k} + \xi_{t,t+k}$$

UIP i likning (5) viser at den faktiske endringen i valutakursen ($\Delta s_{t+k} = s_{t,t+k} - s_t$) mellom periode t og t+k er lik differansen mellom renten i hjemlandet ($i_{t,k}$) og utlandet ($i_{t,k}^*$) minus risikopremien pluss hvit støy. I følge hypotesen om «unbiasedness» er risikopremien ($\eta_{t,t+k}$) og det hvite støyet ($\xi_{t,t+k}$) ortogonale i forhold til rentedifferansen. Matematisk betyr dette at to funksjoners indre produkt er lik null innenfor et bestemt intervall (Sydsæter & Hammond, 2008).

For å teste UIP i likning (5) kan følgende likning benyttes:

$$(6) \quad \Delta s_{t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t,t+k}$$

I denne likningen kan man benytte endringer i faktiske/historiske valutakurser mellom hver periode i et datasett for å undersøke UIP. Denne fremgangsmåten er gyldig på grunn av forutsetningene som er gjort så langt. Denne kombinasjonen av forutsetninger kalles for «risk-neutral-efficient-market-hypothesis» (RNEMH). Under RNEMH er investorene risikonøytrale, det dannes rasjonelle forventninger om fremtidig valutakurs. Feilleddet ($\varepsilon_{t,t+k}$) består av risikopremien ($\eta_{t,t+k}$) og hvitt støy ($\xi_{t,t+k}$). Hvis investorene er risikonøytrale, er risikopremien null. Feilleddet ($\varepsilon_{t,t+k}$) består dermed bare av hvit støy og kan derfor tolkes som feilleddet for rasjonelle forventninger. Med disse forutsetningene kan UIP i likning (6) testes for hypotesene: $\alpha=0$ og $\beta=1$ («joint hypothesis»).

Det er samtidig en annen måte å teste UIP på hvis man antar at CIP holder, da får man følgende uttrykk:

$$(7) \quad \Delta s_{t+k} = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \varepsilon_{t,t+k}$$

Hypotesen som testes i forhold til om UIP holder eller ikke, er fortsatt $\alpha=0$ og $\beta=1$ («joint hypothesis»). Denne omskrivningen av likning (6) til likning (7) er gjort med bakgrunn i likning (1) CIP. Antas det derfor at CIP holder, ser man av likning (1) at differansen mellom terminvalutakursen og valutakursen (terminpremien) er lik differansen mellom den risikofrie renten i hjemlandet ($i_{t,k}$) og utlandet ($i_{t,k}^*$) (Taylor, 1995). Dette betyr at hvis det antas at CIP

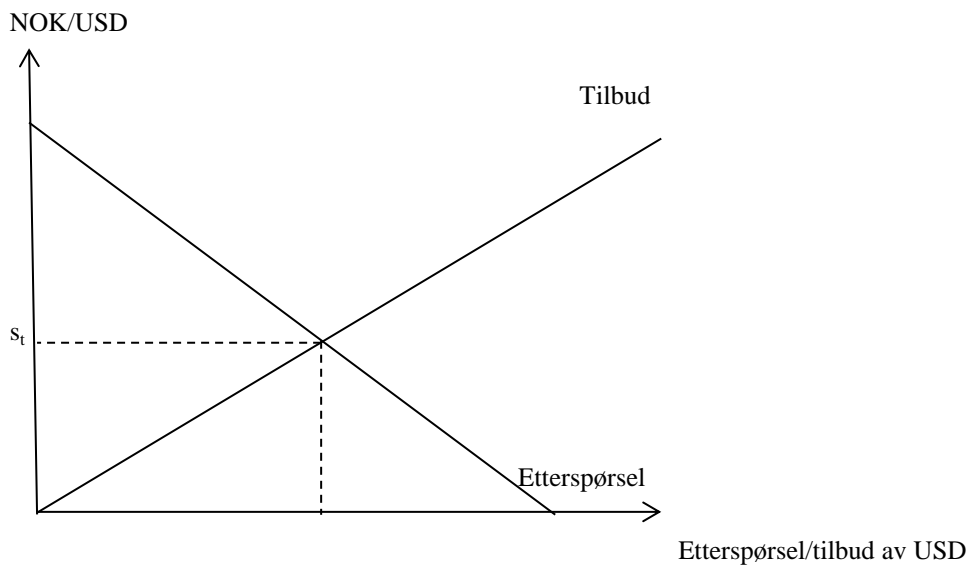
holder, er det å teste UIP utfra likning (6) eller (7) det samme på grunn av likhetstegnet i likning (1). Testing av UIP med den kombinerte hypotesen at $\alpha=0$ og $\beta=1$ er egentlig en test for om markedsaktører har rasjonelle forventninger, og om de er risikonøytrale (Taylor, 1995). Dette bygger på forutsetningene som har blitt tatt for å kunne teste UIP med likning (6) og (7).

For å forklare tankegangen bak UIP nærmere velger jeg å ta utgangspunkt i likning (3) og derfor anta at aktørene i valutamarkedet er risikonøytrale og har rasjonelle depresieringsforventninger ($\Delta s_{t+k}^e = s_{t,t+k}^e - s_t$). Dette fører til at likning (3) kan skrives på følgende måte når risikopremien ($\eta_{t,t+k}$) er null:

$$(8) \quad i_{t,k} = i_{t,k}^* + \Delta s_{t+k}^e$$

Likning (8) viser at UIP er en betingelse for at valutamarkedet skal være i likevekt. Hvis renten i hjemlandet øker, vil den hjemlige valutaen appresiere i verdi. Dette betyr at man får kjøpt en enhet utenlandsk valuta billigere enn før rentøkningen. Denne rentehevingen har ført valutamarkedet bort fra likevekt. Hvis det antas at forventningene om valutakursen for neste periode ($s_{t,t+k}^e$) er konstant, vil $\Delta(s_{t,t+k}^e)$ øke, fordi (s_t) har blitt mindre som et resultat av at hjemlig valuta har appresiert. Derfor har det oppstått forventinger om at den hjemlige valutaen skal depresiere i verdi i fremtiden. Denne forventningen om økt depresiering i fremtiden fører dermed valutamarkedet tilbake til likevekt. Hvis hjemlig rente hadde blitt redusert, ville effekten på hjemlig valuta blitt motsatt, og i stedet for depresieringsforventninger hadde det oppstått appresieringsforventninger for den hjemlige valutaen i fremtiden.

Graf 1: Valutamarkedet



Av grafen ovenfor går det klart frem hva som skjer med valutakursen (s_t) på tidspunkt t . Øker renten, appresierer NOK i verdi, derfor faller valutakursen. Etterspørselen etter USD øker, men på lang sikt oppstår det depresieringsforventninger rundt NOK. Dette fordi valutakursen på tidspunkt t inngår i uttrykket ($\Delta s_{t+k}^e = s_{t,t+k}^e - s_t$), og (Δs_{t+k}^e) øker derfor i verdi. Valutamarkedet er i likevekt når likning (8) igjen er oppfylt (Vale, 2010).

Hvis UIP ikke holder, kan man finne meravkastningen man vil få ved å gå long i høyrentevalutaen og short i lavrentevalutaen. I følge Burnside, Nagel og Pedersen (2009) kan avviket fra UIP presenteres ved følgende likning:

$$(9) z_{t+1} = (i_t^* - i_t) - \Delta s_{t+1}$$

I denne likningen er z_{t+1} meravkastningen på en «carry trade» strategi, hvor den utenlandske valutaen er investeringsvalutaen og den hjemlige valutaen er finansieringsvalutaen. i_t^* er derfor (log)renten man får på den utenlandske investeringen, og i_t er (log)renten man må betale på den hjemlige finansieringen Burnside, Nagel og Pedersen (2009). I denne oppgaven når meravkastningen analyseres, er de utenlandske valutaene finansieringsvalutaen, mens den norske valutaen er investeringsvalutaen. Hvis UIP holder, skal avkastningen på «carry trade» strategier være null. Δs_{t+1} angir derfor endringer i NOK (investeringsvalutaen) pr. utenlandske valutaenhet (finansieringsvalutaen) av USD, GBP, JPY, CHF og SEK. I denne analysen tas derfor perspektivet til investorer som vil investere i NOK finansiert med enten USD, GBP, JPY eller SEK.

4. Metode

For å analysere UIP vil jeg benytte økonometrisk regresjonsanalyse av tidsseriedata i Stata. Økonometrisk tidsserieanalyse benyttes for å undersøke om teorien for UIP stemmer med virkeligheten. Det er en rekke krav tidsseriene må oppfylle for ikke å produsere spuriøse resultater. Blant disse kravene er at regresjonene ikke skal inneholde brudd, tidsseriene skal helst være stasjonære, og det må tas hensyn til seriekorrelasjon og heteroskedastet i feilleddene (Wooldridge, 2009). Hvis noen av disse kravene ikke lar seg oppfylle på 5 % signifikansnivå, vil jeg opplyse om dette underveis i analysene. I denne delen av oppgaven vil jeg gå gjennom testene jeg benytter for å sikre at analysen av UIP ikke gir spuriøse resultater.

4.1. Brudd

Brudd kjennetegnes ved at populasjonsregresjonsfunksjonen endres i løpet av perioden tidsserien dekker. Eksempler på hva som kan forårsake brudd, er omlegging av økonomisk politikk, endringer i den økonomiske strukturen eller innovasjoner i en spesiell industri (Stock & Watson, 2012). For denne oppgaven kan brudd forekomme på grunn av valutauroen i desember 1992 (Korsvold, 2000), omleggingen til fleksibelt inflasjonsmål som trådte i kraft 1.januar 1999 og på grunn av finanskrisens utbrudd høsten 2008. Hvis det ikke tas hensyn til brudd, kan dette føre til at teststatistikken for regresjonene blir misvisende.

Det er ulike metoder tilgjengelig for å teste om en regresjon inneholder brudd. Den mest aktuelle metoden for denne oppgaven er å teste for brudd ved hjelp av en F-test. F-testen benyttes ved å definere dummy-variabler for perioden man tror inneholder brudd. En dummy-variabel er en binær variabel som enten er 0 eller 1. I denne oppgaven vil jeg definere dummy-variabelen som 0 for perioden jeg tror det ikke er brudd, og definere den som 1 i perioden jeg tror brudd kan forekomme. For ikke å gjøre samme jobben to ganger har jeg valgt å teste for brudd i skjæringspunktet og stigningskoeffisienten samtidig. Dette blir gjort med følgende likning:

$$(10) Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 D_i + \beta_3 (X_i * D_i) + u_i$$

For å teste om det er brudd tester jeg med F-test hypotesen: $H_0: \beta_2=0, \beta_3=0$ og $H_1: H_0$ er ikke sann.

Beholdes H_0 inneholder ikke likning (9) brudd.

4.2. Stasjonaritet

For å kunne teste UIP i likning (6) må tidsseriene i regresjonen være stasjonære. I denne oppgaven må derfor endringene i valutakursen fra tidspunkt t til $t+k$ og rentedifferansene mellom den norske pengemarkedsrenten og de utenlandske pengemarkedsrentene vi sammenligner med, være stasjonære. Stasjonaritet innebærer at sannsynlighetsfordelingen til tidsserien Y_t ikke endres over tid. Dette betyr at $(Y_{s+1}, Y_{s+2}, \dots, Y_{s+T})$ ikke avhenger av s over tid uansett hvilken verdi T får. Hvis dette ikke er tilfellet, er tidsserien Y_t ikke stasjonær (Stock & Watson, 2012).

For at en tidsserie skal være stasjonær må:

- Gjennomsnittet være konstant.
- Variansen være konstant.
- Kovariansen er konstant hvis korrelasjonen mellom Y_t og Y_{s+T} nærmer seg tilstrekkelig raskt null når T går mot uendelig.

Hvis en tidsserie er stasjonær, vil det si at variabelen er svakt avhengig. Det betyr at etter hvert som observasjonene i en tidsserie er lenger og lenger fra hverandre i tid, blir korrelasjonen mellom dem mindre og mindre (Wooldridge, 2009). Autokorrelasjonskoeffisienten er da mindre enn 1, og derfor kan tidsserien karakteriseres som svakt avhengig og er derfor stasjonær. Når en tidsserie er stasjonær, har man tilstrekkelige statistiske bevis for at den ikke inneholder enhetsrot («unit root») eller følger en enhetsrot prosess. En tidsserie som er svakt avhengig og er stasjonær, er en tidsserievariabel som er $I(0)$ (integret av grad 0), denne variabelen kan derfor brukes som den er i en regresjon (Wooldridge, 2009).

Hvis tidsserien følger en enhetsrot prosess som for eksempel en «randomwalk prosess», vil autokorrelasjonskoeffisienten være statistisk insignifikant og ikke mindre enn 1 (Wooldridge, 2009). I denne serien er ikke gjennomsnittet konstant, og dermed er heller ikke variansen eller kovariansen konstant (Wooldridge, 2009). Da kan man si at tidsserien er sterkt avhengig, og observasjonene i tidsserien er korrelerte selv om observasjonene ligger langt fra hverandre i tid. På denne måten kan man oppleve at variansen i en tidsserie som følger en «random walk» prosess, øker og kan være en lineær funksjon av tiden. En tidsserie som følger denne utviklingen er ikke stasjonær, og inkludering av en slik variabel i en regresjonslikning vil gi

spuriøse resultater. En sterkt avhengig variabel er ikke-stasjonær og er I(1) (integret av grad 1) (Wooldridge, 2009).

Wooldridge (2009) peker på at det er viktig å ikke forveksle en tidsserie som inneholder en trend med en tidsserie som er sterkt avhengig. Wooldridge (2009) bemerker at en tidsserie kan ikke både være sterkt avhengig og samtidig ha en trend. En tidsserie som er svakt avhengig, vil ha observasjoner som langt fra hverandre i tid, vil være ukorrelerte. Derfor vil for eksempel en pengepolitisk beslutning som ble tatt langt tilbake i tid, ikke ha langvarige effekter i fremtiden. Slike tidsserier kan ha trender. Tidsserier som er sterkt avhengig, vil ha observasjoner som er korrelerte med hverandre langt tilbake i tid. Dette fører til at for eksempel pengepolitiske beslutninger langt tilbake i tid vil ha langvarig effekt inn i fremtiden. Renter er av mange ansett for å være sterkt avhengige og ikke ha noen klar positiv eller negativ trend (Wooldridge, 2009). I normale situasjoner i økonomien vil Norges Bank endre styringsrenten gradvis (Norges Bank, 2001). Derfor vil det nye rentenivået sjelden avvike mye fra det tidligere rentenivået, hvis ikke ekstraordinære hendelser i økonomien tilsier dette.

For å teste om de ulike tidsseriene er stasjonære velger jeg å benytte Augmented Dickey Fuller testen (ADF). Denne testen tar også høyde for seriekorrelasjon ved at det er mulig å inkludere lags av den avhengige variabelen man tester for stasjonaritet. Ved å inkludere lags i ADF testen brukes en AR(p) modell. AR(p) er en autoregressive model der antall lags av den avhengige variabelen er p. Antall lags i en AR(p) modell kan estimeres med AIC eller BIC informasjonskriterier (Stock & Watson, 2012), eller man kan starte med mange lags å forkaste lags en etter en hvis de ikke er signifikant forskjellige fra null (Heij, de Boer, Franses, Kloek & van Dijk, 2004).

$$(11) \Delta y_t = \alpha_0 + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + e_t, \theta = \rho - 1 \Leftrightarrow \rho = 1 + \theta$$

Δy_t er differansen mellom $(y_t - y_{t-1})$. α er et konstant ledd, ρ er koeffisienten som testes for om inneholder enhetsrot. Denne koeffisienten bør være negativ. Videre testes ρ for om den er statistisk signifikant mindre enn 1. De neste to variablene er lags av den avhengige variabelen Δy_t . I følge Dicky og Fuller (1979) er feilleddet e_t en normalfordelt variabel med gjennomsnitt lik null og varians lik σ^2 .

Hvis $\rho = 1 - \theta$, denne verdien må testes for om den er statistisk mindre enn 1. Hvis ρ ikke er signifikant mindre enn 1, har vi ikke nok bevis til å kunne forkaste H_0 til fordel for H_1 .

Hypotesene for å teste enhetsroten i likning (10) er:

$H_0: \rho=1$ og $H_1: \rho<1$

Hvis ikke H_0 forkastes, følger Δy_t ikke en stabil AR(p) prosess. Under H_0 er derfor ikke Δy_t stasjonær. Når H_0 ikke forkastes, er Δy_t integrert av grad 1 I(1). Hvis H_0 forkastes til fordel for H_1 , følger Δy_t en stabil AR(p) prosess som er stasjonær, og Δy_t integrert av grad null I(0). Når H_0 forkastes og Δy_t er stasjonær, er Δy_t svakt avhengig (Wooldridge, 2009).

Δy_t har en enhetsrot hvis og bare hvis $\rho=1$. Hvis $\alpha=0$ og $\rho=1$, følger Δy_t en «random walk» prosess uten drift. Hvis $\alpha \neq 0$ og $\rho=1$, er Δy_t en «random walk» prosess med drift. Det kan også legges til trendledd i likning (11) for å se om Δy_t er stasjonær rundt en trend.

Deterministiske og stokastiske trender er to typer trender som ofte forekommer i tidsseriedata. En deterministisk trend er en trend som ikke endres etter hvert som tiden går. Derfor vil denne typen trend for eksempel øke med et fast forhold på månedlig, kvartalsvis eller årlig basis. At en økonomisk variabel skal øke eller synke med et fast forhold hvert år er lite sannsynlig. Utviklingen i en deterministisk trend er derfor ikke tilfeldig siden man vet på forhånd hva veksten eller reduksjonen i variabelen kommer til å bli. Derfor har økonomer i større grad konsentrert seg om å modellere trender som er stokastiske (Stock & Watson, 2012)

En stokastisk trend er en trend som i størrelse vokser eller reduseres tilfeldig etter hvert som tiden går. Denne type trend er umulig å forutse med sikkerhet. En type stokastisk trend kalles for «random-walk». En «random-walk» prosess kjennetegnes ved at verdien av en tidsserie observasjon i morgen er tidsserie observasjonen i dag pluss et tilfeldig feilledd som ikke kan forutsees. Hvis en økonomisk variabel følger en «random-walk» prosess, er derfor dagens verdi beste prognose på morgendagens verdi (Stock & Watson, 2012). «Random-walk» prosesser kan også ha et driftledd som gjør at endringene i variabelen er tilfeldig, samtidig som tidsserien går i en bestemt retning. En «random-walk» prosess er ikke stasjonær fordi gjennomsnittet og variansen i tidsserievariabelen ikke er konstant gjennom tidsperioden dataene dekker (Stock & Watson, 2012).

4.3. Heteroskadasitet og seriekorrelasjon

I denne oppgaven velger jeg å benytte meg av «heteroskadisitet and autocorrelation-consistent standard errors»(HAC). HAC standardavvik løser problemet med at teststatistikken og standardavvikene fra mine UIP regresjoner blir ugyldige på grunn av seriekorrelasjon og heteroskadasitet i feilleddene. Jeg baserer derfor mine regresjonsanalyser av UIP på Newey-West regresjonstest som vil produsere gyldig standardavvik og teststatistikk selv om regresjonen inneholder heteroskadasitet, seriekorrelasjon eller begge deler (Stock & Watson, 2012).

4.4. Kointegrasjon

Fra gjennomgangen av stasjonaritet vet vi at kun variabler som er stasjonære kan inngå i en regresjonsmodell. Det er imidlertid et unntak, og det er hvis to eller flere ikke stasjonære variabler er kointegrerte. Kointegrasjon mellom to eller flere variabler vil si at forholdet mellom variablene er stasjonære, og derfor kan de brukes i en regresjonsmodell (Woldridge, 2009). Dermed er det et langsiktig likevektsforhold mellom variablene som er kointegrerte (Wang, 2008).

En måte å teste for kointegrasjon mellom ikke-stasjonære variabler på er å benytte Johansens test for kointegrasjon. Denne kointegrasjonstesten benytter en «vector autoregressive model» VAR-modell. For hver tidsserievariabel som er med i modellen man estimerer, dannes det en likning. I en VAR-modell vil man derfor ha like mange likninger som man har ulike tidsserievariabler. I hver av disse likningene inngår en av tidsserievariablene som avhengige variabel, samt lags av den avhengige variabelen og lags av de andre uavhengige variablene pluss et feilledd. I en VAR-modell er derfor hver tidsserievariabel avhengig variabel en gang hver. Har man tre tidsserievariabler, har man tre ulike likninger som til sammen utgjør VAR-modellen. Når antall lags er lik i alle likningene og lik p , har man et system av likninger som kalles VAR(p) (Stock & Watson, 2012). Informasjonskriteriet AIC eller BIC kan brukes for å finne antall lags man skal ha med i en VAR-modell. Disse informasjonskriteriene er modifisert for å tilpasses VAR-modellen og vil ikke gi samme svar som tidligere nevnte informasjonskriterier, selv om navnene er de samme.

Johansens kointegrasjonstest baseres på følgende likning:

$$(12) \quad y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

y_t er en vektor med k dimensjoner av variabler som antas alle å være integrert av grad 1 $I(1)$. A er koeffisientmatrisen og ε_t er vektor residualer av k dimensjoner. Hvis man subtraherer y_{t-1} fra hver side, vil man få følgende uttrykk:

$$(13) \Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{hvor: } \Pi = \sum_{i=1}^P A_i - I \text{ og } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^P A_j$$

I likning (13) er det bare leddet Πy_{t-1} som er på nivåform, kointegrasjon mellom variabler i matrisen Π avhenger av dette leddet. Leddet Πy_{t-1} kan bare være integrert av grad $I(0)$ eller være null bortsett fra når y_t er stasjonær fra før. Hvis leddet Πy_{t-1} er null, er det ingen langtidsforhold mellom variablene i kointegrasjonsmatrisen. Dermed består likning (13) kun av kortidssammenhengene i VAR-modellen (Wang, 2008). Kortidssammenhengene i likning (13) ($\Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1}$) er lagvariabler som ville utgjort en vanlig VAR-modell, mens likning (13) med kointegrasjonsmatrisen er en «vector error correction model» (VECM) (Wang, 2008).

For å undersøke kointegrasjonssammenhengene mellom variablene har vi tre ulike situasjoner:

a) $\Pi = \alpha \beta'$ har en redusert rang $0 < r < k$.

I situasjon a) er α og β , $k \times r$ matriser og har rang lik r . Det er r kointegrasjonsvektorer $\beta' y_t$ som er stasjonære $I(0)$ tidsserier. Dette er det samme som å ha r like trender i y_t . Stasjonaritet i $\beta' y_t$ betyr at det er et langtidsforhold i y_t , variablene i kointegrasjonsvektoren vil ikke avvike fra hverandre over tid. $\beta' y_t$ er et feiljusteringsledd som gjør at hvis det er avvik fra likevekten mellom variabler i kointegrasjonsvektoren, vil variablene trekkes tilbake mot likevekten.

b) $\Pi = \alpha \beta'$ har ingen rang.

I situasjon b) er det ingen langtidsforhold(kointegrasjon) mellom variablene i y_t . Derfor inngår ikke variablene på nivåform i likning (12) som beskrevet over.

c) $\Pi = \alpha \beta'$ har full rang.

I situasjon c) er variablene på nivåform allerede stasjonære(Wang, 2008).

5. Data

I denne oppgaven har jeg valgt å analysere UIP med månedlige observasjoner. Månedlige observasjoner vil gi flere observasjoner enn kvartalsobservasjoner. Kvartalsobservasjoner ville gitt litt over hundre observasjoner pr. valutapar. Hvis jeg måtte legge til lags for å gjøre tidsseriene stasjonære, kunne dette ført til få observasjoner innen hvert valutapar. Ved bruk av månedlige observasjoner vil jeg unngå denne problemstillingen som kunne oppstått ved bruk av kvartalsdata.

Dataene jeg benytter i UIP analysen, er hentet fra Norges Bank, Datastream og Sveriges Riksbank. De fleste nominelle pengemarkedsrenter er hentet fra Datastream med unntak av den svenske pengemarkedsrenten som er hentet fra Sveriges Riksbank. Valutakursene for å analysere UIP er hentet fra Norges Bank. Meravkastningene er kalkulert med samme data som UIP analysen, men jeg har omrokkert likning (6) i tråd med Burnside, Nagel og Pedersen (2009). Mens valutakursene for å konstruere grafene i appendiks 2 er gjort med valutakurser hentet fra Federal Reserve Bank of ST.Louis og Bank of England. Rentene i denne analysen er de samme som i UIP analysen.

5.1. Modellvariablene

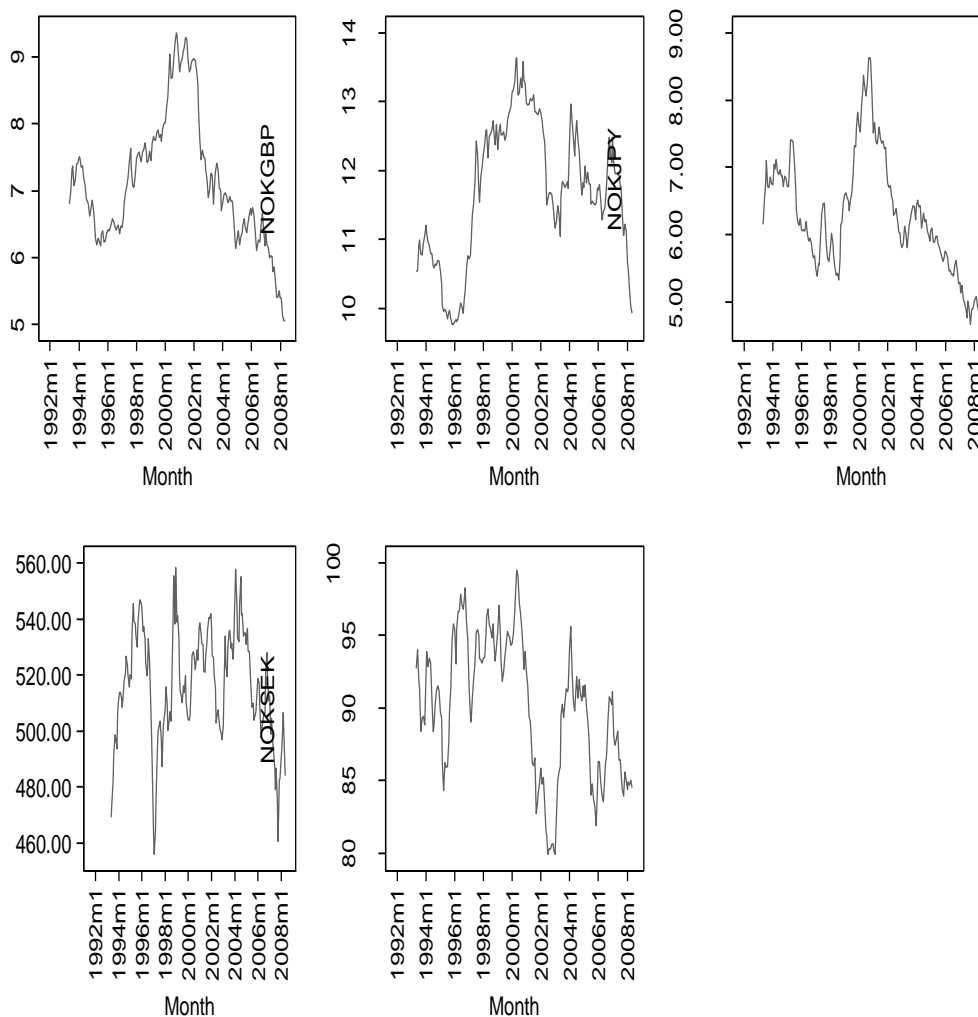
Endring i nominell kronekurs ($\Delta s_{t+k} = s_{t,t+k} - s_t$): Denne variabelen er den avhengige variabelen som skal forklares. Den nominelle månedlige valutakursen angir kronekursen mot henholdsvis NOK/SEK, NOK/USD, NOK/JPY, NOK/GBP og NOK/CHF. Alle valutakursene er dermed angitt i hvor mange NOK man betaler for de utenlandske valutaenhetene. Valutakursene er månedlige og dekker perioden fra (mai) 1993m5 til og med (mai) 2008m5.

Nominell rentedifferanse ($i_{t,k} - i_{t,k}^*$): $i_{t,k}$ er pengemarkedsrenten for det norske pengemarkedet gitt ved Nibor- renten. $i_{t,k}^*$ er pengemarkedsrenten i for USD, GBP, JPY og CHF i Londons pengemarked. Stibor er pengemarkedsrenten i det svenske pengemarkedet. Alle disse rentene er inter bank renter og er renten utlåner krever for usikrede utlån i de tre forskjellige pengemarkedene. Rentedifferansen er den uavhengige variabelen som skal forklare den avhengige variabelen. Pengemarkedsrentene er en måneders årlig Nibor, Stibor, USD Libor, GBP Libor, JPY Libor og CHF Libor. Disse rentene er videre blitt omregnet til månedlige renter slik at valutakursendringene og rentedifferansene skal ha lik løpetid. Dette sikrer at dataene i analysen ikke er overlappende.

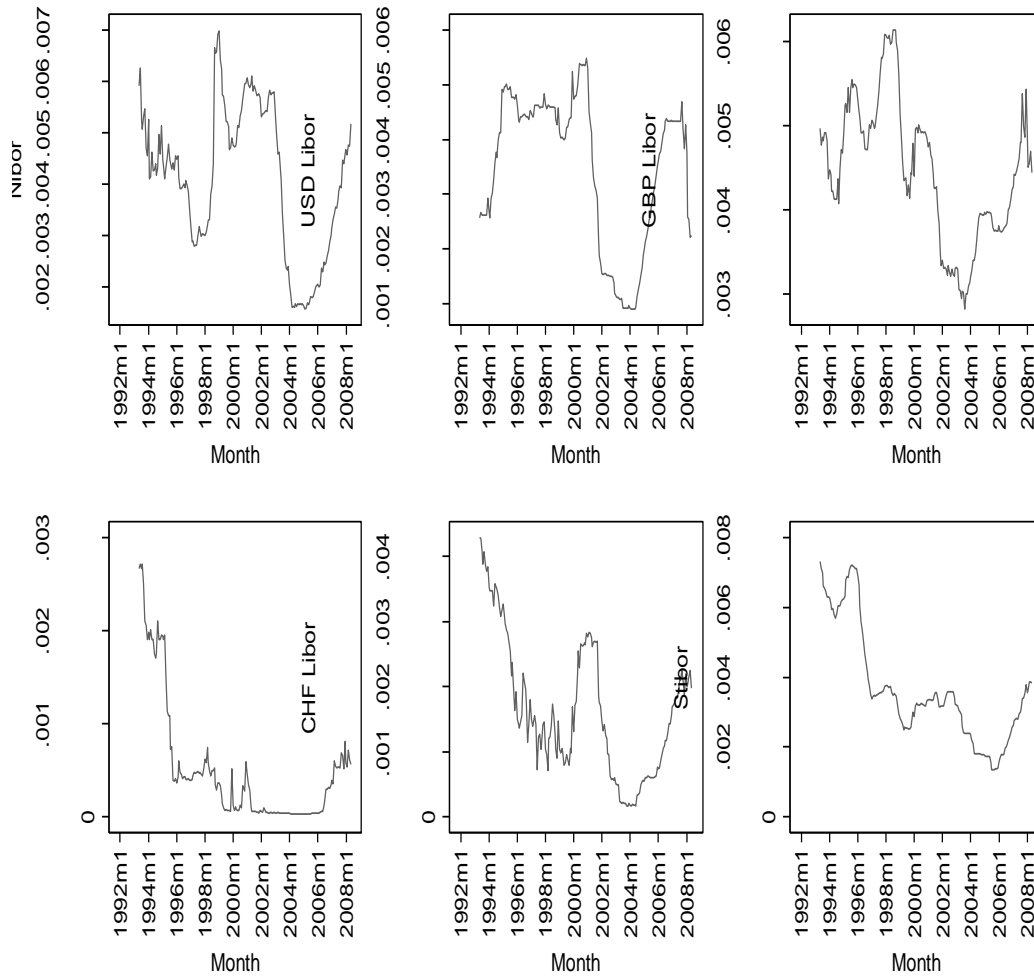
Perioden dataene dekker er valgt fordi den ikke inneholder brudd. Bruddene i regresjonene har blitt testet med metoden beskrevet i kapitel 4.1. Selv om det fra et teoretisk perspektiv kunne være et brudd fra og med 1999m1 på grunn av omleggingen av den norske pengepolitikken, ble ikke brudd påvist etter 1999m1. I de fleste regresjonene for UIP ble imidlertid brudd påvist for en periode før 1993m5 og perioden 2008m6-2008m12. Derfor valgte jeg å undersøke UIP i perioden mellom disse bruddene, siden brudd i tidsserie-regresjoner kan føre til spuriøse resultater.

Graf 2: Utviklingen i de nominelle månedlige valutakursene.

Når kurvene øker, vil det si at NOK depresierer, og de ulike utenlandske valutaene appresierer. Av grafene ser man at ingen av valutakursene ser ut til å ha klare positive eller negative trender.



Graf 3: Utvikling i årlige pengemarkedsrenter 1993m5-2008m5.



Graf 3 viser utviklingen for de ulike pengemarkedsrentene i tidsperioden 1993m5-2008m5. For alle disse pengemarkedsrentene er det heller ingen spesielle tegn til positive eller negative trender som preger renteutviklingene gjennom hele utvalgsperioden.

Tabell 1: Deskriptiv statistikk for endringer i valutakursene og rentedifferansene. Observasjonene dekker perioden 1993m5-2008m5. I tabell 1 betyr et negativt fortegn foran valutakursendringene at det er de utenlandske valutaene som har depreciert og motsatt appresiert hvis positivt fortegn.

Variabel	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$\Delta s_{t+k} = s_{t,t+k} - s_t$					
ΔS_{NOKUSD}	181	-.0015428	.0228331	-.0599759	.0497406
ΔS_{NOKGBP}	181	-.0002323	.0180448	-.0444963	.0562151
ΔS_{NOKJPY}	181	-.001367	.0278815	-.0733076	.0876729
ΔS_{NOKCHF}	181	.0002985	.0162411	-.0496595	.0461105
ΔS_{NOKSEK}	181	-.0004635	.015648	-.045156	.040352
$(i^N - i^{US})$	181	.0006034	.0017795	-.0019156	.0045868
$(i^N - i^{GBP})$	181	-.0003744	.0014984	-.0030645	.0026085
$(i^N - i^{JPY})$	181	.0035683	.0014341	.001527	.0065922
$(i^N - i^{CHF})$	181	.0024437	.0012938	.0006291	.0059243
$(i^N - i^{SEK})$	181	.0004463	.0016362	-.0028853	.0041466

Tabell 1 oppsummerer utviklingen i valutakursendringene og rentedifferansene for dataene brukt til å analysere UIP. I perioden 1993m5-2008m5 har USD, GBP, JPY og SEK i gjennomsnitt depreciert med de aktuelle tallene angitt i kolonnen mean. Dette er tall for hvor mange prosent disse valutaene har svekket seg i gjennomsnitt pr måned i løpet av utvalgsperioden. Appresieringen til NOK er imidlertid ikke symmetrisk lik deprecieringen til USD, GBP, JPY og SEK. Tabell 1 angir derfor ikke hvor mye NOK nøyaktig har appresiert mot disse valutaene. Se Korsvold (2000) for en forklaring. CHF er den eneste valutaen som har appresiert mot NOK i løpet av utvalgsperioden. Alle rentedifferansene er positive bortsett fra rentedifferansen mellom Nibor og GBP Libor.

De fleste endringer i valutakursene i tabell 1 utvikler seg ikke i tråd med UIP. Fire av fem rentedifferanser er positive, noe som betyr at den gjennomsnittlig Nibor renten pr. måned har vært høyere enn de ulike Libor rentene. Hvis dette er tilfellet, sier UIP hypotesen at NOK skal depreciere, men tabell 1 viser en utvikling for endringer i valutakurser som er den stikk motsatte. Den eneste valutakursendringen og rentedifferansen som følger UIP i følge tabell 1,

er endringen i valutakursen for NOK/CHF og den tilhørende rentedifferansen. I dette tilfellet appresierer CHF, mens Nibor renten er høyere enn CHF Libor renten.

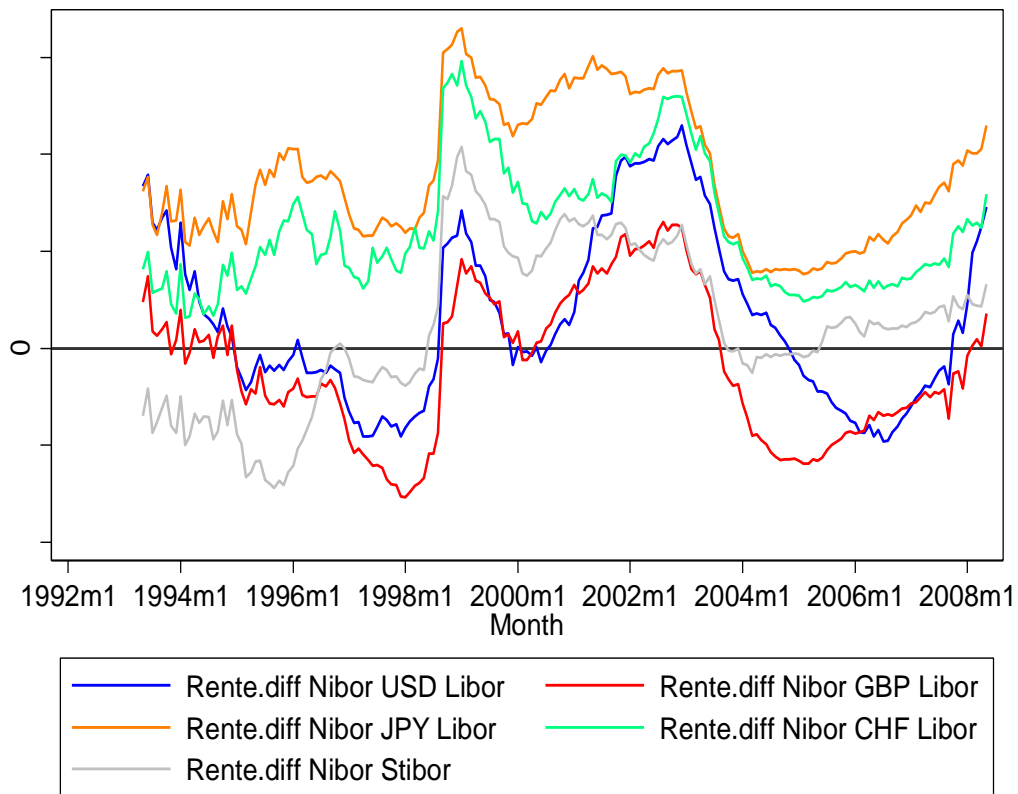
Tabell 2: Korrelasjon mellom endringer i valutakurser og rentedifferanser.

	ΔS_{NOKUSD}	ΔS_{NOKGBP}	ΔS_{NOKJPY}	ΔS_{NOKCHF}	ΔS_{NOKSEK}
$(i^N - i^{\text{US}})$	-0.0995	-0.1091	0.0434	0.0289	0.0039
$(i^N - i^{\text{GBP}})$	-0.0762	-0.0936	0.0369	-0.0081	-0.0165
$(i^N - i^{\text{JPY}})$	0.0130	-0.0700	0.0443	-0.0268	-0.0141
$(i^N - i^{\text{CHF}})$	0.0055	-0.0134	0.0786	-0.0493	0.0569
$(i^N - i^{\text{SEK}})$	-0.0156	-0.0529	0.0665	-0.0674	-0.0888

Korrelasjonsmatrisen i tabell 2 gir et annet bilde på hva vi kan forvente oss i forhold til analysen av UIP. Alle renteendringene er negativt korrelert med valutakursendringene hvis man ser bort fra valutakursen NOK/JPY og den tilhørende renteendringen. For NOK/USD, NOK/GBP, NOK/CHF og NOK/SEK er rentedifferansene negativt korrelerte med valutakursendringene, noe som betyr at USD, GBP, CHF og SEK depresierer selv om rentedifferansen er positiv. Dette er ikke positivt med tanke på UIP fordi NOK da vil appresiere selv om rentedifferansen er positiv. På bakgrunn av korrelasjonsmatrisen i tabell 2 er det regresjonen av rentedifferansen mellom Nibor og JPY Libor rentene på endringen i valutakursen NOK/JPY jeg forventer holder best med tanke på UIP. Korrelasjonen for endringene i valutakursen for NOK/JPY og rentedifferansen mellom Nibor og JPY Libor er positiv. Derfor vil den positive rentedifferansen i favør av Nibor renten føre til at JPY appresierer og NOK depresierer i følge tabell 2.

En ting som ikke er positivt med tanke på den påfølgende UIP analysen, er at korrelasjonen i fire av fem tilfeller mellom de ulike endringene i valutakursene og de tilhørende rentedifferansene er negativ, lav og nære null. Dette vil si at alle endringene i valutakursene ikke er langt unna å være ukorrelerte med endringene i rentedifferansene. Derfor skal det vanskelig gjøres at en positiv(negativ) rentedifferanse blir etterfulgt av en appresiering(depresiering) av de utenlandske valutaene slik UIP beskriver.

Graf 4: Rentedifferanser (1993m5-2008m5)



Pengemarkedsrentene er i graf 4 omgjort til å ha månedlig løpetid og er derfor ikke overlappende i forhold til endringer i valutakursene.

6. Empiriske resultater

I denne delen av oppgaven vil jeg gå gjennom og presentere resultatene av min test i forhold til UIP. Det vil også bli gjennomført en diskusjon rundt funnene av de ulike testene som er utført.

6.1. Test av stasjonaritet og kointegrasjon

Endringer i valutakurser for de ulike UIP likningene og de tilhørende rentedifferansene ble testet for stasjonaritet med ADF-testen. ADF-testen jeg brukte for valutakursene, inkluderte både skjæringspunkt og lags. Skjæringspunkt fordi det er lite sannsynlig at valutakursene har et gjennomsnitt lik null, og lags for å ta hensyn til seriekorrelasjon i ADF-testen. Å inkludere lags i ADF-testen når det er seriekorrelasjon i dataene, styrker testens gyldighet. Antall lags ble identifisert med informasjonskriteriet AIC som beskrevet av Stock og Watson (2008). Alle endringene i valutakursene var stasjonære på 1 % signifikansnivå, dette er et vanlig funn for endringer i valutakurser når UIP blir testet.

Tabell 3: Stasjonaritetstest

Variabler	ADF-test		DF-GLS
	Konstant	Konstant og drift	Notrend
$(i^N_{-1}{}^{US})$	-2.423 (10) 0.1354	-2,423(10) 0,0083***	-1.668 (10)
$(i^N_{-1}{}^{GBP})$	-2.141 (10) 0.2284	-2.141 (10) 0,0169**	-1.716 * (10)
$(i^N_{-1}{}^{JPY})$	-2.008 (10) 0.2833	-2.008 (10) 0.0232 **	-1.786* (10)
$(i^N_{-1}{}^{CHF})$	-2.651 (10) 0.0828*	-2.651 (10) 0,0044***	-2.043** (10)
$(i^N_{-1}{}^{SEK})$	-1.744 (10) 0.4086	-1.744(10) 0.0416 **	-0.725 (10)

*, **, *** angir 10%, 5% og 1% signifikansnivå for om tidsseriene kan betraktes som stasjonære med MacKinnon p-verdier for ADF-testen. Tallene i parentes er antall lags inkludert i ADF-testen og DF-GLS testen.

ADF-testen med konstant(α) forutsetter at populasjonsverdien av konstanten er null, i tillegg inneholder ikke denne spesifikasjonen av ADF-testen driftledd eller trend. Det er lite sannsynlig at endringen i rentedifferansene har en populasjonsverdi over tid som er lik null,

noe konstanten i denne ADF-testen indikerer. Jeg valgte likevel å teste for stasjonaritet først ved å inkludere kun konstant og deretter å teste for stasjonaritet ved å inkludere driftledd. Ved å inkludere driftledd forutsettes det at konstantens populasjonsverdi ikke er lik null. Dette er en mer nærliggende antagelse om utviklingen i rentedifferansene for utvalgsperioden.

ADF-testen med konstant viser at det er kun rentedifferansen mellom Nibor og CHF Libor rentene som er stasjonær. Denne rentedifferansen er imidlertid kun stasjonær på 10% signifikansnivå. På 1% og 5% signifikansnivå er ingen av rentedifferansene stasjonære. Derfor går jeg videre til å teste med konstant og driftledd.

ADF-testen med konstant og driftledd gir et positivt bilde i forhold til at det er tilstrekkelige statistiske bevis for at rentedifferansene kan betraktes som stasjonære. Alle rentedifferansene er signifikant stasjonære på minst 5% signifikansnivå. Konstantens populasjonsverdi er da ikke lik null.

Det eneste som skiller de to utgavene av ADF-testen i tabell 3, er antagelsen om populasjonsverdien til konstanten(α). Derfor gir de to testene lik teststatistikk fra ADF-testene. Det er kun forutsetningen om konstanten som er forskjellen, den underliggende ligningen som testen bygger på er den samme. Imidlertid har de kritiske verdiene blitt endret fra ADF-testen med konstant til ADF-testen med konstant og driftledd. De kritiske verdiene for ADF-testen med konstant er større enn de kritiske verdiene for ADF-testen med konstant og driftledd. I den siste ADF-testen forkastes derfor nullhypotesen om ikke stasjonaritet til fordel for den alternative hypotesen om stasjonaritet.

De to ADF-testene gir forskjellige svar på om rentedifferansene er stasjonære eller ikke. Derfor har jeg også testet for stasjonaritet ved hjelp av DF-GLS-testen. Denne testen er gjort uten trend, og derfor antas det at rentedifferansene er stasjonære med et gjennomsnitt som ikke er lik null, hvis nullhypotesen kan forkastes. DF-GLS testen viser at det er kun rentedifferansen mellom Nibor og CHF Libor renten som kan forkastes på 5 % signifikansnivå og sies å være stasjonær. I tillegg er denne rentedifferansen helt på grensen til å bli godtatt som stasjonær på 5 % signifikansnivå. Rentedifferansene mellom Nibor og USD Libor og Nibor og Stibor renten er ikke stasjonære på 10% signifikansnivå. De resterende rentedifferansene er imidlertid stasjonære på 10% signifikansnivå. Fordi det vanlige signifikansnivået for hypotesetesting er 5% signifikansnivå, åpner dette for å undersøke kointegrasjonsforholdet mellom rentene. Hvis tidsserievariabler ikke er stasjonære og integrert av grad 1, kan de benyttes i en regresjonslikning hvis det er et langtidsforhold

mellom variablene. Dette betyr at tidsserievariablene er kointegrerte. Samtidig vil denne testen avgjøre om UIP-regresjonene i neste kapittel er spuriøse. Det vil si at resultatene av regresjonene ikke er gyldige.

For å kunne undersøke om de ulike pengemarkedsrentene som utgjør de ulike rentedifferansene, er kointegrerte, må førstedifferansen av hver enkelt pengemarkedsrente være stasjonær. Dette har blitt undersøkt, og alle pengemarkedsrentene er stasjonære på endringsform. Alle pengemarkedsrentene er dermed integrert av grad null $I(0)$ på endringsform. Pengemarkedsrentene er derfor integrert av grad 1, $I(1)$ på nivåform. Johansens kointegrasjonstest kan da benyttes for å undersøke om pengemarkedsrentene som utgjør de ulike rentedifferansene, er kointegrerte. Det betyr at det er et langtidsforhold mellom rentene på nivåform.

Johansens kointegrasjonstest viser ingen tegn til at den norske Nibor renten er kointegrert med noen av de andre pengemarkedsrentene. I utførelsen av denne testen fulgte jeg en analyse gjort av Matros og Weber (2010) og inkluderte en «restricted constant» for å beskrive kointegrasjonsforholdet mellom Nibor og de ulike pengemarkedsrentene.

Tabell 4: Johansens kointegrasjonstest.

Renter på nivåform		Rank	Trace-verdi	5 % kritiskverdi
Nibor	USD Libor	0	16.9961*	19.96
Nibor	GBP Libor	0	12.7137*	19.96
Nibor	JPY Libor	0	13.7574*	19.96
Nibor	CHF Libor	0	14.7051*	19.96
Nibor	Stibor	0	8.5553*	19.96

* angir at nullhypotesen om 0 kointegrasjon (langtidsforhold) ikke kan forkastes. $T_{Trace} < t_{c,5\%}$.

Rentene er ikke kointegrerte. Derfor må resultatene i UIP analysen i kapittel 6.2 tolkes med varsomhet. UIP analysen vil da med stor sannsynlighet bli gjort med to tidsserievariabler, der den ene er stasjonær og integrert av grad null $I(0)$, dette gjelder endringer i valutakursene. Den andre variabelen er integrert av grad 1 $I(1)$ og er ikke stasjonær, dette gjelder rentedifferansene. Dette er ikke et uvanlig problem når UIP skal analyseres med utgangspunkt i likning (6) (Matros og Weber, 2010).

6.2. Test av UIP

Jeg har valgt å teste UIP på standard måten med følgende regresjonslikning:

$$(6) \Delta s_{t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t,t+k}$$

Tabell 5: Test av UIP:

Tallene i parentes er t-verdier for å teste om $H_0: \alpha=0$ og $H_0:\beta=1$. Antall observasjoner er 181 for perioden 1993m5-2008m5. UIP-regresjonen er utført med Newey-West, heteroskadistiske og seriekorrelasjons konsistente standardavvik (HAC).

Variable	α	β	95 % konfidensintervall
ΔS_{NOKUSD}	-0.0007722 (-0.41)	-1.277076 (-1.96)***	-3.570711 1.016558
ΔS_{NOKGBP}	-0.0006543 (-0.47)	-1.127066 (-2,34)***	-2.918167 .6640348
ΔS_{NOKJPY}	-0.0044403 (-0.78)	.8612873 (0.50)	-2.533851 4.256425
ΔS_{NOKCHF}	.0018105 (0.71)	-.6187354 (-1,75)**	-2.446045 1.208574
ΔS_{NOKSEK}	-0.0000844 (-0.06)	-.8493455 (-2,14)***	-2.548147 .8494556

*,**,*** angir 10%, 5% og 1% signifikansnivå for om stigningskoeffisientene foran rentedifferansene er signifikant forskjellig fra 1. Test for om koeffisienten foran rentedifferansen er 1 er gjort med en ensidig t-test, t-verdiene fra denne testen er vist i parentesene i kolonnen (β). Kritisk verdi er +/- 1,645. Test for om konstantene er lik null er gjort med tosidig t-test. Verdiene i parentes i kolonnen (α) er t-verdier fra regresjonene i Stata.

Konstanten i UIP-regresjonen for endringer i valutakursen NOK/USD og rentedifferansen mellom Nibor og USD Libor er negativ, statistisk insignifikant og ikke forskjellig fra null. For å teste om stigningskoeffisienten foran rentedifferansen (β) i denne UIP-regresjonen var signifikant forskjellig fra 1, har jeg foretatt en ensidig t-test for å undersøke dette. Testen viste at stigningskoeffisienten foran rentedifferansen er statistisk signifikant mindre enn 1 på 1 % signifikansnivå. T-testen for om koeffisienten foran rentedifferansen er lik -1 viser at koeffisienten foran rentedifferansen er statistisk insignifikant og lik -1 på 5% signifikansnivå. Dermed holder ikke UIP for hvordan endringen i valutakursen utviklet seg i forholdt til rentedifferansen.

Test av UIP for valutakursen NOK/GBP og rentedifferansen mellom Nibor og GBP Libor gir en konstant som er negativ, statistisk insignifikant og ikke forskjellig fra null på 5 % signifikansnivå. Koeffisienten foran rentedifferansen i denne UIP regresjonen er statistisk signifikant mindre enn 1 på 1 % signifikansnivå. Jeg testet også for om koeffisienten foran rentedifferansen var lik -1. Denne testen viste at koeffisienten foran rentedifferansen var statistisk insignifikant og lik -1 på 5% signifikansnivå. Rentedifferansen mellom Nibor og GBP Libor renten klarer ikke forklare endringene i valutakursen slik UIP beskriver. Derfor holder ikke UIP.

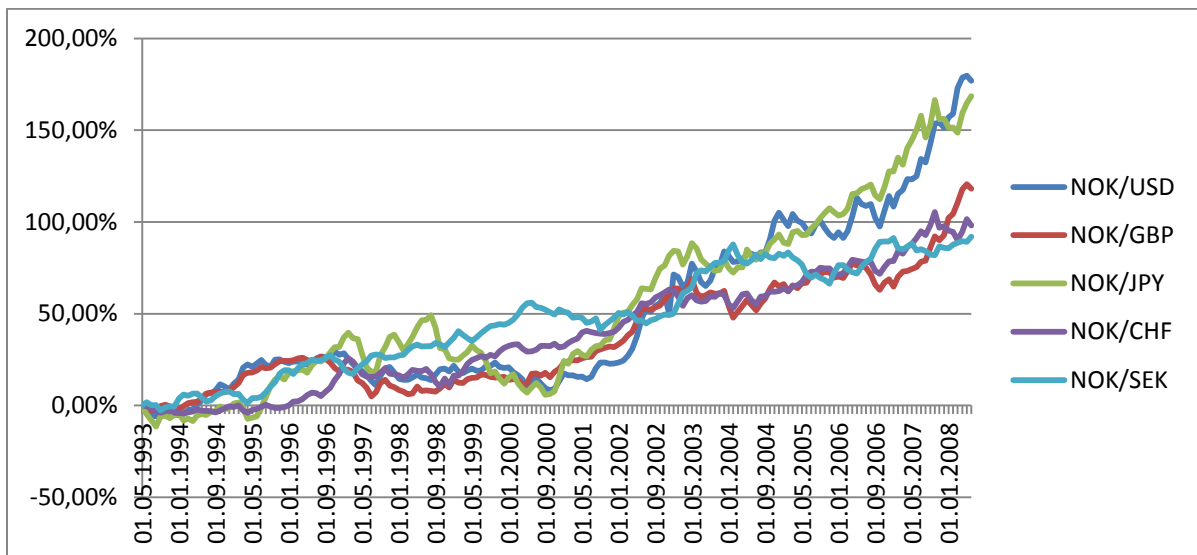
Testen av UIP for endringene i valutakursen NOK/JPY og rentedifferansen mellom Nibor og JPY Libor gir en koeffisient for konstanten som er negativ, statistisk insignifikant og lik null på alle signifikansnivåer. Koeffisienten foran rentedifferansen er statistisk insignifikant i forhold til alle hypoteseverdier den testes mot. Dette er på grunn av at verdien på standardavviket for koeffisienten foran rentedifferansen er for stor. Derfor er det vanskelig å forkaste nullhypoteser av enhver sort det testes for i denne regresjonen.

Testen for UIP om endringene i valutakursen NOK/CHF endret seg i riktig retning i forhold til rentedifferansen mellom Nibor og CHF Libor, har en konstant som er statistisk insignifikant og lik null på alle signifikansnivåer. Konstanten i denne UIP regresjonen er imidlertid den eneste konstanten som er positiv. Koeffisienten foran rentedifferansen mellom Nibor og CHF Libor renten er negativ og statistisk signifikant mindre enn 1 på 5 % signifikansnivå. T-testen for om koeffisienten foran rentedifferansen er -1 viser at koeffesienten foran rentedifferansen er statistisk insignifikant og lik -1 på 5 % sigifikansnivå. Rentedifferansen mellom Nibor og CHF Libor forklarer ikke endringene i valutakursen NOK/CHF i riktig retning. Derfor holder ikke UIP i dette tilfellet heller.

Den siste regresjonsanalysen av UIP er gjort med tanke på om rentedifferansen mellom Nibor og Stibor rentene kan forklare den riktige endringen i valutakursen mellom NOK/SEK. Koeffisienten for konstanten i denne regresjonen er også negativ og statistisk insignifikant lik null på alle signifikansnivåer. Koeffisienten foran rentedifferansen er negativ og statistisk signifikant mindre enn 1 på 1 % signifikansnivå. Koeffisienten foran rentedifferansen testes også for om den er lik -1. Nullhypotesen for at koeffisienten foran rentedifferansen er lik -1 er statistisk insignifikant og kan ikke forkastes på noe signifikansnivå. Derfor følger ikke rentedifferansen og valutakursen den adferden som UIP tilsier.

6.3. Avvik fra UIP

Graf 5: Akkumulert avkastning i perioden 1993m5-2008m5.



I grafen ovenfor vises hvordan 100 USD, GBP, JPY, CHF eller SEK investert i NOK (med norsk rente) har utviklet seg fra 1993m5-2008m5. For hver måned er investeringene «vekslet» tilbake til USD, GBP, JPY, CHF og SEK slik at grafen viser prosentvis endring for investeringsbeløpet gjort i NOK i de ulike valutaenhetene. Dette beløpet er så reinvestert for hver måned i NOK. De totale akkumulerte avkastningene er forholdsvis høye. En dollar investering i NOK ville gitt en akkumulert avkastning på 176,96 % i utvalgsperioden. Mens en GBP investering i NOK ville gitt en akkumulert avkastning på 118,15 %, JPY-investering 168,44 %, CHF-investering 98,09 % og en SEK-investering ville gitt 91,97 % i akkumulert avkastning. Dette er ikke «carry trade» avkastninger.

Tabell 6: Månedlig gjennomsnittlig meravkastning (perioden 1993m5-2008m5).

	Mean	Skewness
ΔS_{NOKUSD}	-.0015428	
$(i^{\text{N}} - i^{\text{US}})$.0006034	
z1	.0021463	.3868373
ΔS_{NOKGBP}	-.0002323	
$(i^{\text{N}} - i^{\text{GBP}})$	-.0003744	
z2	-.0001421	-.2193496
ΔS_{NOKJPY}	-.001367	
$(i^{\text{N}} - i^{\text{JPY}})$.0035683	
z3	.0049353	-.3318449
ΔS_{NOKCHF}	.0002985	
$(i^{\text{N}} - i^{\text{CHF}})$.0024437	
z4	.0021453	-.1213944
ΔS_{NOKSEK}	-.0004635	
$(i^{\text{N}} - i^{\text{SEK}})$.0004463	
z5	.0009098	.0081964

*Gjennomsnittlig avkastning er gitt ved z1, z2, z3, z4, z5.

Tabell 6 angir den månedlige gjennomsnittlige meravkastningen ved å lånefinansiere i enten USD, GBP, JPY, CHF og SEK og å investere i NOK. I testen av UIP i tabell 5 er det allerede fastslått at UIP holder dårlig for perioden som analyseres. En investor som tar en «carry trade» posisjon der han/hun låner i USD og investeres i NOK, tjener både på rentedifferansen (0,06034 %), og at USD depresierer (-0,15428 %) mot NOK i løpet av utvalgsperioden. Dette gir en månedlig gjennomsnittlig meravkastning på 0,21462 %. Hvis investoren låner i GBP og invester i NOK, vil denne strategien gi investoren en gjennomsnittlig meravkastning på -0,01421 %. Rentedifferansen mellom Nibor og GBP Libor har i perioden 1993m5-2008m5 vært negativ, og GBP har appresiert. I dette tilfellet er det lite å hente på at UIP ikke holder hvis man låner GBP og investerer i NOK. Lån i JPY og investering i NOK vil gi den høyeste gjennomsnittlige meravkastningen pr. måned på ca 0,494 %. Rentedifferansen har vært positiv mellom Nibor og JPY Libor renten, samtidig har JPY depreciert. Ved å låne i CHF og investere i NOK er den gjennomsnittlige månedlige avkastningen på ca 0,215 %. Rentedifferansen har vært positiv, men CHF har appresiert. Denne utviklingen er korrekt i forhold til teorien for UIP. Men fra analysen i kapittel 6.2 vet vi at UIP ikke holder for dette

valutaparet. En investor som låner i SEK og investerer i NOK ville fått en månedlig gjennomsnittlig meravkastning på ca 0,091 %. Rentedifferansen er positiv mellom Nibor og Stibor renten, men SEK depresierer. I de tilfellene «skewness» er negativ og meravkastningen z_1 , z_2 , z_3 , z_4 eller z_5 er positive, betyr dette at investoren er mer utsatt for tap eller nedside risiko. Tabell 6 viser også at det er positiv korrelasjon mellom positive rentedifferanser og meravkastningene. Tabell 6 angir kun de månedlige gjennomsnittlige meravkastningene ved å låne i USD, GBP, JPY, CHF eller SEK for så å investere i NOK. Resultatene i denne tabellen angir ikke hva den virkelige avkastningen ville blitt.

Grafene i appendiks 2 viser utviklingen mellom et lån i finansieringsvalutaene USD, GBP, JPY, CHF og SEK og en plassering i NOK som er investeringsvalutaen for perioden 1993m5-2008m5. Investeringen i NOK er vekslet tilbake til finansieringsvalutaen. Forskjellen mellom utviklingen for finansieringen og investeringen er derfor angitt i samme valuta i appendiks 2. Finansiering i USD, JPY, CHF og investeringer i NOK ville gitt positiv avkastning. Finansiering i SEK, GBP og plassering i NOK ville omtrent ha gått i null. Disse grafene gir et mer korrekt bilde av utviklingen i form av avkastningen ved «carry trade» for de ulike finansieringsvalutaene og NOK som er investeringsvalutaen. I appendiks 2 er avkastningen og tap gitt ved forholdet mellom de røde og de blå linjene i hver graf.

Grafene i appendiks 2 gir også en indikasjon på når UIP holder, dette er angitt i de tilfellene linjene i grafene krysser hverandre. Hvis utviklingen i plasseringen i NOK ligger under de blå linjene, gir dette negativ avkastning på plasseringen i denne perioden og omvendt hvis plasseringen i NOK ligger over de blå linjene i appendiks 2.

6.4. Diskusjon av resultater

I min undersøkelse av UIP med hensyn på at positive(negative) rentedifferanser mellom Nibor og de utenlandske pengemarkedsrentene skulle føre til en appresiering(depresiering) av de utenlandske valutaene, fant jeg liten støtte for UIP. Som mange andre undersøkelser, fant også jeg i min undersøkelse at NOK appresierte når Nibor renten var høyere enn de utenlandske pengemarkedsrentene det målt mot. Sammenlignet med Froot (1990) fant jeg at den gjennomsnittlige koeffisienten foran rentedifferansen var $-0,6022$ i min undersøkelse, mens Froot (1990) fant at i sin undersøkelse var dette tallet $-0,88$. Jeg fant også at fire av fem koeffisienter foran rentedifferansene var negative, mens Chinn(2006) fant i sin undersøkelse at fire av seks koeffisienter foran rentedifferansene var negative. Samtidig fant Chinn (2006) at i de tilfellene han ikke kunne forkaste hypotesen om at koeffisientene foran rentedifferansene var lik 1, skyldtes dette at standardavvikene var så store at man ikke kunne forkaste noen hypoteser for noen testverdi. Det samme funnet kommenterte jeg kort for UIP regresjonen for endringene i NOK/JPY og rentedifferansen mellom Nibor og JPY Libor renten. I likhet med Flood og Rose (2001) og Chinn (2004, 2006) finner jeg negative koeffisienter foran rentedifferansene. Bernhardsen (1997) pekte i sin undersøkelse på at residualene i hans undersøkelse ikke var normalfordelte, og derfor at resultatene i hans standard UIP regresjoner for enkeltland ikke var gyldige. I min undersøkelse fant jeg den samme utfordringen for UIP regresjonen for endringene i NOK/USD mot rentedifferansen mellom Nibor og USD Libor (se appendiks 3).

Både Froot og Thaler (1990) og Korsvold(2000) pekte på at kanskje var ikke investorene i valutamarkedene risikoaverse. Derfor kan det ha eksistert risikopremier i markedet. I min undersøkelse antar også jeg risikonøytrale investorer og derfor fravær av risikopremier. Denne forenklingen av virkeligheten kan ha ført til at de fleste UIP analyser som har forutsatt denne antagelsen faktisk har gjort verden enklere enn det den egentlig er. Hvorfor skulle ikke investorer, spesielt i valutamarkedene, kreve et risikotillegg for sine investeringer i valutamarkedet som det er knyttet så mye usikkerhet/risiko til? Denne argumentasjonen setter derfor også spørsmålsteget ved investorers risikonøytralitet.

Feilledet i likning (6) som jeg har benyttet for å analysere UIP, kan derfor være større enn null, enten på grunn av at det eksisterer risikopremier i markedet, og/eller at forventningene til aktørene i markedet ikke er rasjonelle med tanke på endringer i valutakursene. Rasjonelle forventninger om fremtidig valutakurs er en antagelse som må gjøres, for at UIP skal kunne

testes i likning (6) når man ikke har data for forventninger om fremtidig valutakurs. Også denne forenklingen kan ha gjort at UIP har blitt vanskelig å forklare korrekt. For aktørene i markedet vil det være i beste fall vanskelig å ha perfekte rasjonelle forventninger hvis man tenker på alle mulige variabler som kan påvirke valutamarkedet, selv om rasjonelle forventninger blir knyttet til et gjennomsnitt over tid. Problematikken med risikopremier og ikke rasjonelle forventninger har blitt undersøkt av Chaboud og Wright (2003) og gjelder også min undersøkelse av UIP. Grunnen til dette er de negative koeffisientene foran rentedifferansen som gjør at UIP ikke holder.

Negative koeffisienter foran rentedifferanser og den tilhørende appresieringen av valutaen med høyest rente har også blitt knyttet til læringsproblemer. Lewis (1989) undersøkte dette med tanke på de negative estimatene for UIP. Negative estimater ble knyttet til læringsproblemer ved omlegging av pengepolitikken i et land. I min undersøkelse av UIP var det en slik omlegging fra og med 1999m1. For nærmere forklaring se brudd i tidsserier i metodedelene. Jeg fant imidlertid at denne pengepolitiske omleggingen ikke hadde effekt på mine regresjoner ved at det ikke var brudd, men det kan ha tatt tid før aktørene i valutamarkedet lærte det nye regimet å kjenne. Læringsproblemer kan i dette perspektivet forklare midlertidige avvik fra UIP. Problemet er at samtlige undersøkelser omtrent uten unntak har funnet at majoriteten av koeffisientene foran rentedifferansene har vært negative. Derfor er det grenser for hvor lenge et læringsproblem kan eksistere, og jeg ser det som lite sannsynlig at mine negative rentedifferanser først og fremst skyldes læringsproblemer.

Tidligere undersøkelser av UIP har vist at rentedifferansen i undersøkelsene ikke er stasjonære. Dette gjelder også min undersøkelse, selv om den første ADF-testen indikerer at renteseriene er stasjonære. De to andre stasjonaritetstestene viste at det er liten grunn til å tro at renteseriene er stasjonære. Derfor kan det med stor sannsynlighet fastslås at UIP regresjonene i denne oppgaven er spuriøse. Denne problemstillingen er etter alt å dømme vanlig i regresjonsanalyser med hensyn på om UIP holder i følge Matros og Weber (2010). Derfor skiller ikke mine resultater seg fra tidligere analyser, fordi hvis UIP skal analyseres med likning (6), begrenser dette de økonometriske modellene en kan bruke. Samtidig er det ikke så mye å få gjort med at rentedifferansene ikke er stasjonære, en mulighet ville vært å bruke variablene som inngår i UIP på differanseform. Problemet da hadde blitt at man regreserer endringene i valutakursen på endringene i rentedifferansen og ikke endringene i valutakursen på rentedifferansen mellom to lands pengemarkedsrenter.

En annen ting som er underforstått for at UIP skal holde, er at det må finnes et langtidsforhold mellom to lands pengemarkedsrenter. Sagt på en annen måte må rentene i en UIP regresjon være kointegrerte. Dette er den eneste måten det kan eksistere et forhold som gjør at valutaen til landet med den laveste renten kan appresiere. Kointegrasjonstesten i tabell 4 viste imidlertid at det ikke var noe kointegrasjons forhold mellom Nibor og de andre pengemarkedsrentene. Derfor eksisterer det ingen langtidsmekanisme innenfor UIP rammeverket med forutsetningene jeg har tatt, som fører valutakursen tilbake til likevekten som er illustrert i teoridelen i denne oppgaven. I praksis vil pengepolitikken til en sentralbank kunne endre kronekursen hvis den ble for sterk. Dette kunne for eksempel bli gjort ved å endre styringsrenten som ville ha påvirkning på pengemarkedsrenten.

Dette beskriver en mismatch mellom den økonomiske teorien for UIP og den økonometriske teorien når ligning (6) testes med hensyn på om UIP holder. Sett i dette perspektivet er problemet med ikke-stasjonære tidsserier logisk selv om det bryter med økonometriske regler. De negative koeffisientene foran rentedifferansene i mine regresjoner av UIP kan ikke bli forklart av kun denne mismatchen. Rådataene er som de er, man kan alltid prøve å manipulere dem til å bedre forklare teorien man vil bekrefte. Velges denne veien vil imidlertid resultatet endres på en slik måte at resultatet ikke på best mulig måte forklarer virkeligheten slik den er. De negative koeffisientene skyldes derfor at i den virkelige verden fører positiv rentedifferanser til at de landene som har høy rente, også ofte får en appresierende valuta, og derfor bryter virkeligheten med den økonomiske teorien om UIP. UIP er derfor kanskje mest egnet som et akademisk hjelpemiddel som egner seg best på skolebenken. Dette betyr imidlertid ikke at UIP i perioder kan ha noe for seg. Hvis UIP ikke holder på lang sikt, vil det skape muligheter for «carry trade» strategier. Det vil si at man låner i lavrentevalutaen og investerer i høyrentevalutaen, i håp om at ikke endringene i valutakursen over investeringsperioden spiser opp rentegevinsten en får på investeringsvalutaen. Slike «carry trade» muligheter vil fort utnyttes, og valutakursen vil derfor vende tilbake til likevekt.

UIP viste seg å ikke holde ved at positive rentedifferanser skulle bli etterfulgt av en depresierende NOK i forhold til valutaene den ble testet mot. Dette åpnet muligheten for å undersøke avvikene fra UIP. Fordi UIP ikke holdt, kunne dette ha ført til positiv avkastning ved å finansiere i USD, GBP, JPY, CHF og SEK for så å investere i NOK. I denne delen av undersøkelsen har jeg derfor hatt perspektivet til investorer som har sett NOK som en utenlandsk valuta. Derfor har USD, GBP, JPY, CHF og SEK vært hjemlig valuta i denne delen analysen. Appendiks 2 viser grafene og utviklingen ved å finansiere i USD, GBP, JPY,

CHF og SEK for så å investere i NOK til norsk rente. Investeringer i NOK ved å finansiere med lån enten i SEK eller GBP har gitt en avkastning som er svært nære null (se appendiks 2 b og e). Finansiering i GBP og investering i NOK viste seg i å generere store perioder med tap. Derfor ville det vært bedre å finansiere i NOK og investere i GBP. Dette ville sannsynligvis gitt perioder som genererte avkastning. Ved å investere i NOK ved å finansiere i enten USD, JPY eller CHF ville alle generert perioder med positive og negative avkastninger (se appendiks 2 a, c og d). I forhold til disse valutaene har rentedifferansen og valutakursendringene begge bidratt til en positiv avkastning. NOK kan derfor i perioder ha fremstått som et godt investeringsobjekt spesielt i forhold til USD. Rent teoretisk kan NOK ha appresiert ved at investorer har kjøpt NOK på grunn av at den til tider har fremstått som en god investering. Det er imidlertid en ting som taler mot dette. Det er at NOK av mange blir ansett som en lite likvid valuta. På den annen side er staten Norge i en finansiell særstilling i forhold til andre stater. Den finansielle posisjonen kan fremstå som betryggende på investorer som er risikoaverse. Og hvis det går godt økonomisk ellers i verden, er sannsynligheten for at det går enda bedre i Norge stor. Derfor kan NOK i tiden før finanskrisen ha gitt gode investeringsvilkår for investorer som ville utnytte at blant annet UIP ikke holdt.

7. Konklusjon

Denne oppgaven har fokusert på å analysere om rentedifferansene mellom Nibor og de valgte pengemarkedsrentene ble etterfulgt av de forventede endringene i valutakursen i forhold til UIP. Dette ble gjort ved å regresere endringer i de ulike valutakursene på rentedifferansen mellom de aktuelle pengemarkedsrentene for hvert valutapar. Samtidig innebar dette å kontrollere for stasjonaritet i variablene som ble benyttet. Det viste seg at ting kunne tyde på at rentedifferansene ikke var stasjonære og at det ikke var kointegrasjon mellom Nibor og pengemarkedsrentene. Dette var også forventet og er et kjent fenomen for analyser av UIP. Selve regresjonen av UIP ble gjort med Newey-West standardavvik for å ta hensyn til heteroskadistet og seriekorrelasjon.

4 av 5 koeffisienter foran rentedifferansen var signifikant mindre enn 1 på 5% signifikansnivå og negative. Jeg kan ikke forkaste nullhypoteser om at koeffisienter foran rentedifferansene er lik -1 på 5% signifikansnivå. Den ene rentedifferansen som var positiv hadde standardavvik av en såpass stor størrelse at det gjorde det vanskelig å forkaste noen form for hypotese. Derfor holdt ikke UIP for noen av regresjonen i min UIP analyse. Ikke stasjonaritet gjør at resultatene fra UIP analysen må tolkes med forsiktighet i forhold til implikasjoner fra analysen. Det analysen tyder på er at NOK har appresiert mot de utenlandske valutaene med unntak mot JPY. Dette selv om rentedifferansen har vært positiv. Derfor kan det se ut som om NOK kan være et godt investeringsobjekt for investorer som vil tjene på rentedifferansen mellom to valutaer og at valutaen med den høyeste appresierer. Dette er muligens et funn som gjelder i perioder der det ikke er finansielle kriser, men heller i normale økonomiske tider. Min analyse består av en normalperiode uten de store økonomiske krisene hvis man sammenligner kriser med spekulasjonsangrepene i desember 1992 og finanskrisen høsten 2008. Avvikene fra UIP viser seg å kunne generere muligheter for investorer til å tjene avkastninger ved å investere i NOK. Grafene i appendiks 2 viser imidlertid at dette ikke gjelder for alle valutaer. Det er også knyttet usikkerhet til slike investeringer fordi det er lange perioder der en investering i NOK vil gi negativ avkastning.

I den virkelige verden er ikke ting så lett på grunn av transaksjonskostnader, risikopremie og risikoaverse investorer blant annet. På den andre siden i denne oppgavens forenklete verden, tyder resultatene på at NOK appresierer selv om rentedifferansen er positiv. Gjennomsnittet for alle koeffisientene foran rentedifferansene er -0,6022 i min analyse av UIP, mens Froot finner at gjennomsnitt i 75 forskjellige undersøkelser er -0,88. Ut i fra dette er ikke resultatene

i min undersøkelse så spesielle. Det er samtidig få som har analysert UIP kun med NOK målt mot andre valutaer.

Begrensninger ved resultater er knyttet til problematikken jeg allerede har påpekt flere ganger med stasjonaritet og kointegrasjon. Enhver økonomiske teori også UIP er bygd opp med forenklinger av virkeligheten. Og UIP er kanskje veldig naiv i forhold til å forklare endringer i valutakursen, til dette trenger man flere variabler.

En retning å følge videre er å gå videre med å undersøke kointegrasjon. Samtidig tror jeg det er lurt å bruke flere variabler slik at man ser UIP som en del av en større sammenheng. UIP vil komme bedre til sin rett i en regresjon sammen med oljepris og kjøpekraftsparitet som til sammen bedre forklarer endringer i valutakursen. «Carry trade» kan også forklare avvik fra UIP. En annen ting som er aktuelt i forhold til UIP, er å knytte UIP opp mot reaksjonsfunksjoner som sentralbanker benytter. Sentralbanker vil en gang reagere på høy valutakurs ved å endre renten. Dette vil ha gjennomslag både på pengemarkedsrenten og valutakursen. En spennende videreføring av UIP analyser bør kanskje derfor bygge videre på arbeidet til Matros og Weber (2010), samt andre forskere som har gått i denne retningen.

Litteraturliste

Bernhardsen, T.(1997). A test of uncovered interest parity for ten European countries based on bootstrapping and panel data models. *Arbeidsnotat*, 9. Lokalisert 17. april 2013 på <http://www.norges-bank.no/en/about/published/publications/working-papers/1997/a-test-of-uncovered-interest-rate-parity-for-ten-european-countries-based-on-bottstrapping-and-panel-data-models-/>

Burnside, M.K., Nagel, S. & Pedersen, L.H. (2009). Carry Trades and Currency Crashes. *The National Bureau of Economic Research (NBER) Working paper series*. Lokalisert 4. juli 2013 på <http://pages.stern.nyu.edu/~lpederse/papers/CarryTradesCurrencyCrashes.pdf>

Chaboud, A.P., & Wright, J.H.(2003).Uncovered interest parity: It works, but not for long. *Board of Governors of the Federal Reserve System*. Lokalisert 15. mars 2013 på <http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons/chaboud%20wright%20on%20uip%20may%2003.pdf>

Chinn, M.D. (2006). The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. Lokalisert 23. April 2013 på http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/partialrehabilitation_JIMF2006.pdf

Chinn, M., & Guy, M. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Staff Papers*, 51 (3), 409-430.

Chinn, M.D., & Quayyum, S. (2012). Long horizon uncovered interest parity Re-assessed. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper Series*, Working Paper 18482.

Dickey, D.A., & Fuller, W.A.(1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Lokalisert 3.juni 2013 på <http://www.deu.edu.tr/userweb/onder.hanedar/dosyalar/1979.pdf>

Fama, E.F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*. Lokalisert 9.april 2013 på <http://www.econ.umn.edu/~bajari/metricsf06/fama84.pdf>

Flood, R.P., & Rose A.K. (2001). Uncovered interest parity in crises: The interest rate defence in the 1990`s. *IMF working paper*, 01 (207).

Froot, K.A., & Thaler, R.H.(1990). Anomalies Foreign Exchange. Lokalisert 28. Mars 2013 på <http://faculty.chicagobooth.edu/Richard.Thaler/research/pdf/foreign%20exchanger.pdf>

Froot, K.A.(1990).Short rates and expected asset returns. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper Series*, Working Paper 3247.

Heij, C., Boer, P.de Frances, P.H. Kloek, T. van Dijk, H.K. (2004). *Econometric methods with Application in Business and Economics*. New York: Oxford University Press.

Juselius, K. (1995). Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model. *Journal of Econometrics*, 69(30), 211-240.

Korsvold, P.E.(2000). *Valutastyring (2.utg.)* Oslo: J.W Cappelens Forlag

Lewis, K.K.(1994). Puzzels in international financial markets. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper Series*, Working Paper 4951.

Luthian, J.R., & Wu, L. (2003). Uncovered interest parity over the past two centuries. Lokalisert 24. april 2013 på http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=585462

Levich, R.M. (2001). *International financial markets: Prices and policies (2.utg.)*. New York: McGraw –Hill.

Matros, P., & Weber, E.(2010). Non-Stationary Interest Rate Differentials and the Role of Monetary Policy. *University of Regensburg Working Papers in Business, Economics and Management Information Systems*. Nr 450.

Norges Bank.(2001). Inflasjonsmål-hvordan settes renten. Lokalisert 13. mai 2013 på <http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/artikler-og-kronikker/art-2001-05-29html/>

Sarno, L.(2005). Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: Where do we stand. *Financial Econometrics Research Centre Working Paper Series*, Working Paper 05(11).

Stock, J.H., & Watson, M.M. (2012). *Introduction to econometrics* (3.utg.). Essex: Pearson Education Limited.

Sydsæter, K. & Hammond, P.(2008). *Essential Mathematics for Economic Analysis* (3rd edition.). Essex: Pearson Education Limited.

Taylor, M.P.(1995). The economics of exchange rates. Lokalisert 4.mai 2013 på http://www.nikolaynenovsky.com/uploads/file/UNSS_IF/taylor.pdf

Vale, P.H.(2010).*Makroøkonomi: Har vi kontroll på utviklingen?*. Oslo: Abstrakt Forlag.

Wang, P.(2008). *Financial econometrics* (2nd edition.). Lokalisert 7.februar 2013 på http://shr.receptidocs.ru/docs/5/4500/conv_1/file1.pdf

Wooldridge, J.M. (2009). *Introductory econometrics: A modern approach* (4.utg.). South-Western Cengage Learning.

Data

Norges Bank.(udatert). Månedlige Valutakurser. Hentet fra:

www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/valutakurser (11.03.2013)

Sveriges Riksbank.(udatert). Stibor 1 måned. Hentet fra:

www.riksbanken.se/sv/Rantor-och-valutakurser/Sok-rantor-och-valutakurser/ (11.03.2013)

Datastream.(udatert). Libor og Nibor renter. (11.03.2013)

Federal Reserve Bank of ST.Louis.(udatert). Valutakurser.

research.stlouisfed.org/fred2/42ategories/15 (15.05.2013)

Bank of England.(udatert). Valutakurser.

www.bankofengland.co.uk/boeapps/iadb/Index.asp?forst=yes&SectionRequired=I&HideNumbers=-1&ExtraInfo=true&Travel=NIx (15.05.2013)

Appendiks 1: Økonometriske forutsetninger:

TS 1` Linearity and weak dependence:

Den stokastiske prosessen er stasjonær og dermed også svakt avhengig $\{(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t) : t=1, 2, \dots, n\}$ følger en lineær modell:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t$$

,hvor $\{u_t : t = 1, 2, \dots, n\}$ er sekvensen av feilleddene. n er antall observasjoner (tidsperioder).

TS 2` No perfect collinearity: I sampelet og dermed i den underliggende tidsserien er ingen uavhengige variabler konstante eller en perfekte lineær kombinasjon av hverandre.

TS 3` Zero conditional mean: De uavhengige variablene $(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk})$ er eksogene: $E(u_t | x_t) = 0$. Feilleddet u_t må ha et ubetinget gjennomsnitt lik null og være ukorrelert med hver x_{tj} . $E(u_t) = 0$, $\text{Cov}(x_{tj} | u_t) = 0$, $j=1, \dots, k$.

Under TS1`-TS 3` Consistency of OLS: OLS estimatorene går mot den sanne populasjonsverdien når datasettet økes uendelig. OLS estimatorene trenger ikke nødvendigvis å være «unbiased».

(11) TS 4` Homoskedastisity: $\text{Var}(u_t | x_t)$

Heteroskedastisitet bryter med antagelsen om at feilleddene i en tidsserieregresjon skal ha konstant varians, altså skal feilleddene være homoskedastistiske.

(12) TS 5` Ingen seriekorrelasjon: For alle $t \neq s$, $E(u_t, u_s | x_t, x_s) = 0$

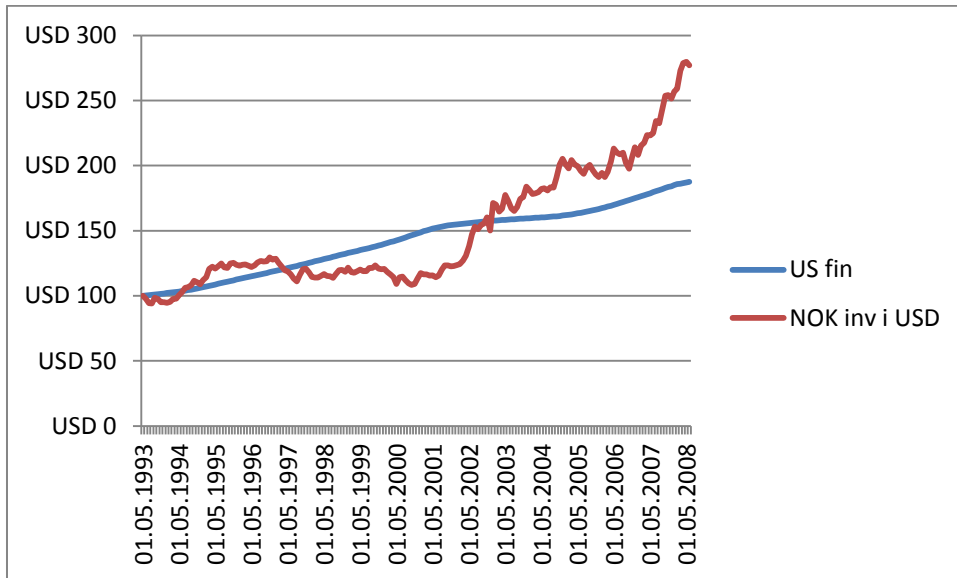
Seriekorrelasjon betyr at feilleddene i en regresjonslikning er korrelerte over ulike tidsperioder og bryter med antagelsen om at det ikke skal være seriekorrelasjon.

Heteroskedastisitet i en regresjon med tidsserie data fører til at standardavvikene, t -statistikken og F -statistikken blir ugyldig, koeffisientene endres ikke. Dette vil også være tilfellet hvis feilleddene i en tidsserieregresjon er seriekorrelerte.

Teorem om Normalitet: Hvis TS 1`-TS 5` holder, er OLS estimatorene normalfordelt. Derfor er t -statistikken, F -statistikken og LM -statistikken gyldig og kan benyttes for å teste hypoteser fra en regresjon med tidsseriedata (Wooldridge, 2009).

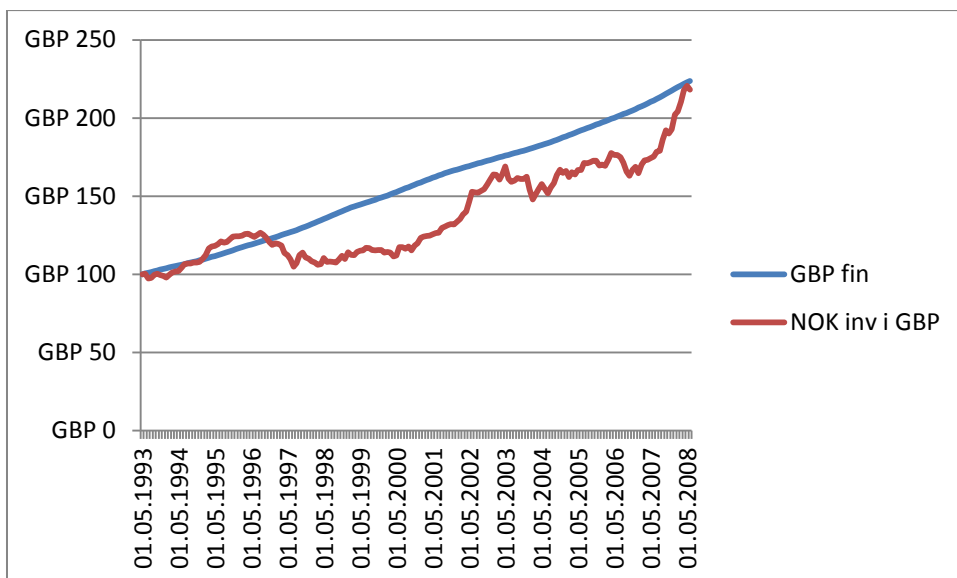
Appendiks 2: Lånefinansiere/Investering.

a)



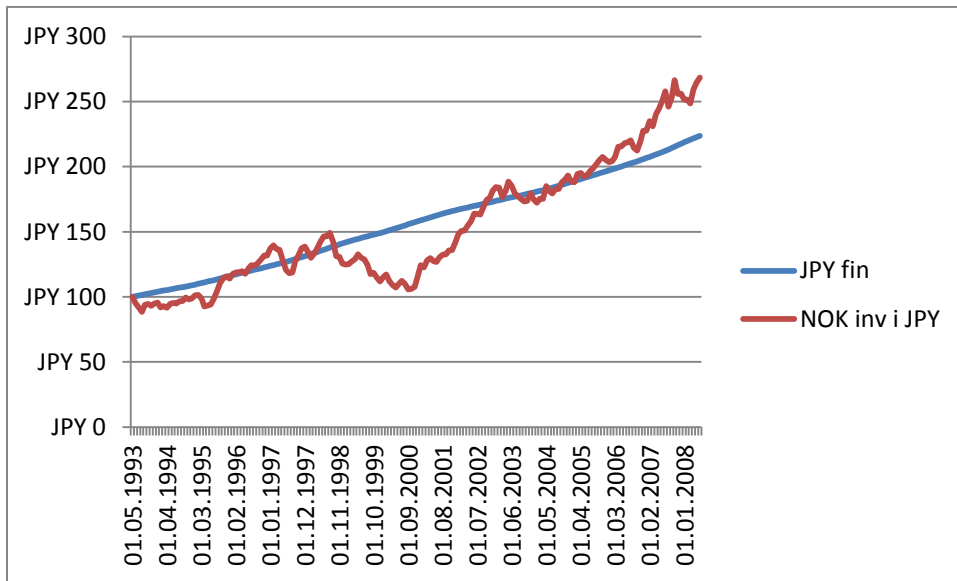
*US fin= finansiering i USD. NOK inv i USD= USD investert i NOK for så å ha blitt vekslet tilbake til USD etter hver måned.

b)



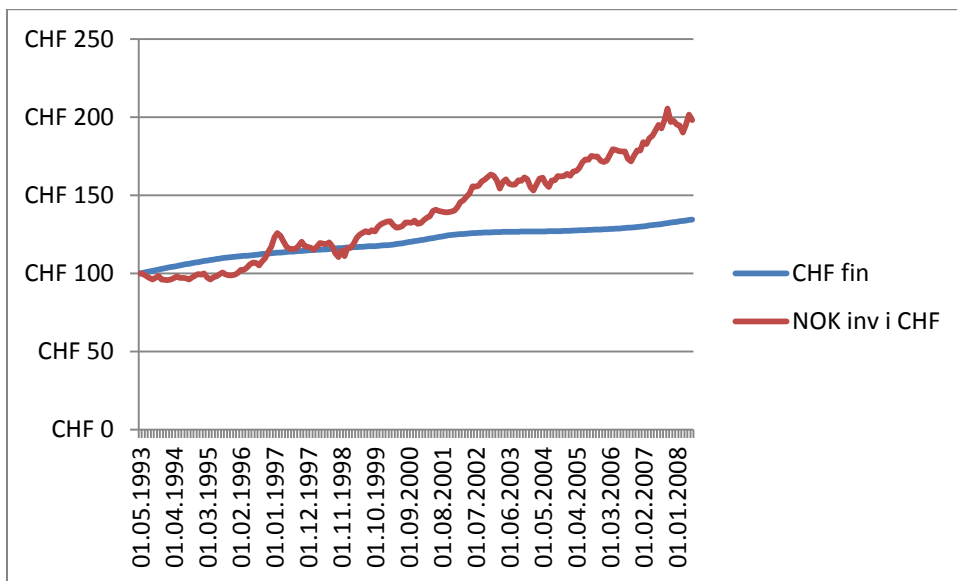
*GBP fin= finansiering i GBP. NOK inv i GBP= GBP investert i NOK for så å ha blitt vekslet tilbake til GBP etter hver måned

c)



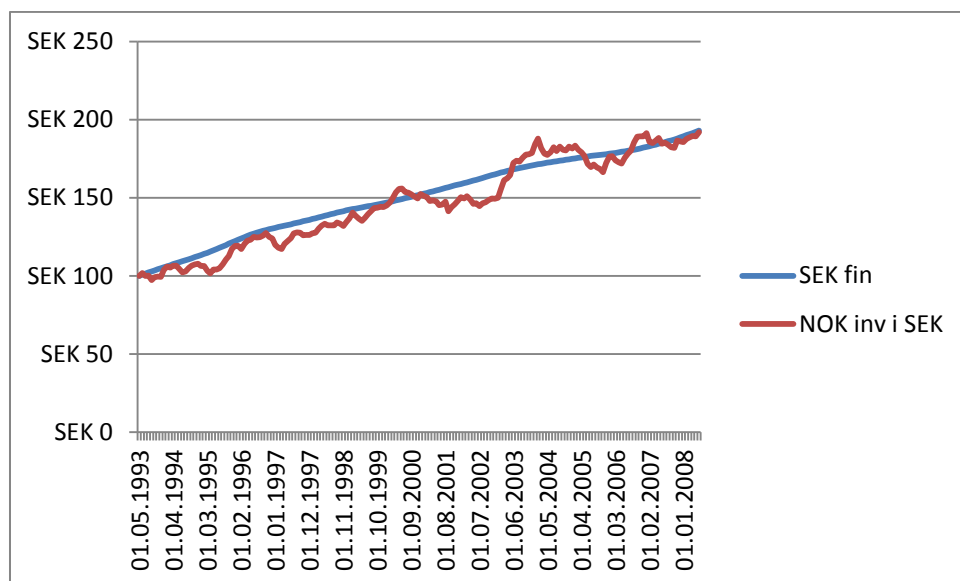
*JPY fin= finansiering i JPY. NOK inv i JPY= JPY investert i NOK for så å ha blitt vekslet tilbake til JPY etter hver måned

d)



*CHF fin= finansiering i CHF. NOK inv i CHF= CHF investert i NOK for så å ha blitt vekslet tilbake til CHF etter hver måned

e)



*SEK fin= finansiering i SEK. NOK inv i SEK= SEK investert i NOK for så å ha blitt vekslet tilbake til SEK etter hver måned

Grafene viser 100 USD, GBP, JPY, CHF og SEK konvertert til NOK og investert til norsk rente. Hver måned er sluttbeløpet konvertert tilbake til USD, GBP, JPY, CHF og SEK. Dette beløpet er så konvertert og reinvestert i NOK enda en måned. Denne prosessen gjentas hele utvalgsperioden til 2008m5. Dette forklarer de røde linjene i grafene.

De blå linjene er 100 USD, GBP, JPY, CHF og SEK investert i hver av disse landene til de respektive pengemarkedsrentene.

Forholdet mellom de røde og de blå linjene i hver graf kan derfor tolkes som avkastningen på en «carry trade» posisjon i USD, GBP, JPY, CHF og SEK. Finansieringsvalutaene er da angitt med de blå linjene, og investeringsvalutaen (NOK) er angitt ved de røde linjene i hver graf.

Appendiks 3: Normalfordelte residualer.

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r1	181	0.97714	3.127	2.610	0.00453

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r2	181	0.99048	1.303	0.605	0.27251

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r3	181	0.99066	1.278	0.561	0.28728

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r4	181	0.99426	0.785	-0.555	0.71044

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r5	181	0.99424	0.787	-0.547	0.70783

r1, r2, r3, r4 og r5 er residualene i de ulike regresjonene av UIP i tabell 5. Hvis $\text{Prob}>0,05$, beholdes nullhypotesen for at residualene er statistisk normalfordelte på 5 % signifikansnivå.