

NHH



NORGES HANDELSHØYSKOLE
Bergen, Høst 2019

Udekket renteparitet med utgangspunkt i euro og lange renter

- En empirisk analyse i perioden 2000 til 2018

Henriette Andersen og Katarina Annfinsen

Veileder: Jan Tore Klovland

Masterutredning i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

FORORD

Denne masteroppgaven markerer slutten på master i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole, og ble gjennomført høsten 2019.

Vi valgte hovedprofil i finansiell økonomi med fag innenfor makroøkonomi og finansmarkeder. Et av temaene som jevnlig har blitt tatt opp i de ulike fagene var renteparitet, og hvordan denne brukes i ulike sammenhenger som for eksempel i å predikere valutakursen. Interessen falt på å undersøke hvordan teoriene har holdt i ettertid da dette er noen sentrale teorier innenfor økonomien. Det har vært fokus på at renteparitet ikke holdt i særlig grad etter 1990-tallet, og dette var noe vi ønsket å se nærmere på og fordype oss mer om dette tema. Ut i fra dette oppstod problemstillingen:

Hvor godt har udekket renteparitet holdt fra 2000 og frem til 2018?

Motivasjonen bak oppgaven har vært å tilegne seg mer kunnskap om et sentralt tema som man treffer på i ulike sammenhenger. Arbeidet har vært svært omfattende da det har blitt innhentet store mengder data og informasjon. Til tross for dette har det likevel vært svært læringsrikt både faglig, men også med hensyn til arbeidsmetode. Vi var raskt i gang med flere idéer til oppgaven, og har jobbet jevnt, strukturert og målrettet gjennom hele semesteret.

Vi vil rette en stor takk til vår veileder, Jan Tore Klovland, med gode innspill, tips og råd. Vi vil også takke til Odin Fond, Skagen fondene og Pareto Securities for å besvare våre spørsmål i henhold til valuta- og rentemarkedet i dag, samt fremtidige utfordringer. Til slutt vil vi rette en stor takk til Holberg Fondene som seg tid å til å prate med oss og tilegne oss mer kunnskap om faktorer som er viktige for finansmarkedet, men som det ikke er like mye fokus på. Gjennom dette har vi kunnet se ting i større perspektiv og gjennom øynene til de som jobber med slikt daglig.

Bergen

20/12-2019

Henriette Andersen & Katarina Annfinsen

SAMMENDRAG

Denne oppgaven er bygd opp rundt teori og anvendelse av renteparitet. Vi starter med en kort gjennomgang av dekket og udekket renteparitet og tidligere forskning knyttet til disse teoriene. I forhold til tidligere forskning vil artikkelen til Chinn og Meredith (2004) være sentral i denne oppgaven og da med hensyn til udekket renteparitet som er hovedfokuset. Udekket renteparitet er en teori som forklarer endringer i valutakurser som bestemmes av rentedifferanser og forventninger om fremtidig valutakurs. Dette er et spennende emne av den grunn at den brukes i flere sammenhenger, blant annet makroøkonomiske modeller for å predikere valutakurs. I praksis har teorien holdt dårlig, spesielt etter 1990-tallet. Avvik fra denne teorien vil kunne gi investorer mulighet til å tjene penger på at valutamarkeder ikke er likevekt, og dermed ønsket vi selv å undersøke dette ved bruk av nyere data og tidsperiode.

Undersøkelsesperioden er fra 2010 til 2018 da vi ønsket å teste hvordan udekket renteparitet har holdt etter 1990. Vi vil analysere med hensyn til det tyske markedet, dermed sammenligne renter og valuta i Tyskland med renter og valuta i Norge, USA, Storbritannia, Canada, Sveits og Japan. Landene er valgt på bakgrunn av hvor likvide og sentrale markedene er i verdensøkonomien.

I analysedelen har vi testet de lange rentene mot den velkjente formelen for udekket renteparitet, og på basis av dette kommet frem til en konklusjon om at udekket renteparitet ikke har holdt så godt på 10-års obligasjoner. 10-års statsobligasjoner holder bedre om man tester i forkant og etterkant av perioden som er preget av store rentedifferanser og høy volatilitet i VIX-indeksen. Den holder derimot bedre på 3- og 5-års obligasjoner. Vi har også testet for udekket renteparitet ved å inkludere et ekstra ledd i likningen, VIX-indeksen. VIX-indeksen har vi inkludert med det formålet om å teste for om høyere volatilitet i markedet skaper risikopremie som investorene kan tjene på og dermed skape avvik fra udekket renteparitet. Dette har gitt oss verdier som er i større grad forenelig med udekket renteparitet.

Årsaker til hvorfor udekket renteparitet har holdt noe dårligere for vår periode sammenlignet med Meredith og Chinn sin, spesielt i forhold til 10 års statsobligasjoner, kan skyldes at tidsperioden vår er preget av flere finansielle uroperioder, dermed vil investorer flykte til trygge havner, som vil være en faktor som trekker de lange rentene ned. Samtidig som vår periode er preget av endringer i forhold til pengepolitikken i landene vi undersøker.

Innholdsfortegnelse

1.0 INNLEDNING	7
1.1 OPPBYGGING AV OPPGAVEN.....	8
2.0 OVERORDNET TEORI	8
2.1 VALUTAKURSER.....	8
2.1.1 AKTØRER I VALUTAMARKEDET.....	10
2.2 RENTER.....	10
2.3 RENTEPARITET.....	11
2.3.1 Dekket renteparitet.....	13
2.3.2 Udekket renteparitet.....	14
3.0 TIDLIGERE FORSKNING	15
3.1 HVOR GODT HOLDER DEKKET RENTEPARITET I PRAKSIS?.....	15
3.2 HVOR HOLDBAR ER UDEKKET RENTEPARITET?.....	16
3.2.1 Korsvold (2000).....	17
3.2.2 Flood & Rose (2001).....	17
3.2.3 Lothian (2015).....	18
3.2.4 Chinn og Meredith (2004).....	19
3.2.5 Oppsummering: Fellestrekk og avvik.....	21
4.0 RISIKO I FINANSMARKEDER	21
4.1 FINANSIELL RISIKO.....	22
4.2 POLITISK RISIKO.....	23
4.3 ØKONOMISK RISIKO.....	23
4.4 VIKTIGE HENDELSER I NORSK OG INTERNASJONAL ØKONOMI 2000-2018.....	23
4.4.1 IT-krisen.....	23
4.4.2 Finanskrisen.....	24
4.4.3 Statsfinansiell krise.....	24
4.4.4 Kina-frykt.....	25
4.4.5 Brexit.....	25
4.4.6 Handelskrigen.....	26
4.5 OPPSUMMERING:.....	26
5.0 DATA OG METODE	27
5.1 PRESENTASJON AV DATA.....	27
5.1.1 Utvelgelse av land.....	27
5.1.2 Konstruksjon av datasettet.....	29
5.2 ANALYSE AV DATAENE.....	29
5.2.1 Kursutviklingen for euro.....	29
5.2.3 Sammenheng mellom norske og tyske renter.....	32
5.2.4 Renteutviklingen i forhold til viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi.....	32
6.0 ØKONOMETRISK METODE	34
6.1 STASJONÆR OG IKKE-STASJONÆR TIDSSERIE.....	34
6.2 TESTMETODE FOR STASJONARITET: DICKEY-FULLER OG AUGMENTED DICKEY-FULLER.....	35
6.3 TESTMETODE FOR KOINTEGRASJON.....	36
6.4 TESTMETODE FOR BRUDD.....	37
6.5 TESTMETODE FOR UDEKKET RENTEPARITET.....	37

7.0 EMPIRISK ANALYSE	38
7.1 TEST FOR STASJONARITET	39
7.2 TEST FOR KOINTEGRASJON	40
7.3 TEST AV UDEKKET RENTEPARITET (10-, 5- OG 3-ÅRS OBLIGASJONER)	41
7.4 TEST AV UDEKKET RENTEPARITET OG BRUDD.....	45
7.6 TEST AV UDEKKET RENTEPARITET MED VIX-INDEKS.....	48
7.7 OPPSUMMERING AV RESULTATENE	51
7.8 SAMMENLINING AV RESULTATER MED MEREDITH & CHINN	52
8.0 ANALYSE AV RESULTATENE	54
8.1 POLITISK RISIKO	54
8.2 RISIKOPREMIE	55
8.3 FAST INFLASJONSMÅL.....	56
8.4 ANALYSEFEIL	57
9.0 UDEKKET RENTEPARITET- VIKTIG, MEN LITE EMPIRISK TESTET	57
9.1 HVOR GODT VIL DEN HOLDE FREMOVER?.....	60
10.0 KONKLUSJON	61
11.0 KILDER	63
12.0 APPENDIKS	67

Grafliste

Graf 1: Kursutviklingen for euro.....	30
Graf 2: Rentedifferanser.....	31
Graf 3: Norske og tyske 10-års obligasjonsrenter.....	32
Graf 4: Viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi.....	33
Graf 5: Utviklingen i VIX-indeksen i perioden 2000-2018.....	45
Graf 6: Graf over forventet valutakurs av Norges Bank.....	58

Tabelliste

Tabell 1: Illustrasjon av renteparitet.....	12
Tabell 2: Testresultater Meredith & Chinn 10-års statsobligasjoner	20
Tabell 3: Testresultater Meredith & Chinn 5-års statsobligasjoner	21
Tabell 4: Variabler brukt i datasettet.....	29
Tabell 5: ADF-test av valutakursendringer (2000-2018).....	39
Tabell 6: ADF-test av rentedifferanser (2000-2018)	40
Tabell 7: Trace-verdier fra Johansens kointegrasjonstest for obligasjonsrenter.....	41
Tabell 8: Udekket renteparitet i forhold til 10 års statsobligasjoner.....	42

Tabell 9: Udekket renteparitet i forhold til 5 års statsobligasjoner.....	43
Tabell 10: Udekket renteparitet i forhold til 3 års statsobligasjoner.....	44
Tabell 11: Udekket renteparitet med brudd og 10 års statsobligasjoner.....	46
Tabell 12: Udekket renteparitet med VIX-indeks og 10 års statsobligasjoner.....	48
Tabell 13: Udekket renteparitet med VIX-indeks og 5 års statsobligasjoner.....	50
Tabell 14: Udekket renteparitet med VIX-indeks og 3 års statsobligasjoner.....	51
Tabell 15: Sammenligning av resultat med analysen til Meredith & Chinn 10 år.....	53
Tabell 16: Sammenligning av resultat med analysen til Meredith & Chinn 5 år.....	53

1.0 Innledning

Renteparitet, som består av udekket og dekket renteparitet, har over lengre tid vært en av “naturlovene” i økonomien. Den gir oss en teoretisk sammenheng mellom valutakursen og renter mellom ulike land. Pariteten sier at renteforskjeller mellom land skal veies opp gjennom ugunstig valutakursutvikling, og dersom denne holder så skal det altså ikke være mulig å tjene penger i valutamarkedet; verken gjennom spekulasjon eller arbitrasjevirkosomhet. Likevel har det vært mye fokus på at udekket renteparitet ikke har vist seg å være gjeldende etter 1990-tallet. Denne uttalelsen, samt at spekulasjon har lenge vært ansett som den største aktiviteten i valutamarkedet gjorde at vi ønsket å undersøke hvordan renteparitet holder i praksis. På bakgrunn av dette har vi valgt følgende problemstilling:

Hvor godt holder udekket renteparitet mellom 2000-2018 på lange renter?

Vi vil i denne oppgaven kun undersøke hvordan udekket renteparitet har holdt, da dekket renteparitet ikke lar seg teste i praksis ettersom denne typen krever terminkursen til enhver tid i framtiden. I forhold til lange renter benytter vi 3-, 5- og 10- årlig statsobligasjonsrente. Videre vil analysen gjort av Chinn & Meredith 2004 bli vektlagt i stor grad, og vi vil benytte samme regresjonsanalyse for å undersøke om våre resultater leder frem til samme resultat som deres.

Undersøkelsesperioden fra 2000 til 2018 vil være i forhold til land som Tyskland, Storbritannia, Sveits, Canada, USA, Japan og Norge. Ankerlandet vil være Tyskland, som gjør at vi vil teste denne teorien i forhold til euro. Valg av land faller på Tyskland da de har et likvid obligasjonsmarked som også påvirker norske renter i stor grad. Det hadde vært interessant å undersøke hvordan renteparitet har holdt i Norge, men ettersom vi har et lite og illikvid obligasjonsmarked lar det seg ikke gjøre. Dermed er Tyskland et godt utgangspunkt for Norge da det tidligere har vært anslått at lange rentene beveger seg noenlunde likt mellom disse to landene. Tyske lange renter blir videre påvirket av de amerikanske igjen, som gjør at vi får sett renteutviklingen i en større sammenheng.

Vår undersøkelsesperiode er preget av flere hendelser som har bidratt til finansiell uro. Det er dermed naturlig at vi undersøker renteutviklingen og valutautviklingen under disse hendelsene. Dette gjør vi for å se om dette kan ha effekt på holdbarheten av udekket renteparitet.

1.1 Oppbygging av oppgaven

Avhandlingen er disponert på følgende måte: I **kapittel 2** vil det drøftes valuta, renter og renteparitet. Sistnevnte er hovedtemaet for denne oppgaven. I **kapittel 3** vil vi gå inn på hva som er blitt gjort av tidligere forskning i forhold til renteparitet og hva disse har konkludert med.

I **kapittel 4** skal vi gjennomgå finansiell-, politisk og økonomisk risiko for å se hvor sentralt dette er i forhold til renter og valutaer. Vi vil videre knytte dette opp mot undersøkelsesperioden vår for å se om dette kan ha hatt innvirkning på udekket renteparitet.

Kapittel 5 bruker vi til å beskrive datasettet vårt og i **kapittel 6** vil vi beskrive fremgangsmåten som benyttes for å svare på problemstillingen. I **kapittel 7** blir det redegjort for den empiriske analysen der datamaterialet vil testes med de metodene som er beskrevet i kapittel 6. I de **to siste kapitlene** vil vi gjennomgå analysen nærmere, før vi ser på svakheter ved selve udekket renteparitet- teorien. Vi avslutter det hele med en konklusjon i forhold til hele oppgaven som helhet.

2.0 Overordnet teori

I dette kapitlet vil det foretas en gjennomgang av relevant teori i forhold til renteparitet. Vi starter med en liten introduksjon om valutakurser og renter, før vi avslutter med ulikheter mellom dekket og udekket renteparitet.

2.1 Valutakurser

Siden andre verdenskrig har det vært økt vekst i internasjonal handel, og det har gjort at kjøp og salg av valuta er blitt stadig viktigere for samhandel med andre land. Dette har også ført til at valutamarkedet er i dag blitt det største finansmarkedet i verden (Oberlechner, 2004).

En valuta kan videre defineres som “et lands myntenhet” og sier noe om hvor mye en valuta er verdt målt i en annen (Eliassen, 2019). Nominell valutakurs på 8 norske kroner per euro vil si at en euro koster åtte norske kroner, og på denne måten uttrykker valutakursen bytteforholdet mellom to lands pengeenhet. Prisen på en flytende valuta, hvor valutaer flyter forholdsvis fritt mot hverandre, fastsettes av tilbud og etterspørsel i valutamarkedet. Dette er

ulikt fra tidligere da valutaer i stor grad var basert på faste pariteter, som vil si at de hadde en fast verdi i forhold gull eller andre valutaer (Korsvold, 2000).

Når vi snakker om valutakursen er det gjerne transaksjoner med spotkursen det henvises til. Det er prisen for umiddelbar levering av en utenlandsk valuta, det vil si oppgjør som finner sted to dager senere med dagens pris på valuta. Denne fastsettes ved at meglere stiller både kjøpskurs (bid/buy) og salgskurs (offer/sale) (Korsvold, 2000).

Den andre grunnleggende valutatransaksjonen er terminkontrakt, og det finnes to typer av disse, ekte terminkontrakter (outright) og swapper (Norges Bank, 2018). Vi konsentrerer oss om ekte terminkontrakter i denne oppgaven. Med terminkontrakt så inngås det en kontrakt om fremtidig levering av valuta, vanligvis på 30, 60, 90 eller 180 dager. Det er også mulig å avtale lengre leveringstid, og formålet med dette er å redusere eksponering for valutausikkerhet. Kursen som fastsettes i en terminkontrakt kalles for terminkurs, og den består av dagens spotkurs og tillegg for terminlevering på et fremtidig tidspunkt (Korsvold, 2000).

I forhold til valutaen så benyttes også begreper som depresiering og appresiering for å si noe om valutaen har styrket seg eller svekket seg mot en annen. Har en valuta depreciert så vil det si at den har svekket seg og man må da ut med flere enheter for å kjøpe seg én enhet av utenlandsk valuta. Har en valuta appresiert så vil det si at den har styrket seg og man må ut med færre enheter for å kjøpe én enhet av utenlandsk valuta (Korsvold, 2000). Da dette vil være sentralt i forhold til analysen så vil vi illustrere dette kort:

1 EURO \Rightarrow 8 KRONER (2017) \Rightarrow 10 KRONER (2019) \Rightarrow DEPRESIERING

1 KRONE \Rightarrow 0.125 EURO (2017) \Rightarrow 0.1 EURO (2019) \Rightarrow APPRESIERING

Første illustrasjonen viser at norske kroner har gått fra å koste 8 kroner, til å koste 10 kroner. Dette betyr at de har svekket seg mot euro. Sistnevnte viser en appresiering av euro i forhold til norske kroner.

2.1.1 Aktører i valutamarkedet

I valutamarkedet finner man ulike aktører som har ulike hensikter med å kjøpe valuta, og vi gir en kort gjennomgang av disse.

**Meglere:* Er spesialister som utfører kjøp eller salg av valuta for kunder.

**Eksportører og importører:* Denne gruppen har fordringer eller gjeld i utenlandsk valuta og bruker valutamarkedet for å gjøre opp for seg.

**Finansielle investorer og låntakere:* Disse aktørene har som hensikt å investere i utlandet, og for å kunne gjøre dette må man kjøpe deres valuta (Korsvold, 2010).

**Arbitrasjører:* Disse kjøper og selger valuta basert på uoverensstemmelser mellom valutakurser eller mellom valutakurser og rentesatser, og har som formål å oppnå gevinst. For eksempel hvis USD/YEN handles for 116.49 i Tokyo og 116.48 i Singapore så vil arbitrasjører oppnå profitt ved å kjøpe yen i Tokyo og selge i Singapore. Man utnytter med andre ord prisforskjeller mellom land (Mobius, 2008).

**Spekulanter:* De kjøper en valuta de tror vil gå opp i verdi (appresiere) eller så selger de en valuta de tror vil gå ned i verdi for å tjene penger. Dette skiller de fra arbitrasjører ved at det ikke er eksisterende prisforskjeller som utnyttes, men man kjøper aktiva av den grunn at man forventer verdiøkning/fall på et senere tidspunkt. Dette er den dominerende aktiviteten i valutamarkedet hvor spekulanter forsøker å tjene penger på valutasvingninger (Mobius, 2008).

2.2 Renter

Renter anses som prisen på penger. Man låner penger, og da må man også betale for dette. Dette omtales som nominell rente, som er den renten som oppgis i banker og der prisstigningen (inflasjon) allerede er innbakt i prisen. I motsetning til realrente som er den nominelle renten pluss nedgangen i pengenes kjøpekraft (Steigum, 2004). Renter deles videre inn i lange renter og korte renter, og vi gir en kort gjennomgang nedenfor.

2.2.1 Korte renter og lange renter

Med korte rentene viser vi til finansobjekter med forfall opptil ett år, og her brukes et lands pengemarkedsrente som utgangspunkt, IBOR-rente. IBOR-renter er indikative renter som

ikke er basert på faktisk handel men hva et utvalg banker krever i renter på usikrede lån til andre banker (Finans Norge, 2013). I Norge heter ibor-renten for Nibor, mens i blant annet USA og Canada kalles den Libor. Konseptet er derimot det samme. Disse har videre ulik løpetid på alt fra en uke til ett år (Bernhardsen, 2011), og rentene er i stor grad påvirket av styringsrenten satt av sentralbanken, som er den renten banker får på sine innskudd og danner grunnlaget for rentene på kort sikt i markedet (Strøm, 2019).

I motsatt ende av rentekurven så har vi de lange rentene, og disse defineres som den avkastningen man får dersom man investerer i obligasjoner med lang løpetid og holder disse til forfall¹. I hovedsak refererer vi til statsobligasjoner når vi snakker om de lange rentene, som er verdipapirer utstedt av staten. Hovedteorien når det gjelder lange renter er at de gjenspeiler forventede fremtidige korte renter og måler dermed markedets forventninger i forhold til disse (Hippe, 2018).

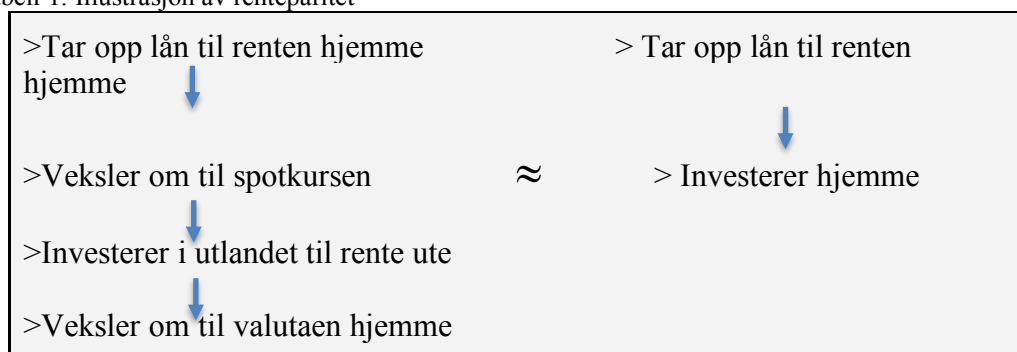
Med dette sagt så forventes det at de lange rentene er høyere enn de korte rentene som følge av lang løpetid, usikkerhet med tanke på fremtidig inflasjon, faren for mislighold, renteutviklingen og politisk risiko som følger med jo lengre løpetiden er (Menon Economics & Thema Consulting Group, 2019). Dette gjør at de lange rentene, som i stor grad er styrt av markedets forventninger, er sårbare overfor faktorer som den økonomiske utviklingen, finansiell uro og politisk risiko. I perioder hvor investorer tror veksten i økonomien vil avta på sikt eller ved uroligheter vil investorer ønske å plassere pengene sine i trygge verdipapirer, såkalte «trygge havner» (Strandli, 2016). Dette kommer vi tilbake til under punkt 4.0.

2.3 Renteparitet

Renteparitet tar for seg rentedifferansen mellom to land og forsøker å forklare utviklingen i valutakursene på bakgrunn av dette (Corporate Financial Institute, 2011). Med bakgrunn i denne hypotesen skal det være likegyldig om man velger å investere i hjemmemarkedet, eller å investere i utlandet, og som illustrasjonen nedenfor viser så skal utfallet bli det samme.

¹ Obligasjon er et rentebærende verdipapir som utstedes av bedrifter eller offentlige myndigheter for å ta opp et lån (Fonder, 2019).

Tabell 1: Illustrasjon av renteparitet



Renteparitet brukes dermed til å kunne si noe om fremtidig valutakursutvikling gjennom å studere renteforskjeller mellom to land. For eksempel, dersom renten ute forblir den samme, mens renten hjemme øker kan man forvente at valutakursen hjemme appresiere i forhold til valutakursen ute for at det skal være likevekt. Dermed vil den forventede spotkursen endres.

Renteparitet deles videre inn i dekket og udekket renteparitet der forskjellen er knyttet opp mot om det foreligger valutarisiko eller ikke². Ved dekket renteparitet velger man å kurssikre seg gjennom en terminkontrakt i forhold til valutakursen man mottar på fremtidig tidspunkt, men dette er ikke tilfellet ved udekket renteparitet (Piros & Pinto, 2013).

Før vi går i dybden på disse teoriene, så må man utlede noen forenklete forutsetninger rundt finansmarked og valutamarkedet. Disse vil være sentrale i resten av oppgaven, og det bygger på:

- *Ingen transaksjonskostnader eller skatter*
- *Risikonøytrale investorer (udekket renteparitet)*
- *Rasjonalle forventninger (udekket renteparitet)*

En transaksjonskostnad er kostnader som følger med når man benytter seg av markedet og skal innhente informasjon. Mens den andre forutsetningen om risikonøytrale investorer innebærer at investorer ikke krever en risikopremie for å investere i instrument som er mer risikofylte. I forhold til risikonøytrale investorer så er det selve den forventede avkastningen som betyr noe for valget mellom to alternativer. For eksempel vil en risikonøytral investor foretrekke plassering i utlandet til rente på 4% (korrigert for eventuelle valutaendringer)

² Valutarisiko defineres her som risiko for at det skjer uventet (uforventet) endring i valutakursen, da man antar at forventet endring vil allerede være reflektert i kursen (Korsvold, 2000).

fremfor en plassering i hjemlandet til en rente på kun 3% (Bekaert & Hodrick, 2011), da det er selve avkastningen som er i fokuset og ikke risikoen. Sistnevnt, rasjonelle forventninger, kjennetegnes av at forventningene endres når oppførselen til predikerte variabler endres (Mishkin, Matthews, & Giuliadori, 2013). Dette gjør at fremtidige kurser vil være lik forventet kurse og støy.

Disse forutsetningen kan anses som urealistiske, noe de også er, men her bygger man opp forenklinger for å kunne klare å studere forholdet mellom valutakurs og renter. Hovedfokuset her er heller at to varer skal ha samme verdi (Law of One Price), sammen med kjøpekraftsteorien vel og merke, som ikke er et tema vi har diskutert i denne oppgaven (Korsvold, 2000).

2.3.1 Dekket renteparitet

Dekket renteparitet er en ren arbitrasjerelasjon og bygger på to verdipapirer med samme risiko, løpetid skal ha samme forventet avkastning (Taylor, 1989). Hypotesen sier videre at under nevnte forutsetninger, så vil det foreligge en sammenheng mellom terminkursen, spotkursen og rentene i de to landene (Korsvold, 2000).

Dette skiller dekket fra udekket renteparitet ved at det benyttes en terminkontrakt for å avtale på forhånd en terminkurs som skal være gjeldende i fremtiden, som betyr at under denne sammenhengen vil posisjonen være kurssikret og det vil ikke foreligge valutarisiko. Dersom dekket renteparitet ikke holder, vil det åpne for en mulighet til risikofri gevinst. Denne sammenhengen kan også brukes til å utlede et uttrykk for fremtidig spotkurs.

Vi skal nedenfor gå i dybden av konstruksjonen av dekket renteparitet, men før vi gjør dette skal vi gi definisjon på de ulike variablene som inngår og som vil være sentrale fremover:

$i = \text{risikofri årsrente hjemlandet}$

$i^* = \text{risikofri årsrente utlandet}$

$t = \text{gjenværende løpetid}$

$k = \text{antall perioder}$

$s_t = \text{spotkurs/ dagens kurs}$

$s_{t,t+k}^e = \text{Forventet fremtidig spotkurs}$

$rp_{t,t+k} = \text{risikopremie}$

$f = \text{dagens kurs på en terminkontrakt med forfall på forfallsdato}$

$$(2.1) \quad F_{t,t+k} / S_t = I_{t,k} / I_{t,k}^*$$

Ved å inngå en terminkontrakt på tidspunkt 0 til dagens spotkurs og selge denne på tidspunkt t , vil man være sikret. Ligningen over sier at hvis dekket renteparitet holder så vil forholdet mellom terminkursen og spotkursen være lik renteforskjeller mellom renten hjemme og utlandet. Vel og merke er kravet for at denne likningen skal holde at det skal være aktiva med lik karakteristika målt i hjemmevalutaen.

$$(2.2) \quad f_{t,t+k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*)^3$$

Ligningen over sier at avviket mellom terminkursen og spotkursen skal tilsvare lik renteforskjeller mellom renten hjemme og i utlandet.

$$(2.3) \quad f_{t,t+k} = s_{t,t+k}^e - rp_{t,t+k}$$

Så lenge dekket renteparitet holder vil terminkursen være lik rasjonelle forventninger om valutakursen på tidspunkt $t+k$, formet på tidspunkt t . Samt en terminpremie som kompenserer for risiko man påtar seg ved å holde utenlandsk instrument.

2.3.2 Udekket renteparitet

For at nominell renteparitet skal holde, krever den at innenlandsk rente skal være lik utenlandsk rente pluss valutaendring (Steigum, 2004). Hovedpunktet i denne teorien er dermed at renteforskjeller og valutakursforskjeller hele tiden vil utjevne hverandre, slik at forholdet mellom dem vil være likt, og forventet avkastning vil være lik i både hjemland og utland (Bjørnstad & Jansen, 2006). Samtidig vektlegger teorien om udekket renteparitet at det ikke er noe risikopremie, og eventuelle avvik fra udekket renteparitet skyldes nettopp at det er en risikopremie involvert (Flatnes, Tornes & Østnor, 2010). Ligning under sier at hvis udekket renteparitet holder så vil det innebære at forventet fremtidig valutakursendring mellom tidspunkt t og tidspunkt $t+k$, skal tilsvare renteforskjeller mellom renten hjemme og renten ute, samt et feilledd som i gjennomsnitt over tid er lik 0 (Korsvold, 2000). For at denne teorien skal være gjeldende og holdbar så må forutsetningene om risikonøytrale investorer holde.

$$(2.4) \quad \Delta s_{t,t+k}^e = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - rp_{t,t+k}$$

³ Små bokstaver indikerer at tallene er på log-form

Ligningen under er lik den som er beskrevet under (2.4), men den eneste forskjellen er at feilleddet kan deles inn i risikopremie og hvitt støy. Man antar at begge er lik null.

$$(2.5) \quad \Delta s_{t,t+k} = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - rp_{t,t+k} + \mathfrak{F}_{t,t+k}$$

Når både dekket og udekket renteparitet holder så vil terminkursen være lik forventet dagskurs på terminkontraktens forfallstidspunkt (Korsvold, 2000). Dette gir oss ligningen

(2.6).

$$(2.6) \quad f_{t,t+k} = s_{t,t+k}^e$$

2.4 Oppsummering renteparitet

I følge teorien om dekket renteparitet, så vil det være en sammenheng mellom terminkursen, spotkursen og rentene i de to landene. Mens i forhold til udekket renteparitet så vil det være en sammenheng mellom valutakursendring og rentene i de to landene. Totalt sett vil terminkursen brukes som predikator for forventet valutakurs hvis begge teoriene holder, slik som likning (2.6) viser.

3.0 Tidligere forskning

Det har blitt gjort en rekke studier som undersøker udekket renteparitet på forskjellige tidsforløp og med forskjellige renter. Her skal vi nevne noen sentrale forskere og deres studier, herunder Chinn & Meredith (2004), Bräuning & Puria (2017), Flood & Rose (2001) og Lothian (2015). Fokuset vil med andre ord være knyttet til empirisk forskning på udekket renteparitet og spesielt i forhold til Chinn og Meredith (2004), men vi starter med kort referat om dekket renteparitet og praksisen der.

3.1 Hvor godt holder dekket renteparitet i praksis?

Dekket renteparitet var lenge en av de bindende lover innen økonomi som holdt både over tid og mellom land (Bräuning & Puria, 2017). Før den globale finanskrisen i 2007-2008 var det sjeldent dokumentert brudd på dekket renteparitet, blant annet som følge av at prisene beveget seg raskt i løpet av dagen og dette krevde nøye analyse av tidsstemplede data (Bekaert & Hodrick, 2011). Det ble derimot avdekket store brudd på dekket renteparitet spesielt under

finanskrisen, og mest i forhold til den amerikanske dollaren. Det ble igjen avdekket brudd på dekket renteparitet i midten av 2014, og igjen spesielt i forhold til dollar.

Brudd på dekket renteparitet under finanskrisen kan vi relatere til funnet gjort av Skinner og Mason (2011). De testet for dekket renteparitet, og deres funn kom frem til at kilden til brudd skyldes at det er kredittrisiko på lang sikt fremfor transaksjonskostnader eller størrelsen på økonomien. De henviser også til Taylor (1989) og Batten og Szilagyi (2010) som antyder at turbulens i markedet kan være relatert til brudd i dekket renteparitet. Når VIX-indeksen og dermed markedsvolatiliteten øker, øker derfor brudd på dekket renteparitet muligens fordi myndighetene vil misligholde gjeldene sine under turbulente markedsforhold.

Noen av årsakene til brudd i midten av 2014 derimot har Bräuning & Puria (2017) forklart gjennom strammere bankreguleringer i forhold til kapitalkrav som følge av finanskrisen, og dette gjorde det mer kostbart å swappe (veksle) utenlandsk valuta. Bräuning & Puria (2017) foretok en analyse i forhold til dekket renteparitet med fokus på Basel II.5, som var en reguleringene fastsatt etter finanskrisen. Deres analyse i forhold til dette viste at kapitalkostnadene økte betydelig fra 2012 til 2013, som følge av SVaR (stress-Value-at-Risk)-forskriften. Forskriften ble brukt til beregning av bankenes egenkapitalandel mot dens risikovektede eiendeler, og de estimerte koeffisientene viste tegn på at avsetningen av valutaswapper reduserte betydelig fra de amerikanske bankene.

Tidligere empiriske undersøkelser hadde derimot støttet hypotesen om dekket renteparitet, og kommet frem til at den holder når det justeres for transaksjonskostnader. Dette kunne begrunnes med at dette er et rent arbitrasjeforhold uten noe valutarisiko involvert (Korsvold, 2000). I ettertid har altså forskning støttet denne hypotesen i mindre grad.

3.2 Hvor holdbar er udekket renteparitet?

Artiklene vi har valgt ut har vært basert på test av udekket renteparitet i forhold til lange renter, samt så ønsket vi så relativt nytt forskningsdokument som mulig. Dette for at resultatene skal kunne noenlunde være sammenlignbare med vår analyse. Unntaket her har vært studiet gjort av Flood & Rose, som er blitt testet på korte renter. Årsaken til at vi likevel har inkludert Flood & Rose er fordi de har testet udekket renteparitet i forhold til perioder med valutakriser, og vi ønsker å undersøke deres resultat da vår undersøkelsesperiode er også preget av kriser og uro.

3.2.1 Korsvold (2000)

Korsvold har skrevet en bok basert på valutakurser, og har i denne nevnt flere grunner til hva som gjør at det kan foreligge avvik fra udekket renteparitet. Selv om det ikke er egnet som forskning, så har han nevnt flere punkter som vi fant interessant og så behovet for å nevne i denne oppgaven.

Korsvold skriver at empirisk forskning viser at det over tid er en sammenheng mellom rentenivået i to land og valutakursen, men at denne sammenhengen er verken klar, entydig eller stabil over tid. Videre nevner Korsvold flere grunner til hvorfor udekket renteparitet har vist seg å holde dårlig, og blant nevnte grunner er følgende:

* Rentenivået og valutakurs blir gjerne kontrollert av et lands myndighet. Samtidig som det pleier å være restriksjoner knyttet til valutaoverføringer.

* Rentenivået er funksjon av realrenten og forventet inflasjon, og hver av variablene har motsatt effekt på valutakursen.

Økt realrente → valutakursen styrkes

Økt inflasjon → valutakursen svekkes

* En siste årsak og trolig den viktigste årsaken er at teorien hevder at investorer er risikonøytrale, som vil si at de ikke forlanger høyere avkastning på den risikofylte investeringen kontra den risikofrie. Dette er ikke tilfellet i praksis da investorer krever ekstra kompensasjon for den risikoen de påtar seg i form av økt risikopremie.

Korsvold har også studert flere tidligere undersøkelser gjort på udekket renteparitet for å identifisere en mulig risikopremie. Konklusjonen hans i forhold til dette har vært at risikopremien er svært ustabil og den muligens ikke avviker fra null i realiteten heller. Sistnevnte kan forklares gjennom at valutamarkedet domineres i stor grad av spekulanter som gjennom kjøp og salg av valutakurser kan drive kursene ned til et nivå som eliminerer risikopremien.

3.2.2 Flood & Rose (2001)

Flood & Rose (2001) tester udekket renteparitet i forhold til 1990-tallet der flere land opplevde valutakrise. Disse valutakrisene opplevdes som overraskende hendelser som kom

uventet, og dermed krevde rask politisk respons. Flood & Rose hadde en påstand om at udekket renteparitet kan funke annerledes for land i kriser, hvor både renter og valutaer er mer volatile.

Studiet deres ble gjort i forhold til 23 land, både i forhold til land som hadde opplevd valutakrise men også i forhold til utviklede land. De brukte USA som ankerland, mens for ni andre europeiske land så ble det brukt Tyskland som ankerland. Tidspunktene de testet udekket renteparitet for var hovedsakelig på månedlig basis, men de foretok også regresjoner på daglig, ukentlig og kvartalsbasis, som gav ganske ulike resultater. Merk at det ikke er alle land som ble testet på de fire ulike tidspunktene grunnet mangel på data.

Konklusjonen deres ble at udekket renteparitet holder ikke godt nok, men at det holder bedre enn det den pleide å gjøre. Renteforskjeller mellom land ble fulgt av valutadepresiering som er i tråd med rentepariteten, med andre ord så har land med høy rente hatt en tendens til å ha synkende valuta. Samtidig viste deres analyse at udekket renteparitet holder dårligere for land med fast valutakurs.

3.2.3 Lothian (2015)

Et av nyere forskningsstudier vi har funnet på udekket renteparitet, samtidig som det har vært basert på lange renter er Lothian (2015). Lothian baserer studiet sitt på 16 land i forhold til USA, som er ankerlandet. Periodene han undersøker kan trygt defineres som ekstremt lange da de har en varighet på 90 til 217 år. Dette bærer også med seg negative trekk som at dataen ikke er matchende over tid.

Studiet hans viser verdier som er konsistent med testen for udekket renteparitet, det vil si $\alpha = 0$ og $\beta = 1$ (dette kommer vi nærmere inn på under 5.0). Dermed kan nullhypotesen om at $\beta=0$ forkastes i alle tilfellene unntatt to, dette var Finland og Sveits som var unntaket.

Verdiene er også av riktig verdi i forhold til at de gir positive beta- verdier, som innebærer at land med høyere renter har depresiering av valuta i forhold til valuta med lav rente.

Mesteparten av tidligere studier har vist det motsatte, og at land har dermed opplevd at valuta har appresiert.

Hans forklaring på hvorfor udekket renteparitet holder så godt som det gjør under denne perioden har vært at på kort sikt er det flere faktorer som forstyrrer udekket renteparitet

relasjon. Samtidig som at på lengre sikt så er det det fundamentale som spiller inn, slik også Chinn & Meredith (2004) studiet som vi skal nevne, også har konkludert. En annen forklaring fra hans side har vært at mesteparten av empirisk studiet har brukt data fra utviklede land fra 1970 til nå, og disse landene har perioder som har vært preget av fluktuasjoner i US dollar og senere lignende svingninger i euro. Med andre ord kan negative resultater i forhold til nyere forskningsperioder skyldes unike trekk i løpet av denne perioden.

3.2.4 Chinn og Meredith (2004)

Et av de nyere studier på udekket renteparitet er studiet gjort av Chinn & Meredith (2004) i forhold til syv land. Studiet deres går ut på å teste udekket renteparitet ved å bruke de lange rentene fremfor de korte, som har blitt testet og forkastet tidligere. Analysen deres viste at alle av koeffisientene på renteforskjeller er av det riktige slaget og omtrent alle er nærmere udekket renteparitet verdien av enhet (1) enn null på lang sikt.

Deres forklaring på hvorfor udekket renteparitet holder bedre på lengre sikt har vært at valutakursbevegelser er påvirket av det fundamentale, som leder til et forhold mellom renter og valutakurser, som er mer konsistent med udekket renteparitet. På kort sikt derimot, har det vist seg å ikke være holdbart, blant annet som følge av interaksjon mellom stokastiske valutamarkedssjokk med endogene pengepolitiske reaksjoner.

Det som skiller studiet til Meredith og Chinn fra tidligere forskning er løpetiden på de finansielle instrumentene. Tidligere forskning har benyttet seg av relativt kort løpetid, med tolv måneder eller mindre. I artikkelen nevner Meredith og Chinn tre årsaker til hvorfor det er blitt benyttet så kort løpetid som det har tidligere.

a) Den ene har de relatert til begrensning når det gjelder utvalgsstørrelse, da man begynte å praktisere flytende rente først tidlig på 1970-tallet.

b) Den andre årsaken er relatert til at på lengre sikt var rentedata med fast forfall vanskelig å skaffe.

c) Den siste årsaken er at noen banebrytende studier var også opptatt av å teste hypotesen om dekket renteparitet. Hypotesen om dekket renteparitet krevde observasjoner om fremtidig valutakurser (terminkurs) med samme løpetid som den tilhørende finansielle eiendelen. Problemet var at det eksisterer terminkurs bare opptil til en maksimal horisont på 12 mnd.

Per dags dato har vi fått en mye lengre periode med flytende rente enn når tidligere studier ble utført, samtidig som tilgjengelighet av data på rentekurver på sammenlignbare instrumenter på tvers av landene har økt. Dette har gjort at studiet til Meredith og Chinn først og fremst får testet ut udekket renteparitet med bruk av lengre tidsforløp.

Nedenfor legger vi resultatet av deres studium på lang sikt, for 10-års statsobligasjoner og 5-års statsobligasjoner. Undersøkellesperioden er fra 1983 første kvartal til 2000 fjerde kvartal, unntaket er lira som kun inneholder data fra 1987 første kvartal til 2000 fjerde kvartal.

Tabell 2: Testresultater Meredith & Chinn 10 år statsobligasjoner første kvartal 1983- fjerde kvartal 2000.

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Danske mark	β 0.924 α 0.003	0.232 0.004	0.44
Japanske yen	β 0.399 α 0.037	0.144 0.005	0.10
Britiske pund	β 0.563 α -0.003	(0.104) 0.004)	0.44
Franske franc	β 0.837 α 0.005	(0.442) 0.011)	0.04
Italienske lira	β 0.197 α -0.013	0.151 0.017	0.00
Canadiske dollar	β 1.120 α -0.001	(0.335) (0.002)	0.21

Merk, testen på 5-års statsobligasjoner avviker fra testen på 10-års statsobligasjoner ved at det er blitt brukt syntetisk konstant løpetid. Dette gjør at data brukt på 10 år og 5 år avviker noe fra hverandre, men vi fortsatt valgt å benytte oss av disse da ved å inkludere ikke syntetisk løpetid gjør at vi får analyse over flere land. R² indikerer hvor mye av verdien tilknyttet de avhengige variablene (valutaendring) kan forklares gjennom de uavhengige variablene (renteforskjeller og risikopremie).

Tabell 3: Testresultater Meredith & Chinn 5-års statsobligasjoner første kvartal 1983- fjerde kvartal 2000.

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Danske mark	β 0.870	0.694	0.08

	α -0.000	0.012	
Britiske pund	β 0.455	0.694	0.03
	α -0.000	0.012	
Canadiske dollar	β 0.373	0.464	0.02
	α -0.009	0.009	

3.2.5 Oppsummering: Fellestrekk og avvik

Studiet gjort av Meredith & Chinn og Flood & Rose har kommet frem til samme konklusjon, udekket renteparitet holder bedre på lang sikt enn kort sikt. Nevnte årsaker er gjentakende og skyldes at valutakursen styres på lang sikt av fundamentale forhold. Korsvold har i boken sin også kommet frem til flere årsaker til hvorfor udekket renteparitet ikke alltid holder så godt med henvisning til politikken i et land og at det er avvik fra de forutsetningene som legges til grunn ved renteparitet.

Vi har videre også bemerket oss uttalelsen i artikkelen til Lothian (2015), som nevner at årsaker til hvorfor udekket renteparitet kan vise tegn til å ikke holde på nyere undersøkelsesperioder kan skyldes unike trekk i løpet av denne perioden. Dette er noe vi har lagt vekt på å undersøke nærmere og som har ført oss til vårt neste tema, risiko i finansmarkeder.

4.0 Risiko i finansmarkeder

I artikkelen til Lothian (2015) nevner forfatteren at negative resultater knyttet til udekket renteparitet i forhold til nyere forskningsperioder kan skyldes unike trekk i løpet av denne perioden. Dette gjorde at vi så behovet for å undersøke nærmere hvilke unike trekk vår undersøkelsesperiode var preget av. Sammenlignet vi dette med Meredith og Chinn sin periode så observerte vi raskt at vår periode er i større grad preget av uro.

Vår periode bestod av blant annet IT-krisen, finanskrisen, statsfinansiell krise, Kina-frykt, Brexit og handelskrig. Vi ser på dette som unike trekk ved vår undersøkelsesperiode, som kan skape negative resultater i forhold til udekket renteparitet. Derfor er det essensielt for oss å være innom dette tema før vi begynner med analysen. Vi skal gå nærmere inn på de nevnte krisene etterhvert, men vi vil i første omgang gå nærmere inn på uro og risiko. Vi vil dele risiko inn i kategoriene; finansiell-, politisk og økonomisk risiko (The PRS Group, 2012).

4.1 Finansiell risiko

Finansiell risiko måler risikoen i et land i forhold til uroligheter i finansmarkeder, og uro i disse vil kunne endre investorens preferanser⁴. Ved finansiell uro vil investorene foretrekke valuta og verdipapirer som anses som “trygg havn”. Trygg havn kan dermed defineres som aktiva investorene foretrekker å investere i når det er stor usikkerhet i markedet. Valutaer som regnes som trygg havn vil kunne styrke seg ved økt markedsuro og nedgang i aksjemarkedet (Flatner, 2009). Nedenfor har vi listet opp valutaer basert på om de er trygg havn eller verken ikke. Viktig å merke oss to ting her; 1) amerikanske dollar anses kun som trygg havn først etter konkurs av Lehman Brothers. 2) Oversikten er hentet fra artikkelen til Flatner (2009) som er basert på valutaer som ble ansett som trygg havn på denne tiden. Kan dermed være noe avvik fra denne konklusjonen i dag da disse tallene er hentet fra 10 år tilbake i tid.

TRYGG HAVN VALUTA	VERKEN ELLER
Japanske yen	Norske kroner
Sveitsiske franc	Britiske pund
Amerikanske dollar	Euro
	Canadiske dollar

Når det derimot gjelder rentepapirer, så vil de rentepapirene som blir sett på som trygg havn oppleve å få nedgang i renten i urolige tider. Forklaringen er enkel, i urolige tider så er det økt etterspørsel etter trygg havn. Dermed vil etterspørselen være større enn tilbudet, og dette presser rentene ned. Problemer dukker først opp når de lange rentene faller under de korte rentene, og man får en såkalt invertert rentekurve. En invertert rentekurve har lenge vært brukt som en trofast indikator på kommende resesjon⁵.

For å måle finansiell uro så har man flere indikatorer på dette, og ett av disse er VIX-indeksen, også kalt fryktindeksen. VIX-indeksen brukes som et mål på forventet volatilitet i den amerikanske aksjekursindeksen S&P 500 de neste 30-dagene (Kuepper, 2019). En økning i denne indikerer høyere forventet volatilitet i aksjekursene, og forbindes med økt uro og større usikkerhet.

⁴ Finansmarkedene er markedene for utstedelse og omsetning av finansielle instrumenter (Norges Bank, 2018).

⁵ Resesjon defineres som fall i BNP to eller flere kvartaler (Brunborg, Skaug & Jordheim, 2019).

4.2 Politisk risiko

Politisk risiko fanger opp elementer som statlig stabilitet, interne konflikter, eksterne konflikter og korrupsjon (The PRS Group, 2012). Disse komponentene varierer veldig mye land, og kan ha effekt på renter. Ingen investorer ønsker å investere i land som ikke har et velfungerende politisk system da sjansen for mislighold øker (Norsk Utenrikspolitisk Institutt, u.å). Investorer velger helst å sette pengene sine i statsobligasjoner i land som regnes som å være solide og stabile.

4.3 Økonomisk risiko

Økonomisk risiko er i større grad knyttet til forventninger om den økonomiske utviklingen. To av indikatorene som fanger opp dette er vekst i BNP og inflasjon. Som nevnt tidligere vil økt inflasjon svekke valutakursen (Korsvold, 2000). Dårligere utsikter til framtiden vil også ha effekt på hvilken aktiva investorer foretrekker.

4.4 Viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi 2000-2018

Vi vil videre knytte den generelle utviklingen i de internasjonale rentene opp mot viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi. Som nevnt tidligere så er IT-krisen, finanskrisen, statsfinansiell krise, Kina-frykt, Brexit og handelskrigen som vi vil gjennomgå. Disse hendelsene har vært med på å skape finansiell-, økonomisk og politisk uro i markeder og er dermed av interesse. Da dette kan tolkes som unike trekk ved vår periode, og som kan skape avvik fra udekket renteparitet.

4.4.1 IT-krisen

IT-krisen, som også blir kalt for dotcom-krisen, varte frem til boblen sprakk i mars 2000. Denne dreide seg om den kraftige veksten i teknologiske selskaper som det var økt interesse for og som investorer investerte i. Investorer hadde investert i IT-selskaper uten å ha undersøkt deres forretningsplaner og hvor lang tid det vil ta før selskapet vil kunne være egnet til å tjene penger. Senere viste det seg at flere av disse selskapene ikke var egnet til å tjene penger, og boblen sprakk. Det er spesielt de vestlige land som opplevde enorm vekst i den nye internettsektoren, Nord-Amerika, Storbritannia og Skandinavia. Konsekvensene av at boblen sprakk var at aksjemarkedene stupte ned og antall konkurser økte. Videre førte det med seg økt ledighet, forverret vekstutsikter og lave renter i finansmarkedene (Framstad, 2015).

4.4.2 Finanskrisen

I august 2007 startet det uro i finansmarkedene etter at bankene startet å tape på boliglån med dårlig sikkerhet i USA. 15. september 2008 gikk den amerikanske investeringsbanken Lehman Brothers konkurs som utløste en krise, med henhold til svikt i tillit til banker og svikt i tro på fremtiden. Konkursen av Lehman Brothers førte til at børskursene falt kraftig og førte til høye risikopåslag i rentemarkedene. Styringsrentene ble satt ned raskt, og ved flere tilfeller til nivåer nær null.

Det finansielle systemet ble under finanskrisen avhengig av sentralbankene for å få i gang økonomien i gang, og dette resulterte i nye virkemidler. Flere land innførte ordninger med statsgarantier, samt ordninger hvor man byttet likvide verdipapirer mot mindre likvide verdipapirer med staten. Sentralbankene i flere land kjøpte både statlige og private verdipapirer med lengre løpetid direkte i markedet som har vært rettet mot å redusere påslagene i obligasjonsmarkedene og bedre likviditet. Kjøp av statsobligasjoner har også vært rettet mot å påvirke langsiktige statsrenter og trekke disse ned (Gjedrem, 2009).

4.4.3 Statsfinansiell krise

Mens enkelte land kom seg videre fra finanskrisen og økonomien begynte å gå oppover, var det enkelte land som opplevde å gå rett i en ny krise, såkalt statsfinansiell krise. Dette kjennetegnes kort fortalt ved at privat sektors gjeldskrise i 2008 ble finansiert ved opptak av gjeld i offentlig sektor. Høy statsgjeld førte til at rentene på statsobligasjonene nådde nye høyder, og det er spesielt PIIGS (Portugal, Irland, Italia, Hellas og Spania) land som ble særlig rammet av dette. Tyskland var også hardt rammet da de hadde statsgjeld på 80% av BNP. Under denne perioden observerte man også at renten på den amerikanske 10 års obligasjoner var på under 2%, som var på sitt laveste for første gang på nesten 60 år. Det samme gjaldt Tyskland som hadde statsobligasjonsrente på rekordlave nivåer. Dette viste at selv om landene var preget av høy statsgjeld så hadde investorene tillit til at landene ville betjene gjelden, og ble anset som sikre i ellers volatile finansmarkeder. Sveitsiske franc har også hatt tendens til å bli sett på som trygge havn under turbulente tider, og denne hadde styrket seg med nesten 30% mot euro siden 2008 (Nilsen, 2011).

4.4.4 Kina-frykt

Selv om vi ikke skriver spesifikt om Kina, så er det viktig å ha i bakhodet at et av verdens største økonomier har stor betydning for resten av verden, og dermed vil uro i dette landet påvirke verden globalt..

Den såkalte Kina-frykten går ut på at 2015 var preget av frykt for økonomisk kollaps i Kina som følge av avtagende veksttakt og frykt for kredittboblesprekk. Markedene reagerte ved å vise nedgang på Asia-børsene og den kinesiske valutaen, Yuan, var på sitt svakeste siden 2010 i forhold til dollar (Aarø & Nilsen, 2016). Høy gjeldsgrad blant bedrifter førte til at rentene var lave, og dette førte igjen til at valutaen var svak. Det var kraftig nedgang i Kinas handel med utlandet, og man var redd for at valutauroen i Kina førte til at konkurransevnen i verden ble svekket (NTB, 2015). I denne perioden fryktet man også hard landing for den kinesiske økonomien ⁶.

Det var frykt for at et stort fall i veksten i Kina ville ha stor betydning for resten av verden da Kina bidrar mest av alle til den globale veksten. Kina importerer blant annet mye luksusvarer fra andre land. Samme med biler, Audi og Mercedes fra Tyskland. Videre har det indirekte effekt på Norge gjennom at lavere bilforbruk i Kina bidrar til at oljeprisen er mer sårbar for videre fall (Enge, 2015).

4.4.5 Brexit

Brexit omhandler Storbritannias utmeldelse fra den Europeiske unionen som følge av flertallet i folkeavstemningen stemte for dette den 23. juni 2016 (Mustad, 2019). Veien etter har ikke vært enkel da briterne ikke var forberedt på å måtte forlate EU, og planen for gjennomføringen var ikke planlagt. Siden folkeavstemningen har britene og EU vært i forhandlinger i forhold til skilsmisseoppgjøret og Storbritannias forhold til EU etter Brexit, og de har støtt på mange uenigheter i forhold til dette da ingen av part har klart å komme til enighet. Konsekvenser av dette har vært økt usikkerhet i finansmarkedene, som har gitt oppgang i VIX-indeksen (Magnussen, 2017).

⁶ Hard landing vil si at økonomien skifter raskt fra vekst til sakte vekst så flat.

4.4.6 Handelskrigen

Siden juli 2018 har verdensmarkedet vært preget av handelskonflikter mellom Kina og USA, men som har hatt store ringvirkninger til resten av verdensøkonomien. Det hele startet med at USA mente at Kina drev urettferdig handelspolitikk, og ett av de nevnte årsakene har vært at kineserne blant annet tilbød bedrifter subsidiert lån som produserte varer som skulle selges til USA og andre land. Dette ville USA ha slutt på for at amerikanske selskaper skal kunne konkurrere på lik linje med kinesiske selskaper (Magnus, 2019).

Da USA i tillegg har handelsunderskudd overfor Kina, som vil si at de kjøper flere varer av Kina enn det de selger til Kina, så ønsket de å få slutt på dette. Resultatet av dette ble at USA innførte straffetoll på en rekke kinesiske varer. Siden juli 2018, da USA innførte de første straffetollsatsene, har tiden vært preget av forhandlinger mellom USA og Kina, nye straffetollsatsene og igjen nye forsøk på forhandler. I mellomtiden har verdensøkonomien fått kjent på dette i form av uro i ulike markeder, og deriblant valutamarkedet der den kinesiske valutaen har svekket seg mot dollar. Videre har internasjonale renter gått ned da det ble en flukt fra aksjemarkedet og inn i rentepapirer, og som følge av dette drev det de lange rentene ned. Resesjonsfrykt og forventninger om rentekutt i sentralbankene har også vært med på å føre til kraftig rentefall, som blant annet har påvirket de tyske og norske rentene (Nilsen, 2019).

4.5 Oppsummering:

Etter å ha gjennomgått risiko i finansmarkeder, og knyttet dette mot vår undersøkelsesperiode så ser vi at dette kan ha innvirkning på hvor godt udekket renteparitet holder. Vi har gjennomgått sentrale hendelser som har hatt stor innvirkning på verdensøkonomien og gjennom dette har vi fått nærmere innblikk i hvor globalisert og påvirkelig land er overfor hverandre. Uro spres mellom land, og det kommer gjerne til uttrykk gjennom uro i finansmarkedene som videre vises gjennom renter og valuta. Dermed er ikke det vanskelig å se at slike hendelser kan føre til at fundamentale forhold som legger til grunn at udekket renteparitet holder, ikke er til stede ved uro. Nevnte hendelser er også med på å forklare hvorfor renter er ulike mellom land, da hvert enkelt land er preget av ulik politisk og finansiell risiko. Hvis ikke skulle de lange rentene ha vært like over alt i verden.

5.0 Data og metode

I dette kapitlet skal vi gjennomgå tallmaterialet vi har lagt til grunn i videre analyse. Vi vil først presentere kortfattet om dataen som er blitt brukt ved å gå inn på selve datakilder, og hva som har vært lagt til grunn ved utvelgelse av land i vår analyse. Til slutt avslutter vi med en beskrivelse av variablene som er blitt benyttet i forhold til analysedelen og grafisk illustrasjon av disse.

5.1 Presentasjon av data

Perioden dataene dekker er valgt fordi vi ønsket å undersøke udekket renteparitet i forhold til nyere data og tidsperspektiv. Dataen vi har brukt er videre en tidsserie som kjennetegnes av observasjoner av variabler over tid, og hvor tidligere hendelser kan påvirke fremtidige utfall som igjen fører til at disse dataene er korrelerte med tidligere hendelser (Wooldridge, 2016).

Analysen bruker månedsdata for valutakurs fra perioden 31.01.2000 og til og med 31.12.2018. Disse er hentet fra WM/Reuters for alle valutakurser, unntatt for norske kroner og amerikanske dollar som er hentet fra Thomson Reuters. Totalt antall observasjoner er 228 for hvert valutapar. Valutakursen som er blitt hentet er datert klokken 16:00 eller rundt dette tidspunktet i London.

Videre bruker vi månedsdata for 10-, 5- og 3-års statsobligasjonsrenter som er oppgitt den siste dagen i måneden. Disse er også hentet gjennom WM/Reuters Datastream. Rentepapirene vi bruker er utstedt av staten og ansees derfor som nesten risikofrie. Disse vil derfor gi oss risikopremie som er så liten som mulig, og vil være i tråd med en av forutsetningene i renteparitet om at investorene er risikonøytrale. Dette har også gitt oss 228 observasjoner for hvert land. Til slutt har vi benyttet oss av VIX-indeksen for 2000 til 2018, som var også hentet fra Datastream den også. Alle rentene vi har brukt er på nivå-form, det samme gjelder VIX-indeksen. Valutakursene vi bruker fremover er derimot på log-form, for at de skal være konsistent med resterende av dataen.

5.1.1 Utvelgelse av land

Når det gjelder å velge ankerlandet man tester udekket renteparitet i forhold til, så har vi ønsket å bruke Norge. Etter nærmere analyse så har vi funnet ut at det er kun 1.8 % av all verdens handel som skjer med norsk valuta daglig, og NOK er dermed ikke blant de aller mest

omsatte valutaer (Bank for International Settlement, 2019). Dette fører til at norske kroner er en liten valuta som ikke er like likvide, slik som de andre valutaer tatt med i denne analysen er. Slikt kan påvirke aktørenes vilje til å sitte med norske kroner i urolige tider, og derfor valgte vi heller å gå for en valuta som kan brukes som relativ stabil anker.

Det markedet som vi har valgt å definere som “hjemland”, og som vil da være ankerlandet vårt i denne analysen blir dermed Tyskland av ulike årsaker. Tyskland er Europas største økonomi (Langved, 2019) og hendelser i dette landet får innvirkning på de resterende landene i Europa. Spesielt er det de tyske lange renter som har stor betydning for rentene i Norge og i andre europeiske land, og blir videre påvirket av disse. De tyske lange rentene er også i større grad mer likvide sammenlignet med de norske. Valutaen i Tyskland er euro, og det er dermed euro vi måler de utenlandske valutaene i.

Landene vi har valgt å undersøke udekket renteparitet i forhold til, og som er ”utemarkedet”, er Storbritannia, Canada, Norge, Sveits, USA og Japan. Disse er valgt ut på basert på to krav:

- 1) Vi ønsket å undersøke valutaer i land som har stor betydning for det totale valutamarkedet basert på viktighet og størrelsen. Gjennom å benytte oss av undersøkelsen gjort av BIS (Bank for International Settlements) april 2019 har vi på basis av denne kunne se de mest omsatte valutaer i nyere tid. Ved store valutaer minker transaksjonskostnader knyttet til bid/ask spreads, og dette vil også være mer forenelig med udekket renteparitet.
- 2) Det andre kravet vi stilte var at vi ønsket å bruke de samme valutaene som det allerede er blitt forsket på i artikkelen til Chinn & Meredith (2004). Dette har ikke vært helt mulig i forhold til Italia og Frankrike av ulike årsaker. Når det gjelder Italia så har disse gått fra lira til euro i 1999. Det samme gjelder Frankrike som gikk fra franske franc til euro i 2002 offisielt, men som allerede brukte å bruke euro fra begynnelsen av 1999.

5.1.2 Konstruksjon av datasettet

Vi skal gjennomgå noen variabler som vil være en sentral del av vår analyse.

Alle variabler er oppgitt i nominelle verdier.

Tabell 4: Variabler brukt i datasettet

VARIABEL	FORKLARING
Amerikanske dollar	Endringen i USD/EUR
Canadiske dollar	Endringen i CAD/EUR
Japanske yen	Endringen i JPY/EUR
Britiske pund	Endringen i GBP/EUR
Sveitsiske franc	Endringen i SWF/EUR
Norske kroner	Endringen i NOK/EUR
(iEUR-iUSD)	Rentedifferansen mellom Tyskland og USA
(iEUR-iCAD)	Rentedifferansen mellom Tyskland og Canada
(iEUR-iJPY)	Rentedifferansen mellom Tyskland og Japan
(iEUR-iGBP)	Rentedifferansen mellom Tyskland og Storbritannia
(iEUR-iSWF)	Rentedifferansen mellom Tyskland og Sveits
(iEUR-iNOK)	Rentedifferansen mellom Tyskland og Norge

5.2 Analyse av dataene

For å bli bedre kjent med datasettet vårt har vi utført flere ulike grafiske analyser, deriblant analyse over kursutviklingen for euro, rentedifferansene og sammenhengen mellom norske og tyske lange renter. Samt renteutviklingen i forhold til viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi

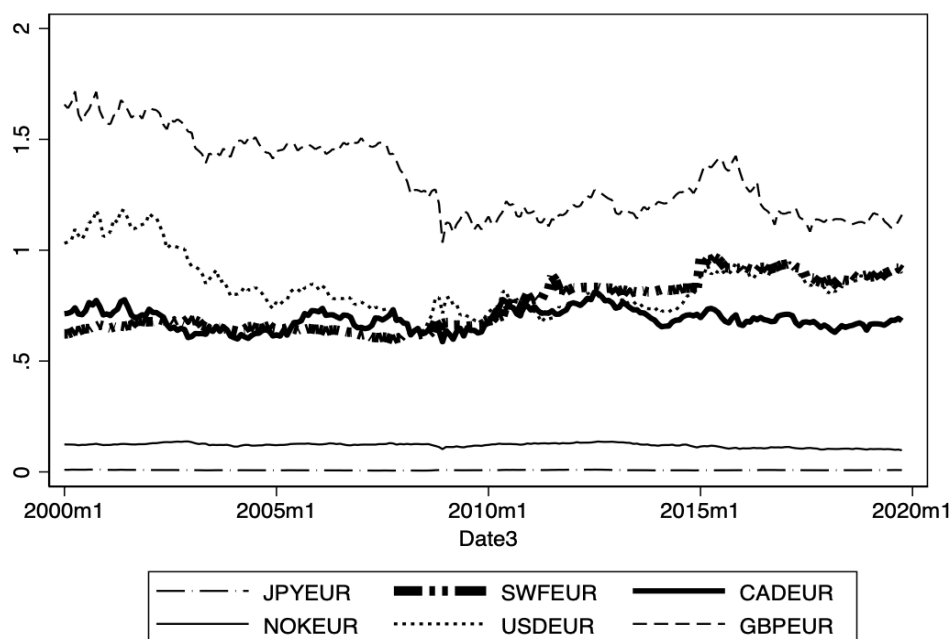
5.2.1 Kursutviklingen for euro

Den vertikale akse viser det antall euro (*EUR*) som skal til for å kjøpe én enhet av den utenlandske valutaen. Vi ser at japanske yen og norske kroner ligger på bunnlinsen da JPY/EUR fluktuerer rundt 0.007 ($EUR/JPY=142$) og NOK/EUR rundt 0.12 ($EUR/NOK=8.33$). Kursutviklingen viser at euroens verdi har forholdt seg relativt stabilt i årene 2000-2006, mens etter 2007 har den vært mindre stabil. For eksempel ser vi at fra oktober 2007 til desember 2008 har euro gått ned i verdi fra 1.43 til 1.03 i forhold til britiske pund ⁷(øverste

⁷ Dette har vi kommet frem til ved å studere dataen vår.

linjen), det vil si at EURO appresierte med 38.8% i forhold til GBP⁸. Etter denne perioden ser vi at euroen har svingt i større grad enn tidligere i forhold til resterende av valutaer også.

Graf 1: Kursutviklingen for euro mot de utenlandske valutaene (JPY, NOK, SWF, USD, CAD og GBP) i perioden 2000-2018



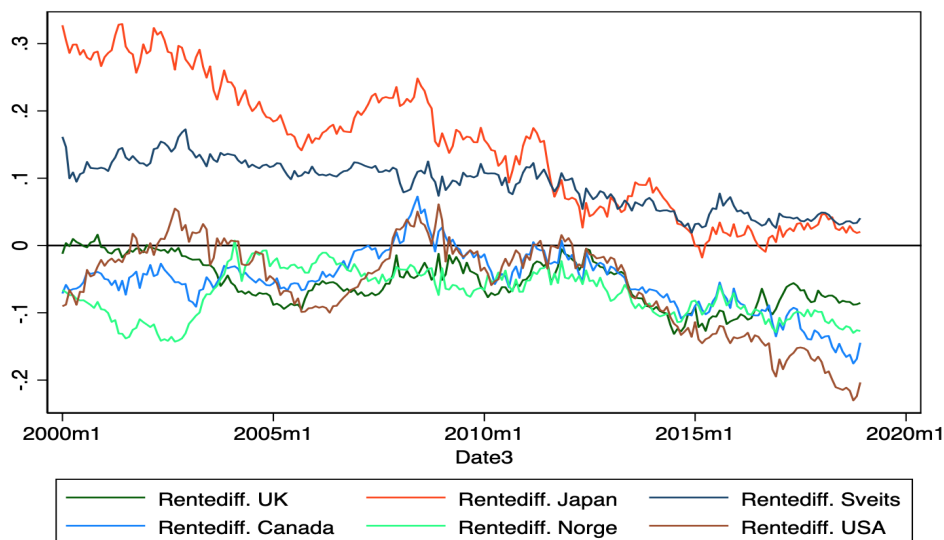
5.2.2 Rentedifferansen

Teorien om udekket renteparitet sier at valutaen i høyrentevaluta skal styrke seg i verdi overfor lavrentevaluta. Dette gjør at før vi kan teste for udekket renteparitet må vi studere hvilke av tidsserier som har positiv rentedifferanse, og ta det med oss videre i analysedelen. Sammen med kursutviklingen i euro er dette viktig for å få klarhet i hvordan renteutviklingen og kursutviklingen har vært i denne perioden.

Vi ser at rentedifferansen er positiv overfor Japan og Sveits i forhold til 10-års statsobligasjoner, som vil si at renten i hjemlandet er høyere enn i utemarkedet. Tyskland > Japan og Sveits. I disse landene burde man derfor forvente valutaappresiering av hjemlandets valuta mot euro, for at det skal være forenlig med udekket renteparitet. For resterende land så er det negativ rentedifferanse mellom renten i Tyskland og i utemarkedet.

⁸ EUR/USD=(1.43/1.03)-1= 38.8%. Dvs appresiering av EURO i forhold til USD på 38,8%

Graf 2: Rentedifferanser mellom rentene hjemme (Tyskland) og utlandet i perioden 2000-2018.



Vi ser videre ut i fra grafen og nærmere analyse av rentedifferansen at perioden fra midten av 2008 til midten av 2009 er preget av økt rentedifferanse for omtrent alle land unntatt Norge og Storbritannia, som har holdt en relativt stabil rentedifferanse under denne tiden også. Vi ser at Japan opplevde en veldig stor og positiv rentedifferanse som følge av at renten på japanske 10-års statsobligasjon falt kraftig ned mot den tyske renten, som har holdt seg relativt stabilt. Vi ser også positiv renteforskjell i denne perioden i forhold til amerikanske og canadiske statspapirer.

Videre observere vi at den japanske 10-års statsobligasjoner er den som har mest svingninger mot den tyske renten. Mot 2015 opplevde derimot alle landene unntatt Sveits nedgang i renteforskjellen. I denne perioden har sveitsiske rentepapirer holdt seg relativt stabilt, og det kan skyldes det vi har vært inne på tidligere. Sveits regnes som trygg havn.

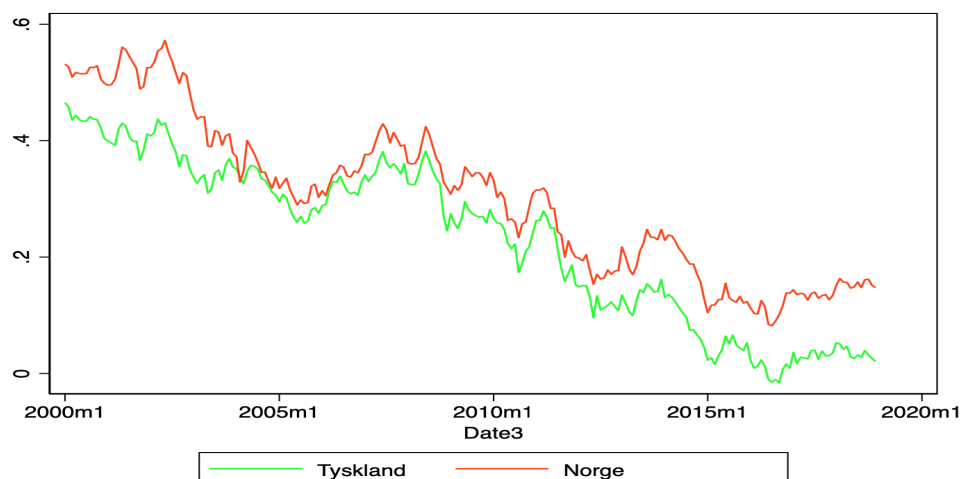
Grafer for 3- og 5- års statsobligasjoner er vedlagt i appendiks. Disse har ledet frem til samme resultat, at det er hovedsakelig positive rentedifferanser for Sveits og Japan, samt negative rentedifferanser for resterende av landene. Unntaket er perioden i 2009-2010 som viser tegn til uro i markedet ved økning i renteforskjeller, samtidig som at USA gikk i denne perioden fra å ha negativ rentedifferanse til å ha positiv rentedifferanse.

5.2.3 Sammenheng mellom norske og tyske renter

Utviklingen i rentene for Tyskland og Norge er spesielt interessant da vi har som nevnt tidligere lært at norske lange renter samvarierer i stor grad med de tyske lange renter, og dette var noe vi ønsket å undersøke. Vi har brukt 10 års obligasjoner for å se sammenhengen mellom disse to landene i et større perspektiv, som da er undersøkelsesperioden vår fra 2000-2018.

Grafen samsvarer med det vi har lært tidligere, at det er sammenheng mellom de lange rentene i disse to landene. Vi ser at de tyske lange renter er ofte ledende i forhold til nedgang og økning i rentene, og de norske påvirkes av dette. Vi ser også at rentedifferansen mellom de tyske og de norske rentene har økt med tiden, og at de tyske er blitt mye lavere enn de norske den siste tiden. Dette kan skyldes at ved uro så presses de tyske rentene ned grunnet økt etterspørsel, men da man ikke anser norske renter som trygg havn så holder de seg stabilt. I forhold til 5-års og 3-års statsobligasjonsrenter ligger grafene i appendiks. Basert på disse kan vi se at kortere tidshorisonter er mer preget av rentedifferanser som varierer mellom positive og negative verdier. Slik at det gjør det vanskelig å spesifisere om rentedifferansene sammenlignet med rentedifferansene på 10-års statsobligasjoner.

Graf 3: Utviklingen i norske og tyske 10-års obligasjonsrenter fra 2000 til 2018

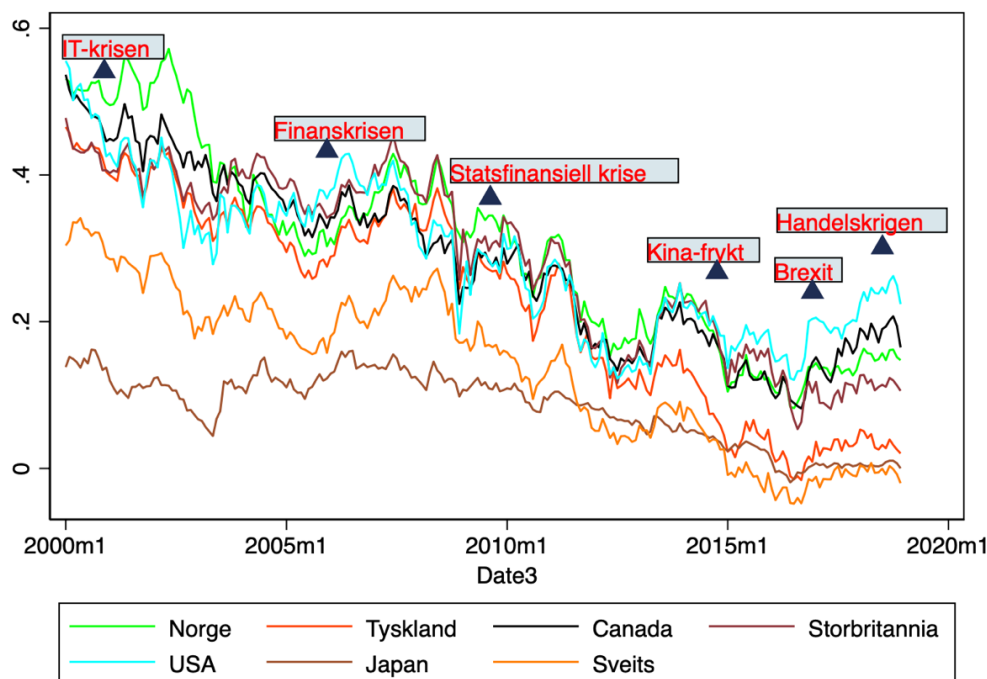


5.2.4 Renteutviklingen i forhold til viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi

I denne delen skal vi knytte opp svingninger i de lange rentene opp mot de viktige hendelser, som vi har vært inne på under punkt 4, som har skjedd i løpet av undersøkelsesperioden. Eventuelle store avvik vil gjøre at vi må være påpasselig med tolkningen av udekket renteparitet.

Grafen under viser renteutviklingen i Canada, Storbritannia, Japan, Sveits, Tyskland, USA og Norge for 10 års statsobligasjoner. For en mer tydelig og oversiktlig grafisk renteutvikling se i appendiks der vi har fremstilt renteutviklingen i 10 års obligasjonsrenter for ett og ett land.

Graf 4: Viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi 2000-2018



Basert på graf 4 ser vi at Japan og Sveits har hatt betydelige svingninger i begynnelsen av 2002, men utover dette har den 10-års obligasjonsrenten holdt et relativt stabilt nivå. Rentene i USA, Storbritannia, Tyskland, Norge og Canada har hatt en ganske lik utvikling. Vi ser flere tydelige store svingninger i rentekurven, som kan skyldes uro i markeder som følge av kriser og økt risiko.

Blant de største svingningene skjer i perioden 2008-2009 som vi også avdekket gjennom å studere grafen for rentedifferanser. Denne tidsperioden er noe vi kommer til å ta hensyn til da den har dukket opp ved flere grafiske analyser og vist tegn til store svingninger. Vi kommer til å bruke denne tidsperioden videre for å teste for brudd i tidsserien, slik at vi tar til rette at denne perioden kan ha effekt på udekket renteparitet. Vi mener denne perioden kan ha hatt effekt på udekket renteparitet gjennom at den har ved flere anledninger vist tegn til store svingninger, som kan ha skapt risiko og derfor avvik fra udekket renteparitet gjennom eksistens av risikopremie i markedet. Som vi tidligere har vært inne på, så innebærer udekket

renteparitet at investorene er risikonøytrale, og at man derfor setter risikopremie lik null. Ved uro og mye risiko, så ønsker investorene derimot kompensasjon for dette i form av risikopremie.

6.0 Økonometrisk metode

For å analysere udekket renteparitet benytter vi økonometrisk regresjonsanalyse av tidsseriene i Stata. Vi har to forskjellige tidsserier vi legger vekt på i denne oppgaven, en som viser renteutviklingen i de ulike landene, og en tidsserie som viser hvordan valutakursen har endret seg i undersøkelsesperioden. Før vi kan sette i gang med å ta en regresjon av tidsseriene så må vi undersøke om OLS forutsetningene holder, da dette er viktig for at resultatet av analysen vi gjør skal kunne tolkes mest mulig riktig. Forutsetningene er gjengitt i appendiks, men de mest sentrale i forhold til tidsserier omhandler stasjonaritet og autokorrelasjon, og gjennomgår her. Gjennom å teste for stasjonaritet så tester man stabiliteten til tidsserier, mens autokorrelasjon tar hensyn til seriekorrelasjon i feilleddene, da tidligere verdier kan ha effekt på nåværende verdier. Tar man ikke hensyn til dette kan dette føre til spuriøse resultater, og er derfor kritisk å undersøke⁹ (Wooldridge, 2016).

6.1 Stasjonær og ikke-stasjonær tidsserie

Store svingninger mellom to variabler fra en periode til neste gjør at vi ikke kan lære så mye om hvordan endring i den ene variabelen påvirker den andre. Dette gjør at det første vi må gjøre med tidsseriene er å teste for stasjonaritet, for å avdekke hvordan rentene oppfører seg over tid. Om en tidsserie er stasjonær eller ikke-stasjonær er viktig med hensyn til dens egenskaper og utvikling, og ved å ha klart på forhånd hvilken tidsserie vi har med å gjøre så minker vi sannsynligheten for spuriøse resultater. For at en tidsserie skal kunne defineres som stasjonær så må den ha følgende trekk:

- Gjennomsnittet er konstant.
- Variansen er konstant.
- Kovariansen er konstant

I en stasjonær serie vil et sjokk i periode t ha størst effekt i denne perioden, og avta jo lengre ut i tidshorisonten man kommer. Man sier dermed at en stasjonær tidsserie har en deterministisk trend som gjør man vender tilbake trenden, og dette gir tidsserien konstant

⁹ Spuriøse resultater er resultater som viser en falsk sammenheng mellom to variabler når det i utgangspunktet ikke eksisterer en slik sammenheng (Wooldridge, 2016).

gjennomsnitt og varians. Med andre ord vil tidsserien fluktuere rundt sin egen gjennomsnittsverdi (Wooldridge, 2016).

I en ikke-stasjonær serie vil sjokk kunne ha vedvarende effekt på dataene fremover, og forskjellen er at sjokket ikke dør ut. Man sier dermed at serien har en unit root (enhetsrot). Tar man ikke hensyn til unit root vil man gjennom en regresjon kunne avdekke sammenheng mellom variabler som det i utgangspunktet ikke er noe sammenheng mellom. Dermed er dette essensielt å teste for stasjonaritet. Ved ikke-stasjonær tidsserie så inneholder serien enten en trend eller et strukturelt brudd. Trend defineres som en vedvarende endring i en serie over tid, og kan være deterministisk eller stokastisk. En stokastisk trend er tilfeldig endring som varierer over tid, for eksempel random walk.

For å teste for stasjonaritet er det vanlig å bruke Dickey-Fuller test, og det finnes to varianter av denne: Dickey-Fuller og Augmented Dickey-Fuller. Vi skal i hovedsak benytte oss av Augmented Dickey-Fuller i denne analysen, men vi skal likevel beskrive forskjellene mellom disse to nedenfor.

6.2 Testmetode for stasjonaritet: Dickey-Fuller og Augmented Dickey-Fuller

For å teste for stasjonaritet så brukes ligningen under, som indikerer vanlig Dickey-Fuller test

$$\Delta y = \alpha + \rho y_{t-1} + \delta t + e_t$$

Hvor α er konstanten og tilsvarende 0. Nullhypotesen innebærer at $\rho = 0$ som innebærer at $y = 0$ og at tidsserien er ikke-stasjonær. Da vil det foreligge unit root (enhetsrot) i serien og man sier at tidsserien følger en såkalt random walk.

Alternativt innebærer at $\rho \neq 0$ og kan tolkes som at tidsserien følger konstant gjennomsnitt (Wooldridge, 2016).

Det finnes tre ulike måter å bruke Dickey-Fuller testen på

- 1) Med konstant ($\alpha = 1$) og trend ($\delta = 1$)
- 2) Med konstant ($\alpha = 1$) og $\delta = 0$
- 3) Ingen av delene, random walk $\alpha = 0$ og $\delta = 0$

Problemet med denne testen er at den ikke tar hensyn til autokorrelasjon, og i en tidsserie så er det vanlig at tidligere hendelser påvirker fremtidige hendelser. Av den grunn er Augmented (utvidet) Dickey-Fuller test bedre egnet da den tar hensyn til autokorrelasjon i en tidsserie, og på denne måten slipper man at regresjonsanalysen gir oss feilaktig og misvisende resultat.

Som nevnt er Augmented Dickey-Fuller modellen bare en videreutvikling av den vanlige Dickey-Fuller testen, som tar hensyn til at feilleddene kan være autokorrelerte ved å innføre lag i testen. Dette gir oss følgende sammenheng:

$$\Delta y = \alpha + \rho y_{t-1} + \delta_t + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 + \Delta y_{k-2}$$

Her indikerer k er antall lag. I praksis så vil vi ved bruk av denne modellen teste for om dagens endring i EUR/USD blir påvirket av gårsdagens kurs i EUR/USD.

Ved bruk av en t -statistikk kan man teste denne modellen med følgende nullhypotese og alternativ hypotese;

$$H_0: \rho = 0 \quad H_A: \rho < 0$$

6.3 Testmetode for kointegrasjon

I de tilfellene vi har med ikke-stasjonære variabler å gjøre så kan disse fortsatt brukes under en OLS-regresjon dersom de er kointegrerte, det vil si at de har en felles stokastisk trend.

Kointegrasjon bygger altså på en langsiktig korrelasjon mellom to eller flere serier.

Kointegrerte variabler vil på kort sikt preges av tilfeldige trender og på lang sikt bevege seg i et forhold som er konstant (Wooldridge, 2016).

For å teste for kointegrasjon mellom ikke-stasjonære variabler kan det benyttes Johansens test for kointegrasjon som tar sitt startpunkt i “vector autoregressive model” (VAR). Det blir dannet en ligning for hver tidsserievariabel som er med i modellen som estimeres.

Johansens kointegrasjonstest har følgende likning:

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

Hvor y_t er en vektor av variabler i k dimensjoner og antas å være integrert av grad 1 $I(1)$. A betegnes som koeffisientmatrisen og ε_t er vektor residualer av k dimensjoner. Vi skal ikke gå så mye nærmere inn på de ulike leddene, og vil senere i analysen benytte STATA for å teste for kointegrasjon om tidsseriene skulle vise seg å være ikke-stasjonære.

6.4 Testmetode for brudd

I de tilfellene vi har med en ikke-stasjonær tidsserie å gjøre er det naturlig å teste for brudd i tidsserien. Et strukturelt brudd i tidsserien kan derimot tolkes som en spesiell hendelse som gjør at den langsiktige likevekten endres (Wooldridge, 2016).

For å identifisere metoder for testing av brudd har vi benyttet oss av artikkelen til Balke (1991). I artikkelen henviser forfatteren til en tidligere artikkel skrevet av vedkommende selv, Balke & Fornby (1990), hvor det blir oppgitt to metoder for å identifisere brudd i tidsserien. Den ene metoden er rekursiv analyse av Dickey-Fuller regresjon. Førstnevnte utfører man ved å starte analysen med en del av utvalgsprøven, før man legger til én og én observasjon til modellen om gangen. For hver gang må modellene reestimeres.

Den andre metoden som blir nevnt går ut på å identifisere uteliggere (outliners) i modellen eller bevis på store sjokk. Med andre ord er formålet med sistnevnte metoden å finne frem til tidsperioder som skiller seg ut fra resterende, da dette vil indikere skift i trenden. I vår analyse vil vi forholde oss til å identifisere brudd ved å se etter variabler som skiller seg sterkt ut, og dette kan man gjøre enkelt ved å inkludere dummy variabler (Balke, 1991).

6.5 Testmetode for udekket renteparitet

Etter å ha testet tidsseriene for stasjonaritet, brudd og korrelasjon kan man begynne å undersøke det som er utgangspunktet for oppgaven, udekket renteparitet. Udekket renteparitet kan testes ved hjelp av en regresjonsanalyse, med endring i valutakurs som avhengig variabel og endring i rentedifferanse som uavhengig variabel. Dersom betakoeffisienten til modellen er lik 1, kan man konkludere med at teorien holder, og det vil dermed ikke være mulig å oppnå gevinst på å utnytte renteforskjeller. Dersom betakoeffisienten derimot er forskjellig fra 1, kan man konkludere med at teorien ikke holder, og det vil lønne seg å investere i land med høyere rente. I de tilfellene beta-verdien er nærmere verdi 0 enn 1 så sier man at den følger en såkalt random walk.

Ettersom man ikke har data på forventede valutakurser for land vil udekket renteparitet kun testes empirisk. Det vanlige har vært å anta at realisert kurs tilsvarer forventet kurs i gjennomsnitt over tid (Korsvold, 200). Vi bruker dermed historiske spotkurser hvor man antar at forventet fremtidig spotkurs i neste periode er S_{t+1} . Da brukes følgende sammenheng videre i denne analysen:

$$E_{t+1} = S_{t,t+k}$$

Likningen under representerer standard likningen for udekket renteparitet, og er også den samme ligningen Chinn og Meredith har benyttet i sin undersøkelse for å teste for udekket renteparitet. Vi vil benytte den samme ligningen i vår analyse, og sammenligne våre resultater med resultatene til Chinn og Meredith på et senere tidspunkt.

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

Nedenfor gir vi kort definisjon av de ulike regresjonskoeffisientene inkludert.

$\Delta S_{t,t+k}$ = Forventet valutakursendring mellom periode t og periode t+k. Denne er oppgitt i log-form for at det være konsistent med renteendringer.

α = Kan tolkes som risikopremie, og skal tilsvare 0 hvis udekket renteparitet holder da det ikke skal være mulig å oppnå gevinst.

β = For at udekket renteparitet skal holde så må beta være 1, og tilsvarer at renteendringer er lik valutaendringer.

$i_{t,k} - i_{t,k}^*$ = renteforskjeller mellom hjemme og utlandet

$\varepsilon_{t,t+k}$ = Feilledd.

For å teste for udekket renteparitet vil vi utlede nullhypotesen og alternativhypotesen som er:

$$H_0: \alpha = 0 \text{ og } \beta = 1$$

$$H_A: \alpha \neq 0 \text{ og } \beta \neq 1$$

7.0 Empirisk analyse

Vi starter den empiriske delen med å teste tidsseriene våre for stasjonaritet, slik at vi finner ut hvilke egenskaper som kjennetegner disse. Dette vil være avgjørende for hvor kritiske vi må være i henhold til tolkningen av analysen gjort på udekket renteparitet. Etter å ha gjennomført analyse av tidsseriene, vil vi kunne gå videre til å analysere det som er hovedproblemstillingen vår i oppgaven; Udekket renteparitet og hvor godt det holder i perioden mellom 2000 og 2018. Til slutt vil vi sammenligne våre resultater med Chinn & Meredith sine.

7.1 Test for stasjonaritet

For å teste for stasjonaritet har vi tatt kun i bruk Augmented Dickey-Fuller (ADF) med laglengder. Vi bruker AIC til å komme opp med optimal laglengde for hver tidsserie, og tester for dette. Laglengde her er definert som en periode, det vil si at lag (1) indikerer 1.måned tilbake i tid, og tar derfor for seg virkningen på rentedifferanser og valutaendringer en måned tilbake. Vi tester i hovedsak for utvidet Dickey-Fuller med konstant og med konstant og drift. Årsaken til at vi har inkludert drift skyldes at vi har antatt at våre variabler ikke ligger på en gjennomsnittsverdi på 0, men at de heller avviker fra dette. Ved å inkludere drift så tar vi hensyn til dette. Resultatet av testen er gjengitt i tabellene under. Første tabellen tar for seg valutakursendringer, mens den andre tabellen tester 10-års, 5- års og 3 års-obligasjonsrenter.

Tabell 5: ADF-test av valutakursendringer (2000-2018)

VARIABLER	Konstant	Konstant & Drift
Norske kroner	-1.247 (1) 0.65	-1.247 (1) 0.1069
Britiske pund	-1.681(3) 0.408	-1.681** (3) 0.0471
Japanske yen	2.227 (1) 0.196	-2.227** (1) 0.0135
Sveitsiske franc	-0.692 (2) 0.84	-0.692 (2) 0.2448
Amerikanske dollar	-1.878(1) 0.34	-1.878** (1) 0.0308
Canadiske dollar	-2.776* (1) 0.06	-2.776*** (1) 0.0030

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

Vi ser at når det gjelder valutakursendringer så kan man forkaste nullhypotesen om ingen stasjonaritet for norske kroner og sveitsiske franc. Resterende av valutaer er derimot stasjonære og kan trygt benyttes i videre analyse. Norske kroner og sveitsiske franc må vi derimot være varsomme med, spesielt hvis de også tester for ingen kointegrasjon senere i analysen. Vi går videre med analysen og rester for rentedifferanse. Vi tester med andre ord renten hjemme minus renten i utlandet for 10-år, 5-år og 3-års statsobligasjoner.

Tabell 6: ADF-test av rentedifferanser 10 år, 5 år og 3 år (2000-2018)

VARIABLER	Konstant & Drift 10 år	Konstant & Drift 5 år	Konstant & Drift 3 år
(iEUR-iNOK)	-1.300* (2) 0.0976	-1.703** (2) 0.0450	-1.717 ** (2) 0.0437
(iEUR-iGBP)	-2.224** (1) 0.0136	-2.026** (4) 0.0220	-1.761** (4) 0.0398
(iEUR-iJPY)	-1.188 (4) 0.1181	-1.217 (4) 0.1124	-1.265 (1) 0.1036
(iEUR-iSWF)	-1.287* (2) 0.0996	-1.248 *(3) 0.0879	-1.792** (1) 0.0373
(iEUR-iUSD)	-0.167 (3) 0.4337	-0.792 (4) 0.2147	-1.268(4) 0.1030
(iEUR-iCAD)	-2.604*** (1) 0.005	-1.174 (1) 0.120	-1.528* (1) 0.064

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

Basert på testen gjort på rentedifferanser så observerer vi at disse er stasjonære for alle tidshorisonter for Norge, Storbritannia og Sveits. Vi påpeker igjen, at med rentedifferanser så mener vi rentene i Tyskland minus utemarkedet. For japanske yen og amerikanske dollar er ingen av rentedifferansene stasjonære. Mens når det gjelder Canada så er det kun 5-års statsobligasjoner som blir påvist å være ikke-stasjonære.

Da det er flere serier som har vist seg å være ikke-stasjonære i forhold til rentedifferanser på kort sikt, så undersøker vi dette videre for å se om det foreligger en langsiktig relasjon mellom rentedifferanser og valutaer i de ulike landene. Da noen av tidsserier har allerede vist seg å være stasjonære, så har man ikke behov å teste kointegrasjon for alle tidsserier. Hvilke serier det gjelder, kommer vi nærmere inn på under neste punkt.

7.2 Test for kointegrasjon

Å utføre analyser på en ikke-stasjonær tidsserie og en stasjonær tidsserie kan mislede oss til å feil konkludere, som gjør at vi utfører vi kointegrasjon-test på dette ved bruk av Johansen-teste. Det vi skal teste for er om det er langsiktig sammenheng mellom valuta og renteforskjeller i hvert land. Kolonnene som er tomme indikerer at disse er stasjonære, som vi har funnet ut tidligere gjennom utvidet Dickey-Fuller. Dermed har man ikke behov for å teste for kointegrasjon på disse.

Serier som gjenstår og er av stor interesse er derfor:

- >Japanske yen i forhold til 10-års, 5-års og 3-års rentedifferanser mellom Tyskland- Japan
- >Norske kroner i forhold til 10-års, 5-års og 3 års rentedifferanser mellom Tyskland-Norge
- >Sveitsiske franc i forhold til 10-års, 5-års og 3 års rentediff. mellom Tyskland-Sveits
- > Amerikanske dollar i forhold til 10-års, 5-års og 3 års rentediff. mellom Tyskland-USA
- > Canadiske dollar i forhold 5-års rentedifferanser mellom Tyskland-Canada

Tabell 7: Trace-verdier fra Johansens kointegrasjonstest 10 års, 5 års og 3 års obligasjonsrenter (2000-2018)

	TRACE-verdi 10 år	TRACE-verdi 5 år	TRACE-verdi 3 år
(iEUR-iNOK)	6.839	5.789	4.669
(iEUR-iGBP)			
(iEUR-iJPY)	7.306	7.812	7.493
(iEUR-iSWF)	12.514	15.959	14.955
(iEUR-iUSD)	7.422	8.106	7.011
(iEUR-iCAD)		10.013	

Den kritiske verdien i forhold til kointegrasjonstesten på 10- års, 5 og 3 års statsobligasjonsrenter er på 15.41. I tabellen overfor ser vi at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen kointegrasjon for alle land bortsett fra sveitsiske 5-års statsobligasjonsrenter. Dette er fordi trace-verdi fra Johansen-testen er under den kritiske verdien.

Resultatet fra både utvidet Dickey-Fuller og kointegrasjonstesten gjør at tidsseriene for Norge, Japan og USA er noe vi må være påpasselige med i videre analyse. Det samme gjelder Canada i forhold til 5 års obligasjonsrenter, og Sveits i forhold til 10- og 3 års obligasjonsrenter.

7.3 Test av udekket renteparitet (10-, 5- og 3-års obligasjoner)

Vi starter med å utføre test på udekket renteparitet i forhold til 10-årig statsobligasjoner. Resultatet er fremvist i tabellen under. Vi har videre brukt Newey-West regresjonsanalyse, for å overkomme problemet relatert til tidsserier, autokorrelasjon. Vi tester for udekket renteparitet med regresjonsligningen oppgitt under:

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

Tabell 8: Udekket renteparitet i forhold til 10 års statsobligasjoner (2000-2018)

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Norske kroner	β -1.194*** α -0.130	0.154 0.015	0.321
Britiske pund	β -2.147*** α -0.296	0.220 0.011	0.433
Japanske yen	β -0.862*** α 0.263	0.233 0.055	0.111
Sveitsiske franc	β -2.233*** α 0.537	0.365 0.047	0.187
Amerikanske dollar	β -0.736 α -0.091	0.514 0.028	0.017
Canadiske dollar	β -0.644** α 0.025	0.205 0.008	0.064

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

Det første vi observerer i tabellen over er at beta verdiene ikke samsvarer med udekket renteparitet i forhold til å ha en verdi på beta lik 1, men at betaverdien er likevel nærmere verdien 1 enn 0 for Japan, USA og Canada. Samtidig som at både sveitsiske franc, norske kroner og britiske pund har en beta-verdi som er altfor høy. En annen ting vi observerer er at det er kun sveitsiske franc og japanske som har riktig fortegn. Det vil si at det er en positiv sammenheng mellom rentedifferanser og valutakursendringen. For resterende av landene er det derimot negativ sammenheng mellom rentedifferansen og valutakursendringen. Det vil si at høyrentevalutaen depresierer fremfor appresiere.

Vi ser også at alfa-verdien, som skal være lik 0, er alt for høy for de fleste land. Dette indikerer eksistens av risikopremie, og er brudd på ett av forutsetningene under udekket renteparitet om at investorene er risikonøytrale slik at alfa er lik 0. En annen ting å bemerke seg i forhold til amerikanske dollar og R², som sier noe om forklaringskraften til modellen, er at denne er svært lav, og er på 0.017. Dette kan komme som følge av mangel på stasjonaritetsegenskaper og kointegrasjon for USA. Vi husker også fra tidligere at vi må være varsomme i forhold til norske kroner, japanske yen og sveitsiske franc grunnet mangel på stasjonaritet og kointegrasjon.

Vi går videre med analysen og tester om udekket renteparitet har holdt bedre for 5- års statsobligasjonsrenter.

Tabell 9: Udekket renteparitet i forhold til 5 års statsobligasjoner (2000-2018)

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Norske kroner	β 0.382*** α -0.014	0.109 0.011	0.033
Britisk pund	β 2.532*** α 0.065	0.133 0.012	0.595
Japanske yen	β -0.213 α 0.006	0.169 0.030	0.008
Sveitsiske franc	β -0.717*** α 0.175	0.270 0.023	0.038
Amerikanske dollar	β 0.454* α -0.041	0.258 0.017	0.016
Canadiske dollar	β 1.401*** α 0.059	0.124 0.007	0.347

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

Test for 5-års obligasjonsrenter gav oss resultat som er mer forenelig med udekket renteparitet om at beta er lik 1. Vi ser derimot at regresjonen for udekket renteparitet gir oss beta-verdi som er av riktig fortegn for alle land. Det vil si at Sveis og Japan som fortsatt har en positiv rentedifferanse (Tyskland > Sveits og Japan), har en depresiering av valutaen sin i forhold til euro. Det motsatte er for resterende av valutaer, som har negativ rentedifferanse. Disse har en appresiering av sin valuta i forhold til euro.

På den andre siden så har vi beta-verdier som er noe lavere, og nærmere null enn verdi 1. Dette gjelder spesielt i forhold til Japan og Norge, lave beta-verdier indikerer at sammenhengen mellom positiv rentedifferanse og valutakursendringer er liten for Japan. Forklaringskraften har sunket betraktelig for norske kroner, japanske yen, sveitsiske franc og amerikanske dollar. Mens den har økt for britiske pund og canadiske dollar. Samtidig ser vi at betaverdiene er alt for høye i forhold til Canada og Storbritannia. Vi ser også at alfa-verdien har sunket og er mye lavere for alle land unntatt Sveits. Tolkningen av valutaen til Japan, Canada, USA og Norge må vi være noenlunde forsiktige med i tolkningen vår, som følge av disse har vist seg å være ikke-stasjonære.

Den siste regresjonen vi har gjort er i forhold til 3- års statsobligasjoner, og vi henviser til tabellen under. Vi kommenterer dette kort under tabellen.

Tabell 10: Udekket renteparitet i forhold til 3 års statsobligasjoner (2000-2018)

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Norske kroner	β 0.325*** α -0.001	0.072 0.010	0.040
Britisk pund	β 1.321*** α 0.031	0.156 0.010	0.304
Japanske yen	β -0.136 α -0.005	0.114 0.020	0.007
Sveitsiske franc	β -0.401** α 0.089	0.158 0.012	0.030
Amerikanske dollar	β 0.214* α -0.037	0.120 0.011	0.009
Canadiske dollar	β 1.193*** α 0.045	0.157 0.011	0.208

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

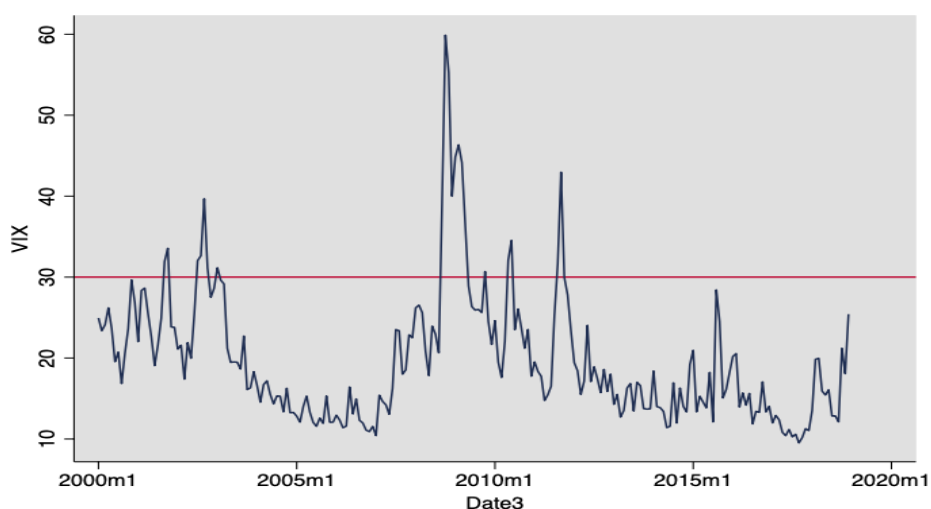
Testen som er utført på 3 års statsobligasjoner gir noenlunde samme resultat som analysen gjort i forhold til 5 års statsobligasjonsrenter. Fremdeles viser analysen oss beta-verdier som er forenelig i forhold til depresiering av valuta for Japan og Sveits, mens de resterende har hatt en appresiering av sin valuta i denne perioden. Igjen ser vi at alfaen er mye lavere enn for 10-års obligasjoner. I denne testen har vi måttet være påpasselige med regresjonen i forhold til norske kroner, amerikanske dollar, japanske yen og sveitsiske franc. Dette kan samtidig være årsaken til hvorfor beta-verdiene for de nevnte landene er så lave, som følge av sammenhengen mellom positiv (negativ) rentedifferanse og valutakursendringer er liten.

Svake resultater på testen for udekket renteparitet på 10-års statsobligasjoner, samt våre tidligere undersøkelser knyttet til vår undersøkelsesperiode gjør at vi ønsker videre å teste for om svake resultater kan relateres til at vår undersøkelsesperiode er preget av uro og dermed brudd i tidsserien. Vi vil utføre testen i forhold til 10-års obligasjoner og ikke restenende horisonter. Dette skyldes at testen for 10 års obligasjoner har a) gitt oss beta-verdier som er i mindre grad forenelig med udekket renteparitet b) alfa-verdi som er alt for høye.

7.4 Test av udekket renteparitet og brudd

Da vår undersøkelsesperiode er preget av flere hendelser, som IT-krisen, finanskrisen og handelskrig vil vi starte med å undersøke om det er brudd i vår tidsserie. Første steget har vært å undersøke utviklingen i VIX-indeksen i denne perioden. Vi har markert ut alle svingninger der verdien overstiger 30, da dette er blitt brukt til å definere markeder som er volatile (IG Trading, u.å.). Dette har vi gjort ved å danne en dummyvariabel i STATA.

Graf 6: Utviklingen i VIX-indeksen i perioden 2000-2018



Dummyvariabel gjør at vi er i stand til å finne perioder der VIX-indeksen overstiger 30 ganske enkelt, og den markerer ut følgende perioder:

>Fra september 2001 frem til oktober 2001

>Fra juli 2002 frem til oktober 2002

>Januar 2003

>**Fra september 2008 frem til april 2009**

>Oktober 2009

>Fra mai 2010 frem til juni 2010

>Fra august 2011 frem til september 2011

Noen av nevnte tidspunktene hvor markeder har vært svært volatile kan også knyttes opp mot de internasjonale hendelser vi har vært innom, deriblant

>Fra september 2001 frem til oktober 2001 → **IT-KRISEN**

>Fra september 2008 frem til april 2009 → **FINANSKRISEN**

>Fra mai 2010 frem til juni 2010 → **STATSFINANSIELL KRISE**

VIX-indeksen måler også høy volatilitet i 2015, som kan skyldes Kina-frykten. Så har det vært økning i VIX-indeksen fra februar 2018 til juni 2018, samt de siste månedene i 2018. De siste svingningene kan relateres til Brexit og handelskrigen. Dette er kun en bemerkning som vi har gjort, og er dermed ikke en konklusjon på hva disse svingningene skyldes konkret.

Videre velger vi å teste perioden, september 2008 til april 2009, for brudd som følge av at det er denne perioden som har gitt høyest volatilitet i VIX-indeksen, samt rentedifferanser, som vi var inne på tidligere. Som nevnt vil vi undersøke dette kun i forhold til 10-års statsobligasjoner. Analysen vi gjør her vil ikke være helt korrekt da vi ikke studerer obligasjonen fra utstedelse til forfall, men at vi deler den opp. Ved å gjøre dette vil vi analysere hvordan udekket renteparitet har holdt i forkant av de store svingningene i årene 2008. Da vi kun har rundt 100 observasjoner for hver tidsperiode vi tester, så er det begrenset hvor lang løpetid vi kan teste for da vi vil miste mange variabler under testen. Derfor ser vi på endringene i løpet av 4 år (48 perioder).

Første regresjonen tilsvare perioden januar 2010 frem til august 2018, mens den andre fra og med mai 2009 til desember 2018. Nedenfor har vi utledet en tabell i henhold til regresjonene vi har gjort. Den siste kolonnen er de koeffisientene vi har fått fra tidligere, der vi foretok regresjon av hele tidsperioden.

Tabell 11: Udekket renteparitet med hensyn til brudd og 10 års statsobligasjoner for periode januar 2000-august 2008, for periode mai 2009-desember 2018 og for periode januar 2000-desember 2018.

	Jan. 2000 – aug.2008	R ²	Mai 2009 – des. 2018	R ²	Jan. 2000- des.2018
Norske kroner	β 0.88*** α 0.06	0.446	β 0.19* α - 0.10	0.00	β -1.19 α -0.13
Britisk pund	β -3.3*** α -0.87	0.867	β -0.83 *** α -0.41	0.144	β -2.14 α -0.296
Japanske yen	β -0.35* α -0.13	0.044	β -0.67** α -0.012	0.050	β -0.862 α 0.263
Sveitsiske franc	β - 1.15*** α 0.10	0.248	β 0.80*** α - 0.013	0.480	β -2.23 α 0.537
Amerikanske dollar	β 0.60** α -0.26	0.075	β 0.55** α 0.14	0.053	β -0.736 α -0.091
Canadiske dollar	β 1.15 α 0.037	0.005	β 0.80*** α 0.00	0.084	β -0.644 α 0.025

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

Resultatet fra regresjonen viser at ved å fjerne perioden september 2008 til april 2009 så får vi beta-verdier som er i større grad forenelig med udekket renteparitet for 10-års statsobligasjoner for perioden januar 2000 til august 2008. Dette gjelder spesielt norske kroner, sveitsiske franc og canadiske dollar. Dette er sammenlignet med testen hvor vi ikke har ekskludert denne tidsperioden.

Vi observerer derimot at britiske pund har ganske høy beta-verdi, i tillegg til at de har hatt en appresiering av valuta sin fremfor depresiering i begge periodene. Med andre ord så vil det si at man har kunne tatt opp lån til lavere rente i Tyskland, for å investere i Storbritannia og tjene penger på dette. Vi har hatt vanskeligheter med å forklare denne utviklingen i britiske pund i denne perioden, da begge tidsserier er stasjonære- og ikke skal ha ført til spuriøse resultater. Eneste vi kan knytte dette opp mot er britiske pund blir verken ansett som trygg havn eller det motsatte. Dette kan ha ført til at ved uro så har man ønsket risikopremie for å sitte med dette valutaen, som følge av ekstra risiko. Sistnevnte kan forklare den høye alfa-verdien.

I perioden mai 2009 til desember 2018 ser vi at både beta-verdi og alfa-verdi til britiske pund har gått ned. Dermed kan dette skyldes at pund har blitt sett på som svært illikvid i perioden før dette og investorene har ikke ønsket å sitte med denne valutaen uten kompensasjon. Vi legger også merke til for norske kroner så har sammenhengen mellom valutakursendring og rentedifferanser vært lav for perioden mai 2009-desember 2018. Mens japanske yen og canadiske dollar gir beta-verdier og alfa-verdier som er forenelig med udekket rentepapiret.

I perioden mai 2009 til desember 2018 ser vi også at den sveitsiske valutaen har depreciert fremfor appresiert. Norske kroner, sveitsiske franc og amerikanske dollar holder mye bedre sammenlignet med perioden sett under ett. Både norske kroner og amerikanske dollar har riktig fortegn, og beta-verdier ganske nærme lik=1. Merk at beta-verdi ganske nærme lik 1 kun gjelder norske kroner under perioden januar 2000 til august 2008. Japanske yen har derimot fått noe svekket beta-verdi som følge av å ekskludere perioden med høy volatilitet.

Nå som vi har testet for udekket renteparitet ved å fjerne perioden med høyest volatilitet, så vil vi også undersøke kraften VIX-indeksen har på udekket renteparitet. Dermed vil neste avsnitt være preget av at vi tester udekket renteparitet med VIX-indeks som et ekstra ledd.

VIX-indeksen vil bli sett på feilledd i form av risikopremie. Vi ønsker med dette å undersøke om VIX-indeksen kan være med å forklare valutakurssvingninger.

7.6 Test av udekket renteparitet med VIX-indeks

$$\Delta S_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \beta_{VIX} + \varepsilon_{t,t+k}$$

Som nevnt tidligere så ønsket vi å inkludere VIX-indeksen da den måler volatilitet i markedet, og vi ønsket å se om perioder med høye verdier gav utslag på udekket renteparitet, i form av risikopremie. Vi har sett på dette i sammenheng med at mer uro gir høyere VIX-indeks, slik at høyere usikkerhet gir økt ønske om å plassere i sikre aktiva. Dette gir oss tabellene under. Vi skal kort kommentere hver enkel tabell, før vi avslutter med en sammenligning av våre analyser med Meredith & Chinn sine.

Tabell 12: Udekket renteparitet i forhold til 10 års statsobligasjoner med VIX-indeks (2000-2018)

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Norske kroner	β -1.262*** β_{VIX} -0.0006 α -0.121	0.164 0.0005 0.016	0.324
Britisk pund	β -2.658*** β_{VIX} 0.003** α -0.386	0.245 0.001 0.029	0.488
Japanske yen	β -0.836*** β_{VIX} -0.004 α 0.266	0.255 0.002 0.056	0.111
Sveitsiske franc	β -2.022*** β_{VIX} -0.004*** α 0.602	0.362 0.001 0.042	0.344
Amerikanske dollar	β 0.349 β_{VIX} -0.009* α 0.131	0.715 0.005 0.122	0.085
Canadiske dollar	β -0.729*** β_{VIX} 0.002** α -0.022	0.214 0.0008 0.021	0.111

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

Tabellen over gir oss resultatet på regresjonen ved inkludering av en koeffisient tilknyttet VIX-indeksen. Vi får en beta-verdi for VIX-indeksen som er svært lav for alle land, som gjør

at VIX-indeksen er med på å forklare kun en liten del av variasjonen knyttet til valutasvingninger. Sammenligner vi regresjonen på 10-års statsobligasjoner med VIX ser vi at beta-verdiene er noenlunde det samme. Vi observerer at VIX-indeksen har gitt størst utslag for amerikanske dollar som har fått lavere beta-verdi. At det er spesielt amerikanske dollar har gitt utslag på er ikke så rart, da VIX- måler det amerikanske markedet. Inkludering av VIX-indeksen gjør at beta-verdien på amerikanske dollar er av riktig tegn, og fører til at det er en positiv sammenheng mellom rentedifferanse og valutakursendringer.

Resterende av landene har derimot fått noe lavere verdi for beta, men fortsatt er både verdiene for høye og av feil fortegn. Vi bemerker oss også at R^2 , som forteller noe om forklaringskraften til den uavhengige variabelen, er noe styrket for hvert eneste land. Dette er positivt da man kan knytte opp mer av variasjonene i renteendringer og risikopremie opp mot valutakursendringer. Samtidig er fortsatt ikke de estimerte beta-koeffisientene forenelig med udekket renteparitet.

Vi utførte lignende regresjon med VIX- indeksen inkludert videre på 5-års statsobligasjonsrenter. Det første vi observerer er at Japan har mye høyere beta-verdi for VIX både sammenlignet med andre land, men også sammenlignet for regresjonen gjort på 10-års statsobligasjonsrenter. Kan indikere høyere risikopremie for Japan i denne perioden. Alle de resterende landene har derimot fått lavere verdi på beta-VIX. Dette vil si at finansiell uro har spilt en rolle i dette, men spesielt i forhold til Japan i denne perioden.

Videre observerer vi at norske kroner og amerikanske dollar har fått høyere beta-koeffisient, som også vises i R^2 . Sveitsiske franc og japanske yen har derimot fått noe lavere beta-verdi, og lavere R^2 for sveitsiske franc.

Tabell 13: Udekket renteparitet i forhold til 5 års statsobligasjoner med VIX-indeks (2000-2018)

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Norske kroner	β 0.583*** β_{VIX} 0.003*** α -0.067	0.134 0.0008 0.017	0.1017
Britisk pund	β 2.336*** β_{VIX} 0.002*** α 0.008	0.148 0.0007 0.024	0.610
Japanske yen	β -0.126 β_{VIX} -0.011*** α 0.227	0.169 0.002 0.052	0.166
Sveitsiske franc	β -0.706*** β_{VIX} -0.0009 α 0.194	0.272 0.001 0.034	0.041
Amerikanske dollar	β 0.928*** β_{VIX} -0.006*** α 0.099	0.281 0.002 0.045	0.063
Canadiske dollar	β 1.451*** β_{VIX} -0.0007 α 0.076	0.138 0.0006 0.018	0.351

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

Resultatet knyttet til 5-års statsobligasjoner gir nokså likt resultat som knyttet til 10-års statsobligasjoner med VIX-inkludert. Det vil si at VIX-indeksen har gitt størst utslag på amerikanske dollar som har ført til at beta-verdien har gått fra 0.45 til 0.92. Ser vi på resterende av landene så har det vært liten forskjell i beta-verdi på britiske pund, sveitsiske franc og canadiske dollar. Japanske yen har derimot hatt fått lavere beta-verdi, som følge av at det har vært en mindre sammenheng mellom valutaendringer og rentedifferanser

Den siste analysen vi skal innpå blir i forhold til 3 års-renter i tabellen under. Vi ser at for kortere tidshorisont så har VIX-indeksen spilt en mindre rolle i forhold til risikopremie, men gitt beta-verdi som er mer forenelig med udekket renteparitet i forhold til å forklare valutakursendringer. Vi har også fått beta-verdier som er mye mer nærmere beta-verdi lik 1, men av feil fortegn for amerikanske dollar. Høy alfa for norske kroner kan indikere økt risikopremie som følge av at investorer ønsket å gå ut lite likvide og usikre plasseringer som norske kroner. Negative verdier av beta-koeffisientene innebærer at høyrentevaluta appresierer mot lavrentevalutaer, som er motsatt av det udekket renteparitet tilsier. Dette er igjen kun tilfellet for amerikanske dollar.

Tabell 14: Udekket renteparitet i forhold til 3 års statsobligasjoner med VIX-indeks (2000-2018)

Land	Regresjonsparametre	Std.avvik (Robust)	R ²
Norske kroner	β 0.682*** β_{VIX} 0.006*** α -0.105	0.087 0.0008 0.014	0.328
Britisk pund	β 1.243*** β_{VIX} 0.001 α 0.0003	0.161 0.0007 0.023	0.310
Japanske yen	β -0.138 β_{VIX} 0.0002 α -0.011	0.118 0.002 0.035	0.006
Sveitsiske franc	β -0.467** β_{VIX} 0.003*** α 0.031	0.161 0.0007 0.019	0.088
Amerikanske dollar	β 0.471*** β_{VIX} -0.004*** α 0.061	0.125 0.001 0.030	0.050
Canadiske dollar	β 1.019*** β_{VIX} 0.002*** α -0.021	0.161 0.0008 0.022	0.244

*, ** og *** indikerer at man forkaster nullhypotesen i forhold til 10%, 5% og 1% signifikansnivå.

7.7 Oppsummering av resultatene

Vi ser at udekket renteparitet holder bedre for 3-års og 5-års statsobligasjoner sammenlignet med 10-års statsobligasjonsrenter. Unntaket er derimot britiske pund og canadiske dollar på 5-års statsobligasjoner. Mens analysen for 10-års statsobligasjoner har gitt verdier som både er alt for høye, samtidig som de har vært av feil fortegn for flesteparten av valutaer. Med andre ord har det vært en negativ sammenheng mellom renteforskjeller og valutaendringer i forhold til 10-års statsobligasjoner. Vi vil likevel trekke frem at ettersom tidsseriene våre ikke er stasjonære og kointegrerte for de fleste tidsserier så må vi være varsomme med denne tolkningen. Vi ønsker allikevel å knytte opp dårlig holdbarhet på udekket renteparitet på 10 års statsobligasjoner opp mot forklaringen til Lothian (2015), at negative resultater kan skyldes unike trekk i løpet av denne perioden.

I de tilfellene vi ser stort avvik fra udekket renteparitet, så vil man kunne tjene penger i form av arbitrasjevirkosomhet og spekulasjon. Samtidig er det verdt å merke seg at her er kun valutakursendringer forklart gjennom renteforskjeller, og i praksis er det gjerne flere ting som påvirker valutakurs. Dette kommer vi mer innpå senere i analysen, men vi vil frem til at selv om analysen viser tegn på at det har vært mulig å oppnå gevinst, så kan andre faktorer påvirke negativt, sånn at investoren ikke kan være garantert denne gevinsten.

Og igjen, må vi være noenlunde kritiske til analysen. Vi ser at ved inkludering av VIX-indeks så gir det noe utslag i risikopremie, men ganske lite. Spesielt ser vi at VIX-indeksen spiller en større rolle i forhold til å forklare sammenhengen mellom valutakursendringer og rentedifferanser for amerikanske dollar i alle periodene, men noe svakere rolle i forhold til å forklare resterende av valutaer.

Testens svake resultat på udekket renteparitet i forhold til 10-års statsobligasjoner gjorde at vi så behovet for å ekskludere vekk perioden med høyest volatilitet i VIX-indeksen. Å ekskludere vekk den mest volatile perioden gir oss beta-verdi som svarer med udekket renteparitet i forhold til at høyrevalutaen appresierer i forhold til lavrentevaluta. Dette er derimot ikke tilfellet for sveitsiske franc i perioden mai 2000 til desember 2018 og for britiske pund for begge periodene. Alt i alt ser vi at 10-års statsobligasjoner holder bedre om man ekskluderer den aller mest volatile perioden i forhold til VIX-indeksen. Inkludering av VIX-indeksen gir også utslag ved at beta-verdier er nærmere lik 1, men i hovedsak for amerikanske dollar. Vi går med dette videre til å sammenligne våre resultater med Meredith og Chinn.

7.8 Sammenligning av resultater med Meredith & Chinn

Nedenfor har vi plottet inn resultatene våre fra testene og resultatene til Meredith og Chinn inn i tabellen, men har kun hatt mulighet å gjøre dette for Japan, Canada og Storbritannia. Mens kun for Storbritannia og Japan på 5-års tidshorisont. Dette skyldes at våre analyser har vært basert på andre land enn det Meredith og Chinn sine har vært, og gir oss dermed kun mulighet til å sammenligne de nevnte landene. Samtidig er de kun sammenlignbare i forhold til tidshorisont på 10 og 5 år, som er kun disse to horisontene Meredith og Chinn har lagt vekt på.

Tabell 15: Sammenligning av resultat med analysen til Meredith & Chinn 10-års statsobligasjoner

	Meredith og Chinn	Jan 2000- des 2018	Jan.2000- august 2008	Mai 2009- des 2018	Med VIX- indeks
Britiske pund	0.563	-2.147	-3.3	-0.83	- 2.655
Japanske yen	0.399	-0.862	-0.35	-0.67	- 0.84
Canadiske dollar	1.120	-0.644	1.15	0.084	- 0.727

Vi ser at våre betaverdier er mye høyere for britiske pund og japanske yen for alle testene, samtidig som de er av feil fortegn for britiske pund. Japanske yen har derimot en betaverdi nokså lik 1 for alle regresjonene enn der vi ekskluderer perioden september 2008 til april 2009. Merk at tolkningen av japanske yen må være forsiktige med grunnet dens egenskaper. Canadiske dollar har derimot verdier som er sammenlignbare med Meredith og Chinn sine, men dette er tilfellet kun hvis vi ekskluderer perioden med mye volatilitet.

Tabell 16: Sammenligning av resultat med analysen til Meredith & Chinn 5-års statsobligasjoner

	Meredith og Chinn	Jan 2000-des 2018	Med VIX- indeks
Britiske pund	0.455	2.532	2.053
Canadiske dollar	0.373	1.401	1.314

Vi undersøker videre dette i forhold til 5 års statsobligasjoner nedenfor. Vi ser at verdiene våre er alt for høye, og samsvarer ikke med beta lik 1. Samtidig bidrar VIX-indeksen til å sette en demper for den høye beta-verdien, og gir verdier som er noenlunde lavere. Allikevel har vår analyse av udekket renteparitet gitt oss høyere beta-verdier sammenlignet med Meredith og Chinn totalt sett. Vi ønsket å undersøke dette nærmere, og dette gjør vi i neste kapittel som omhandle analyse.

8.0 Analyse av resultatene

Selv om vi har sagt tidligere at vi må være noenlunde forsiktige med å konkludere fast i forhold til våre analyser på udekket renteparitet, grunnet mangel på stasjonaritet og kointegrasjon, har vi fortsatt bemerket oss at våre analyser holder dårligere enn Meredith & Chinn sine. Flere av landene vi har undersøkt har både beta-verdier som er for lave, mens også av feil fortegn. Vi har også opplevd å få ganske høye alfa-verdier til tider. Dette gjelder spesielt for 10-års statsobligasjoner der kun to av landene opplevde at valutakursendringen var forenelig med udekket renteparitet. Den holder noenlunde bedre på 5 og 3 år sikt.

Dette gjorde at vi ønsket å analysere videre for å avdekke eventuelle forskjeller i vår tidsperiode (2000-2018) med tidsperioden til Meredith og Chinn (1983-2000). Kan dette skyldes at vår periode er preget av mer finansiell uro, slik vi har vært inne på tidligere? Eller skyldes dette at det er mer politisk risiko på agenda? For å svare på dette vil vi gjennomgå forutsetningene som er stilt for udekket renteparitet og deres hold i dette. Dette har gitt oss forklaringer nevnt under som kan ha spilt en viktig rolle i vår analyse.

8.1 Politisk risiko

En av årsakene vi mener har spilt en stor faktor i dette er politisk risiko. Vi har tidligere i analysen målt risiko i form av finansiell risiko og VIX-indeksen. Slik vi ser på det så hadde VIX-indeksen påvirkning på beta-verdien, men ikke all risiko kan måles gjennom denne. Det kan tenkes at det ikke alltid er slik at politisk risiko gitt utslag i VIX-indeksen, som først og fremst er knyttet til det amerikanske finansmarkedet. Det kan foreligge politisk risiko mellom land som ikke lar seg måle, og svekke kraften av udekket renteparitet gjennom svingninger i valutakursen og rentekurven. Politisk risiko kan være med å øke etterspørsel etter såkalte trygge havner.

Grytten & Arngrim (2016) gjennomgår i boken sin 12 kriser som har preget norsk og internasjonal økonomi. I tidsperioden til Meredith & Chinn inntreffer kun én av disse, og dette er den norske bankkrisen som ikke har noen sammenheng for de landene de undersøker. Ser vi på dette i forhold til vår undersøkelsesperiode støtter vi på både finanskrisen og den statsfinansielle krisen. Begge krisene har vært store, og begge krisene har preget den internasjonale uroen. Spesielt under den statsfinansielle krisen, så var det selve staten som var i krise og hadde likviditetsproblemer. Dette førte til høye statsrenter som følge av økt

kredittrisiko, og som går imot i et av forutsetningene under udekket renteparitet; risikonøytrale investorer. Om dette kan være noe en årsak til noe svakere resultat ved vår analyse er noe vi ikke kan se bort i fra.

Samtidig har den siste tiden i vår undersøkelsesperiode vært preget av politisk risiko i form av man har fått flere protestvalg rundt omkring, i forhold til vår periode er det Brexit som er relevant. Som nevnt under kapittel 4 så har man sett svingninger i rentekurven og utviklingen av eurokursen som kan skyldes Brexit. Slik uro er med på å skape mer risiko i landet det demonstreres i og dette har effekt på statspapirene. I forhold til vår analyse er det spesielt finanskrisen, statsfinansiell krise og Brexit som kan ha ført til at udekket renteparitet holder noenlunde. Selv om vi har benyttet statsobligasjoner i denne oppgaven, som skal være noenlunde risikofrie, så kan de ha inneholdt en viss grad av risikopremie som følge av uroen, slik også testene på udekket renteparitet har indikert.

Studiet gjort av Skinner og Mason (2011) som har testet for dekket renteparitet, bekrefter denne teorien da de hadde funnet at det er kredittrisiko som er kilde til brudd i dekket renteparitet på lang sikt fremfor transaksjonskostnader eller størrelsen på økonomien. De henviser også til Taylor (1989) og Batten og Szillagyi (2010) som antyder at turbulens i markedet kan være relatert til brudd i dekket renteparitet. Når VIX-indeksen og dermed markedsvolatiliteten øker, øker derfor brudd på dekket renteparitet muligens fordi myndighetene vil misligholde gjeldene sine under turbulente markedsforhold. Selv om vi ikke skriver om dekket renteparitet, så er det lov å spørre seg om det er det samme tilfellet for udekket renteparitet og vår periode?

8.2 Risikopremie

Denne forklaringen går litt ut på det samme som vi var inne i forhold til politisk risiko. Som følge av at udekket renteparitet bygger på forutsetningen at investorene er risikonøytrale, så har man sett bort i fra risikopremie. I realiteten krever man risikopremie som følge av risikoen man påtar seg. Jo mindre likvid en valuta er og risikabel, desto mer risikopremie vil man forlange. Faktorer som uro i finansmarkeder gjør det mer risikabelt å holde valutaer og rentepapirer som ikke er lett omsettelige for eksempel. Vår periode er preget av flere hendelser som det kan tenkes har spilt en rolle oppi det hele. Er dette dermed en forutsetning som er lite holdbar i realiteten? Slik vi ser på det, så er svaret ja i vår undersøkelsesperiode. Ser man på dette fra investorens side så ønsker man kompensasjon i form av økt risiko da man

kan risikere å ikke få tilbakebetalt noen ting. Vi har videre brukt risikofrie obligasjoner, men man også stille spørsmål om hvor risikofrie disse er. Det er fremdeles innbakt noe risiko i form av kreditt- og politisk risiko, spesielt da vår periode er preget av mye uroligheter. Dette bryter ett av forutsetningene som udekket renteparitet bygger på, om risikonøytrale investorer og risikopremie som er i gjennomsnitt lik null. Våre resultater har gitt også alfa verdier som til tider har vært svært høye, og selv om vi ikke kan stole blindt på våre resultater, så kan det være en relasjon her. Vi viser også til påstanden til Flood & Rose (2001) om at udekket renteparitet kan funke annerledes for land i kriser, hvor både renter og valutaer er mer volatile.

8.3 Fast inflasjonsmål

Vi viser til appendiks 8 som vi være grunnlaget i denne analysen. Siden 1990 har flere land i verden begynt å innføre inflasjonsmål. Vi har Canada som begynte med inflasjonsmål 1991, Euroområdet 1999, Japan 2013, Storbritannia 1992, Sveits 2000, USA 2012 og Norge 2011. Det sies at økonomien fungerer bedre ved lav og stabil inflasjon enn ved høy og varierende inflasjon (Flatner et al., 2010). Inflasjonsmål har gitt mindre usikkerhet til investorene i form av framtidsutsikter og prisøkninger. Før fast inflasjonsmål var inflasjonen i gjennomsnitt opp mot 7.1% bare i for eksempel i Canada (Finansdepartementet, 2017), som var et av de første landene til å innføre dette.

Perioden Chinn & Meredith brukte for å teste for udekket renteparitet er som nevnt fra 1983 til 2000. Dette er en periode preget av mindre fokus på fast inflasjonsmål sammenlignet med vår periode. Slik vi ser på grafene i appendiks er deres periode preget av høye inflasjonsverdier sammenlignet med vår. Stabile og lave inflasjonsmål, slik vår periode var preget av, skulle ført til mindre risiko blant investorer i forhold til framtidsutsiktene og man skulle trodd da at udekket renteparitet skulle holde bedre. På en annen måte kan dette ha ført til store kontraster for investorer, som gikk fra perioder med høye nominelle avkastninger i perioder med høy og ustabil inflasjon til lave og stabile inflasjonsmål, føre til søk etter høyere avkastning. En annen faktor her er at de ulike landene begynte med inflasjonsmål på ulike tidspunkter, og som kan ha skapt store forskjeller ved urolige tider.

Dårlige test-verdier i forhold til Japan derimot kan skyldes at de opplevde deflasjon fra om med 1990-tallet. Deflasjon er det motsatte av inflasjon, og fører til at pengene mister sin verdi. Som følge av dette hadde vi med svært lave, og negative renter å ha med å gjøre i

forhold til Japan. Udekket renteparitet holdt noenlunde bedre for japanske 10-års statsobligasjoner, men tar vi en titt på beta-verdien så ser vi at den ligger på -0.213 og -0.13 for 5-og 3 års statsobligasjoner. Slik at udekket renteparitet holdt dårligere på renter med kortere løpetid. Resultatet til Meredith og Chinn gav beta-verdi på 0.399 på japanske ti-års statsobligasjoner, som gjør at beta-verdi er noe nærmere 1 enn i forhold til vår test. Samtidig er ikke beta-verdien høy nok, og det kan skyldes at Japan fikk problemer med økonomien sin fra og med 1990 til 2006, som kan ha svekket både vårt resultat og Meredith & Chinn sin.

Man kan også lure på om fast inflasjonsmål bidro til at resultatet på udekket renteparitet faktisk var i større grad forenelig enn det som hadde vært tilfellet uten. Man har kriser på den ene siden, som svekker kraften av udekket renteparitet. Samtidig som de fleste land begynte med fast inflasjonsmål. Ville virkningene av krisene vært mer fatale om inflasjonsmål ikke var fastsatt? Slike spørsmål kan man bringe med til videre forskning på nettopp dette.

8.4 Analysefeil

Vi må også igjen påpeke at flere av variablene benyttet i vår analyse har vist form for ikke stabilitet over tid, verken gjennom stasjonaritet eller kointegrasjon. Med andre ord forsøker vi å forklare sammenhenger mellom variabler som varierer fra en periode til annen. Dette gjør at vi må være noenlunde skeptiske til analysen som er gjort, da man på basis av disse svakhetene ikke kan trekke en felles konklusjon.

9.0 Udekket renteparitet- Viktig, men lite empirisk testet

Udekket renteparitet er en viktig relasjon, men det er også lite gjenkjennelig i empirisk testing. Vi har knyttet dette opp mot to viktige årsaker som kan ha innvirkning i dette og som gjør denne teorien vanskelig å praktisere. Nevnte årsaker var også noe vi støttet på under vår analyse og som derfor gav oss utfordringer.

a) Svakheter ved måling av forventet valutakurs

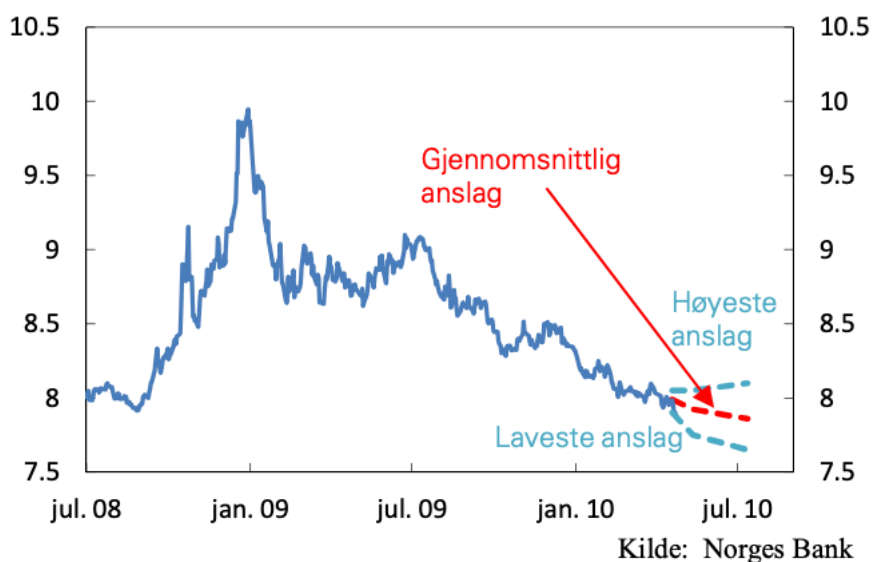
I praksis er det vanskeligere å teste udekket renteparitet enn dekket renteparitet som følge av markeds forventninger til fremtidige valutakurser ikke er direkte observerbar. Teorien har derimot lagt stor vekt på at aktørene former rasjonelle forventninger om at fremtidig realisert

valutakurs vil være lik verdien som forventet på tidspunkt t , pluss feilledd som har gjennomsnitt lik null og er ukorrelert med all info man vet på tidspunkt t (Isard, 2006). Dette bygger på gyldigheten om udekket renteparitet-forutsetningene.

I artikkelen til Isard (2006) er vedkommende inne på at det har blitt gjort undersøkelser på forventet valutakurs siden 1980-tallet gjennom flere forskjellige kilder. Resultatet av dette ble at et antall studier har vist at valutakursforventninger, målt ved gjennomsnittlige prognoser for respondentene, avviker betydelig fra gjeldende valutakurser. Den samme konklusjonen er å finne i artikkelen til Neely og Sarno (2002) som nevner at undersøkelsesmålinger i forhold til valutaforventninger er svært dårlige prognoser. Blant årsaker til hvorfor det er så vanskelig å estimere forventede valutakursendringer er det blitt nevnt at det er fordi disse i stor grad er dominert av uventende endringer Isard (2006).

Norges bank utfører en tilsvarende undersøkelse overfor 12 banker som blir spurt om sine forventninger til kursen for norske kroner mot euro om 1 uke, 1 måned og 3 måneder. Hvor halvparten er skandinaviske og restenden lokalisert i London. Man kan se at tidvis så kan anslagene være svært store mellom høyeste og laveste anslag.

Graf 6: Graf over forventet valutakurs av Norges Bank.



(Flatner, Tornes og Østnor, 2010)

I vår analyse har vi testet forventet valutakurs på basis av likningen S_{t+1} . Vi brukte historiske valutakurser og måtte basere oss på at forventet valutakurs var realisert valutakurs i periode $t+1$. Dette danner ganske forenklet bilde av virkeligheten, og vi så ingen andre løsninger

knyttet til hvordan måle forventet valutakurs. Har denne svakheten gjort at man har beveget seg mer ifra udekket renteparitet, og mer til makroøkonomiske modeller som gjør det lettere å forklare valutakursendringer?

b) tilnærmet random walk, som gjør det vanskelig å predikere valutakurs

Flere økonomer har forsøkt å lage gode prognoser for valutakurs, og konklusjonen har vært likedan for de alle. At dette er vanskelig. Det finnes i dag flere makroøkonomiske modeller på dette for å predikere dette, men forskning har vist at det enkle er noen ganger det beste. Blant kjente økonomer som har forsøkt å lage prognoser for valutakurs er økonomene Meese & Rogoff. De publiserte forskningsarbeid i 1983 som viste at modeller der valutakursen ble forklart av markøkonomiske variabler, som pengemengde, BNP, forventet inflasjon, renter, gav dårligere prognoser enn en enkel antagelse om at fremtidig kurs er lik dagens kurs (Flatner et al., 2010). Sistnevnte omtales som random walk.

Meese & Rogoff (1983) var også inne på mulige forklaringer på hvorfor modellene ikke predikerer bedre enn random walk, og nevnte blant disse faktorer som skyldes utvalgsfeil, ustabilitet, feil spesifisert av modellen eller endogene variabler (Røtvold, 2016). Samtidig nevner Engel (2014) at det er vanskeligere å predikere valutakursendringer på kort sikt da volatiliteten er høyere, og avvikene fra udekket renteparitet større, men på sikt bedre (Røtvold, 2016).

Røtvold (2016) har skrevet lignende forskningsdokument hvor vedkommende henviser til studiet gjort av Rossi (2013). Rossi (2013) evaluerte i sin forskning hvilken modell som predikerer valutakurs best, og kom frem til at random walk er den vanskeligste benchmark å slå for de estimerte modellene. En av årsakene til de ikke treffer, nevnes å være at valutakurser blir drevet av støy, fremfor fundamentale forhold i økonomien.

Videre har man artikkelen til Isard (2006) som skriver om at det er blitt gjort funn på at rentedifferanser bare forklarer en liten porsjon av valutasvingninger. Samt at endringer i valutakursen også skyldes i stor grad informasjon og nyheter om økonomisk utvikling, politikk og andre relevante faktorer. Selv om senere forskning har vist at modellene har noe bedre forklaringskraft, har teorien om random walk og valutakurs fortsatt stått sentralt siden den gang. Dette gjør det enkelt å forklare hvorfor man lar være å benytte udekket renteparitet som prognosemodell for valutakurs.

9.1 Hvor godt vil udekket renteparitet holde fremover?

Frem til nå har vi vært inne på hvordan udekket renteparitet har holdt i perioden 2000 til 2018, mens i dette kapitlet skal vi ta for oss endringer som samfunnet står overfor og som kan ha innvirkning på holdbarheten til udekket renteparitet fremover. I forhold til dette kapitlet har vi vært i kontakt med flere fond for å få deres innsyn i dette. Dette har vi gjort fordi vi ønsket et annet perspektiv på dette gjennom å forhøre oss med de som jobber med dette på daglig basis. Fondene vi har vært i kontakt med i forhold til dette emnet er Pareto Securities, Odin Fond, Skagen fondene og Holberg Fondene¹⁰.

Skagen fondene har utdypet viktigheten av digitaliseringen og dens påvirkningskraft, som også kan ha innvirkning på renteparitet. Deres synspunkt er at gjennom digitalisering så vil det være vanskeligere å utnytte renteforskjeller grunnet den raske tilpasningen dette vil ha på eventuelle skjevheter. Her snakker vi om aksjeroboter som skal kunne analysere hundre transaksjoner i løpet av kort tid. Mens Odin fond har dratt frem hvordan digitalisering også vil effektivisere handel av verdipapirer mellom land.

Holberg Fondene har dratt frem psykologiens rolle i dette, i form av menneskers søk etter mønstergjenkjenning. Man forsøker å finne mønster i finansmarkeder for å få føle seg tryggere. En form for en viss kontroll og en falsk trygghet. Man er opptatt av å finne mønstre i alle hendelser, men ved noen tilfeller er ikke det noen mønstre å se. Kanskje er det akkurat derfor random walk har fått stor støtte knyttet til empirisk testing av valutaprognoser?

Vil økt politisk risiko som følge av protestvalg, knyttet til Brexit føre til at udekket renteparitet holder enda dårligere på sikt? Som følge av økt risikopremie? Holberg Fondene har også vært inne på hvordan mediebildet har forandret seg, kun de 5 siste årene har det skjedd drastiske forskjeller. Man har gått fra å bruke mediebildet til bruk av sosiale medier for å uttrykke seg. Godt eksempel her er Donald Trump. Uttalelsene hans når til stort publikum, og man ser hvor raskt markedet reagerer på nyhetene han kommer med.

Spørsmålet vi stiller i forhold til alt dette, og ikke minst frem i tid, er om digitaliseringen, protestvalg og endring av mediebildet vil føre til impulsive endringer i forventet valutakurs, som gjør udekket renteparitet mer uegnet som forklaringsmodell?

¹⁰ Vi vil igjen takke for deres hjelp i forhold til hva som preger det makroøkonomiske bildet fremover.

10.0 Konklusjon

Vårt formål har vært å teste for udekket renteparitet med følgende problemstilling

Hvor godt har udekket renteparitet holdt fra 2000 og frem til 2018?

Vi har tatt utgangspunkt i USA, Storbritannia, Norge, Sveits, Canada og Japan med hensyn på det tyske markedet. Vi ønsket med dette å undersøke om empirien var forenlig med teorien om at rentedifferanse ble etterfulgt av endringer i valutakursene.

Vi startet den empiriske analysen ved å oversikt over utviklingen i dataen vi har med å gjøre, og har dermed utledet graf for kursutviklingen i euro og en graf for rentedifferansen av den grunn. Vi har brukt de ulike hendelsene som kan ha skapt finansiell uro og påvirkning i de lange rentene for å se hvilken effekt dette hadde på de lange rentene. Når dette var gjort kunne vi fortsette med vår analyse for å finne ut hva slags data vi hadde å gjøre med, ved å teste for stasjonaritet og kointegrasjon. Dette gav oss resultater i form av at enkelte tidsserier bar preg av stasjonaritet, mens andre tidsserier måtte vi være kritiske til i analysen vår.

Våre analyser har vist at udekket renteparitet ikke har holdt så godt for 10 års statsobligasjoner, men har bedre hold for 3 og 5 års statsobligasjoner. Både av den grunn at betaverdien er nærmere 1, men koeffisientene hadde også riktig fortegn i forhold til alle valutaendringen. Årsaker til hvorfor udekket renteparitet har holdt så dårlig på 10 års statsobligasjonsrenter kan knyttes opp mot forklaringen til Lothian (2015), at negative resultater kan skyldes unike trekk i løpet av denne perioden. Vi har som tidligere nevnt at vår undersøkelsesperiode er preget av finansiell uro, og vært inne på hendelser som IT-boblen, finanskrisen, statsfinansiell krise, Kina-frykt, Brexit og handelskrigen, og alle disse har vist å ha en effekt på rentedifferanse og indikatoreren for finansiell uro, VIX-indeksen. Flood & Rose hadde lignende påstand om at udekket renteparitet kan funke annerledes for land i kriser, hvor både renter og valutaer er mer volatile. Samtidig er det igjen viktig å være noenlunde kyniske til analysene som er gjort da disse kan være preget av autokorrelasjon, samtidig som å ta en konklusjon basert på tidsserier som er ikke-stasjonær og kointegrerte er noe man må være svært forsiktig med.

Testens svake resultat på udekket renteparitet i forhold til 10-års statsobligasjoner gjorde at vi så behovet for å ekskludere vekk perioden med høyest volatilitet i VIX-indeksen. Å ekskludere vekk den mest volatile perioden gir oss beta-verdi som svarer med udekket renteparitet i forhold til at høyrevalutaen appresierer i forhold til lavrentevaluta. Dette er

derimot ikke tilfellet for sveitsiske franc i perioden mai 2000 til desember 2018 og for britiske pund for begge periodene. Alt i alt ser vi at 10-års statsobligasjoner holder bedre om man ekskluderer den aller mest volatile perioden i forhold til VIX-indeksen. Inkludering av VIX-indeksen gir også utslag for i beta-verdier nærmere lik 1, men i hovedsak for amerikanske dollar

11.0 Kilder

Aarø, J. T. & Nilsen, A. A. (2016, 12. oktober). Svakeste yuan mot dollar siden 2010. *E24*. Hentet fra <https://e24.no/boers-og-finans/i/ngojgn/svakeste-yuan-mot-dollar-siden-2010>

Balke, N. S. (1991). Modeling trends in Macroeconomic Time Series. *Federal Reserve Bank of Dallas*. 19-33

Bank for International Settlement. (2019). *Foreign exchange turnover in April 2019*. Hentet fra https://www.bis.org/statistics/rpfx19_fx.pdf#page=7

Bekaert, G. & Hodrick, R. (2011). *International Financial Management* (2. utg.). Pearson Education, Inc.

Bernhardsen, T. (2011). Renteanalysen. *Staff Memo, nr. 4*. Hentet fra https://static.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/staff-memo/2011/staff_memo_0411.pdf?v=03/09/2017122442&ft=.pdf

Bjørnstad, R. & Jansen E. Økonomiske analyser 6/2006. 42-47.

Bräuning, F. & Puria, K. (2017). Uncovering Covered Interest Parity: The Role of Bank Regulation and Monetary Policy. *No. 17-3*, 1-40.

Brunborg, I., Skaug, O. M. & Jordheim, H. (2019, 14. august). Resesjonstegn i USA og Storbritannia. *E24*. Hentet fra <https://e24.no/boers-og-finans/i/e8yPOQ/resesjonstegn-i-usa-og-storbritannia>

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

Corporate Finance Institute. (u. å). What is the Interest Rate Parity (IRP)? Hentet fra <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/finance/interest-rate-parity-irp/>

Eliassen, R. P. (2019). *Hva er penger*. Universitetsforlaget.

Enge, C. (2015, 7. juli). 7 spørsmål og svar om den kinesiske boblen som er i ferd med å sprekke. *Aftenposten*. Hentet fra <https://www.aftenposten.no/okonomi/i/mW3L/7-spoersmaal-og-svar-om-den-kinesiske-boblen-som-er-i-ferd-med-aa-sprekke>

Finans Norge. (2013, 30. januar). Hva er Nibor? Hentet fra <https://www.finansnorge.no/aktuelt/nyheter/2013/01/hva-er-nibor/>

Finansdepartementet. (2017). *Erfaringer med inflasjonsmål for pengepolitikken*. Arbeidsnotat 2017/4. Hentet fra https://www.regjeringen.no/contentassets/4555aa40fc5247de9473e99a5452fdfd/arbnotat_4_2017.pdf?fbclid=IwAR1Tz8ch54wQH37C2xzTRwMuICSGBIcOR6uY3pMUNHRISdnmVo-JA8XCWHQ

Flatner, A. (2009). Norske kroner ingen trygg havn. *Aktuell kommentar, Nr. 3*. Hentet fra https://static.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/aktuell-kommentar/2009/aktuell-kommentar_03_09.pdf?v=03/09/2017122428&ft=.pdf

Flatner, A., Tornes, P. H. & Østnor, M. (2010). En oversikt over Norges Banks analyser av kronekursen. *Staff Memo Nr. 7*.

Flood, R. P. & Rose A. K. (2001). Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defence in the 1990s. *IMF working paper, 01 (207)*.

Fonder, C. (2019, 08. juli). Lynkurs i obligasjoner. [Blogginlegg]. Hentet fra <https://blogg.nordnet.no/et-lynkurs-i-obligasjonskunnskap/>

Framstad, A. P. (2015, 10. mars). 15 år siden IT-boblen sprakk. *E24*. Hentet fra <https://e24.no/boers-og-finans/i/OnK9k3/15-aar-siden-it-boblen-sprakk>

Gjedrem, S. (2009, September). *Erfaringer fra finanskrisen*. Innlegg presentert ved Handelshøyskolen BI. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Foredrag-og-taler/2009/Erfaringer-fra-finanskrisen/>

Grytten, O. H. & Arngrim, H. (2016). *Krakk og kriser i historisk perspektiv*. Oslo: Cappelen Damm Akademisk.

Hippe, M. (2018, 18. september). 10 år siden finanskrisen – et nytt fall på vei?

[Blogginlegg]. Hentet fra <https://blogg.nordnet.no/34560-2/>

IG Trading. (u.å). VIX-definisjon. Hentet fra https://www.ig.com/no/trading-ordliste/vix-definisjon?fbclid=IwAR14uQKqUSdX4ait_dNv1ECAhjDpw10RluVIN60MqBWG_86cyOq0oiVqJZ0

Isard, P. (2006). Uncovered Interest Parity. *IMF Working Paper*, 06/96.

Korsvold, P. E. (2000). *Valutastyring* (2. utg.). Cappelen Damm akademisk.

Kuepper, J. (2019, 25. juni). CBOE Volatility Index (VIX) Definition. Hentet fra

<https://www.investopedia.com/terms/v/vix.asp>

Langved, Å. (2019, 14. august). Krisetall for tysk økonomi. *Dagens Næringsliv*. Hentet fra <https://www.dn.no/utenriks/tyskland/okonomi/europa/krisetall-for-tysk-okonomi/2-1-654007>

Lothian, J. R. (2015). Uncovered interest parity: The long and the short of it. *Journal of Empirical Finance*, 36, 1–7.

Lucas, Jr, R. E. (2014). Liquidity: Meaning, Measurement, Management. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Third Quarter 2014*, 96(3), pp. 199-212.

Magnus, A. (2019, 7. mai). Dette er handelskonflikten mellom Kina og USA. *NRK*. Hentet fra

<https://www.nrk.no/urix/dette-er-handelskonflikten-mellom-kina-og-usa-1.14540879>

Magnussen, K. A. (2017). Trøblete vei mot Brexit gir lave renter. *DnB Markets*.

Menon Economics & THEMA Consulting Group. (2019, 6. februar). Risikofri rente - renteprinsipper ved alternative grunnrenteskattmodeller. Hentet fra

<https://www.regjeringen.no/contentassets/f20e27cf39ec49b7b6c486dd688d02c3/24benergi-norge-notat-risikofri-rente.pdf>

Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies. *Journal of International Economics* 14. 3-24.

Mobius, M. (2008). *Foreign Exchange: An Introduction to the Core Concepts* (1. utg.). Wiley.

Mishkin, F. S., Matthews, K. & Giuliadori, M. (2013). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets: European edition*. Pearson Education Limited.

Mustad, J. E. (2019, 29. oktober). Brexit. Hentet fra <https://snl.no/Brexit>

Neely, C. J & Sarno, L. (2002). How well do monetary fundamentals forecast exchange rates? *The Federal Reserve Bank of St. Louis*. 51-74

Nilsen, A. A. (2019, 19. august). Handelskrig og verdens resesjonsfrykt senker fastrenter i norske banker. *E24*. Hentet fra <https://e24.no/norsk-oekonomi/i/K3e6lX/handelskrig-og-verdens-resesjonsfrykt-senker-fastrenter-i-norske-banker>

Nilsen, S. R. (2011, 9. september). Laveste USA-rente på 60 år. Hentet fra https://e24.no/boers-og-finans/i/ddAVeX/laveste-usa-rente-paa-60-aar?fbclid=IwAR0a51Yek8MtRtdUZzw2pRx_PU8AITl1xvxdDzkrX1utnH7GOHGDp_F2jw

Norges Bank. (2018). *Det norske finansielle systemet - en oversikt*. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/d8039ff2c8a9438c9400132c46c241e1/dnfs_2018.pdf?v=07/03/2018125144&ft=.pdf

Norges Bank. (2018). *Finansiell stabilitet 2018*. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/1afe861c5f1c43afaf61fb57082e7c7a/fs2018_rapport.pdf?v=10/29/2018091423&ft=.pdf

Norsk Utenrikspolitisk Institutt. (u.å). Politisk risiko. Hentet fra <https://www.nupi.no/Skole/Utforsk-tema/Krig-og-fred/Politisk-risiko>

Oberlechner, T. (2004). *The Psychology of the foreign exchange market*. John Wiley & Sons, Ltd.

Piros, C. D. & Pinto, J. E. (2013). *Economics for Investment Decision Makers: Micro, Macro, and International Economics*. John Wiley & Sons.

Røtvold, A. (2016). *Valutaeksponering i den norske F-35-anskaffelsen*. FFI-Rapport, 2016/00066. Hentet fra https://publications.ffi.no/nb/item/asset/dspace:2583/16-00066.pdf?fbclid=IwAR0KtgQVZ5LLiTPLJx8hxkhBvTllggl0AdeH_qcPI7WCdYE7OqXuq7DhDXY

Skinner, F.S. & Mason, A. (2011). Covered interest parity in emerging markets. *International Review of Financial Analysis* 20. 355-363

Steigum, E. (2004). *Moderne Makroøkonomi* (1.utg). Gyldendal.

Strandli, A. (2016, 10. juni). Investorer flykter til trygge havner. *Finansavisen*. Hentet fra <https://finansavisen.no/nyheter/boers-finans/2016/06/investorene-flykter-til-trygge-havner>

Strøm, M. (2019, 15. februar). Når lange renter stiger.... [Blogginnlegg]. Hentet fra <https://www.forvaltningsbloggen.no/nar-lange-renter-stiger/?cn-reloaded=1>

Taylor, M. P. (1989). Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence. *The Economic Journal*, Vol. 99, No. 396. 376-391.

The PRS Group. (2012). ICRG Methodology. Henter fra <https://www.prsgroup.com/wp-content/uploads/2012/11/icrgmethodology.pdf>

Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach* (6. utg.). Cengage Learning.

12.0 Appendiks

Appendiks 1: Økonometriske forutsetninger:

Flere av kjennetegnene til regresjonsmodellen er basert på et sett av forutsetninger som ofte kalles for de klassiske forutsetningene.

Assumption 1: Linear in Parameters

Den avhengige variabelen, y , er relatert til den uavhengige variabelen, x , og feilledet, u .

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + u$$

Assumption 2: Random Sampling

Verdiene Y_i, X_2, \dots, X_{ki} kommer fra et tilfeldig utvalg som består av n observasjoner, hvor $i = 1, 2, \dots, n$.

Assumption 3: Sample Variation in x

Utvalgsresultatene av x , ikke er av samme verdi

Assumption 4: Zero Conditional Mean: $E(u|x) = 0$

Feilledet u har en forventet verdi på 0 gitt enhver verdi på de forklarende verdiene.

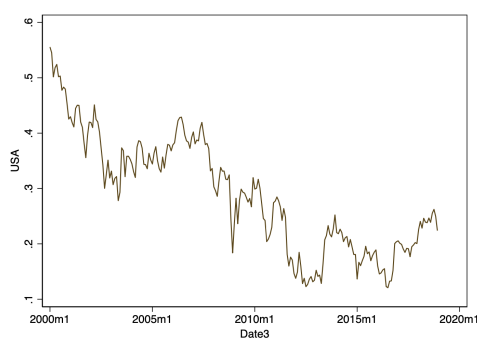
Assumption 5: Homoskedasticity: $\text{Var}(u|x) = \sigma^2$

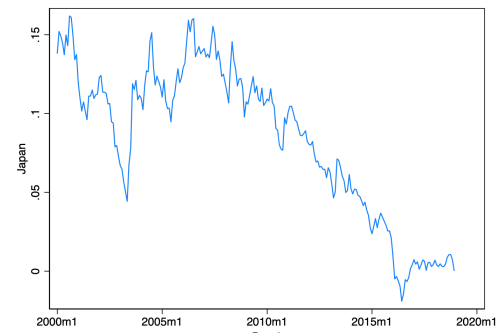
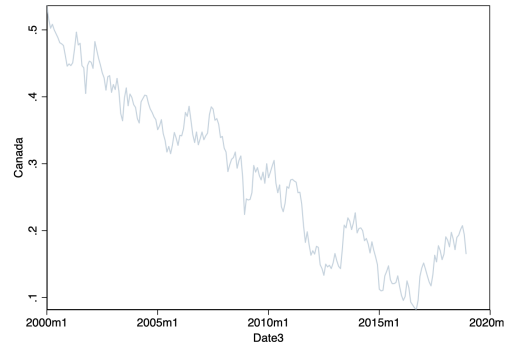
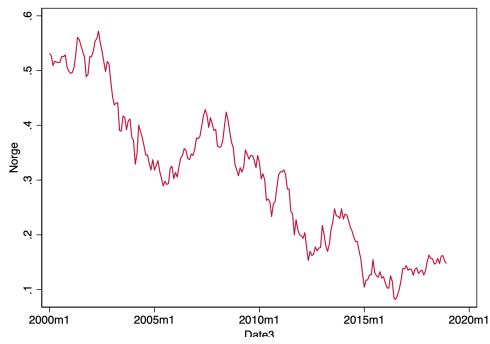
Feilledet u har konstant varians gitt enhver verdi på de forklarende verdiene.

Under assumption 1-5, er alle OLS estimatene unbiased og effisient. Vi kan dermed si at OLS er best linear unbiased estimator (BLUE) (Wooldridge, 2016).

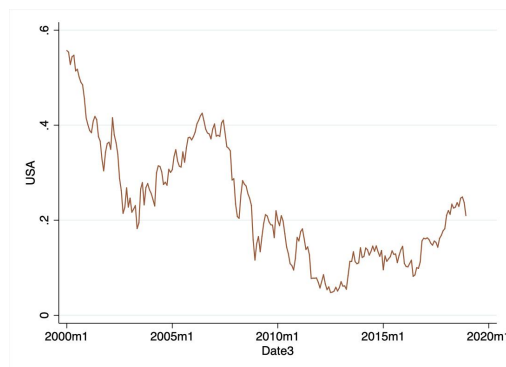
Appendiks 2 - Renteutvikling

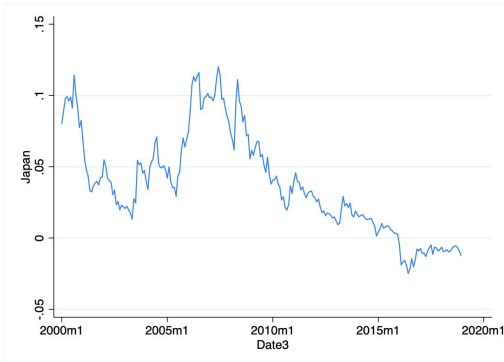
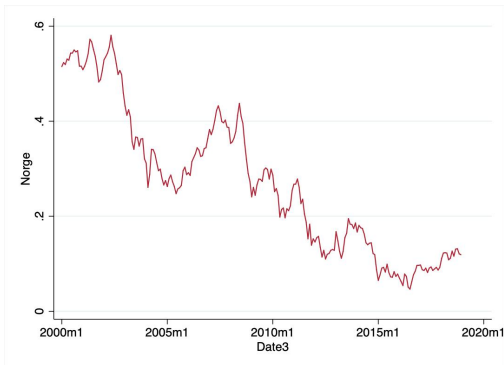
Renteutviklingen 10 års obligasjonsrente for hvert enkelt land.





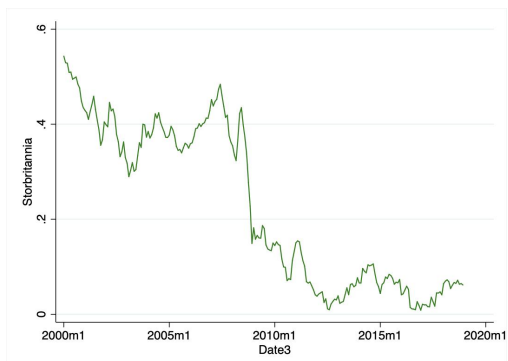
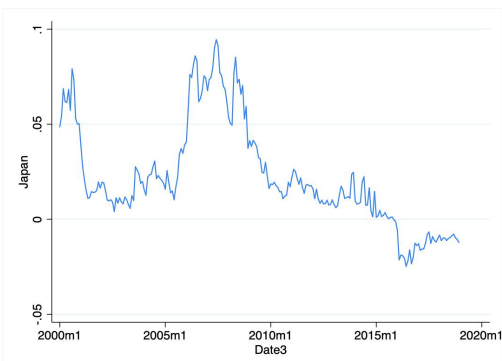
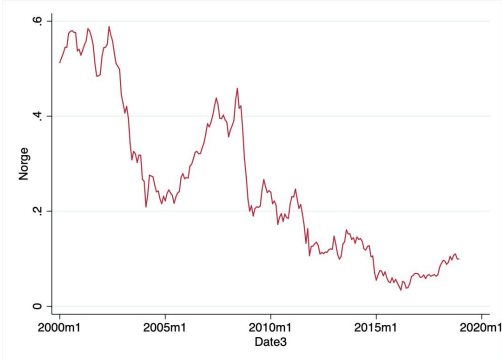
Renteutviklingen 5 års obligasjonsrenter for hvert enkelt land





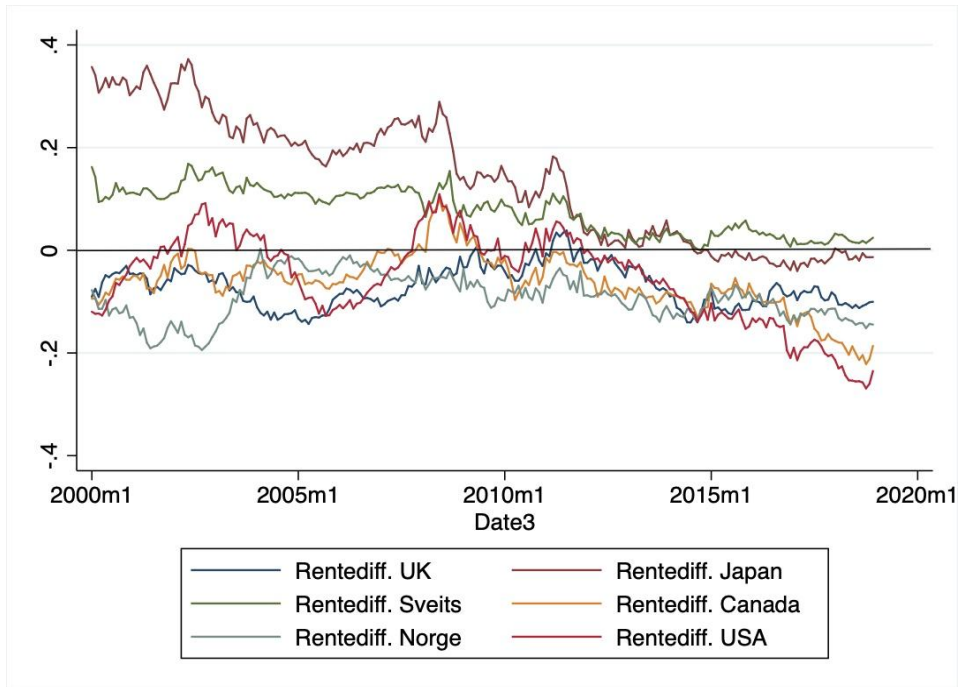
Rentutviklingen 3 års obligasjonsrenter for hvert enkelt land



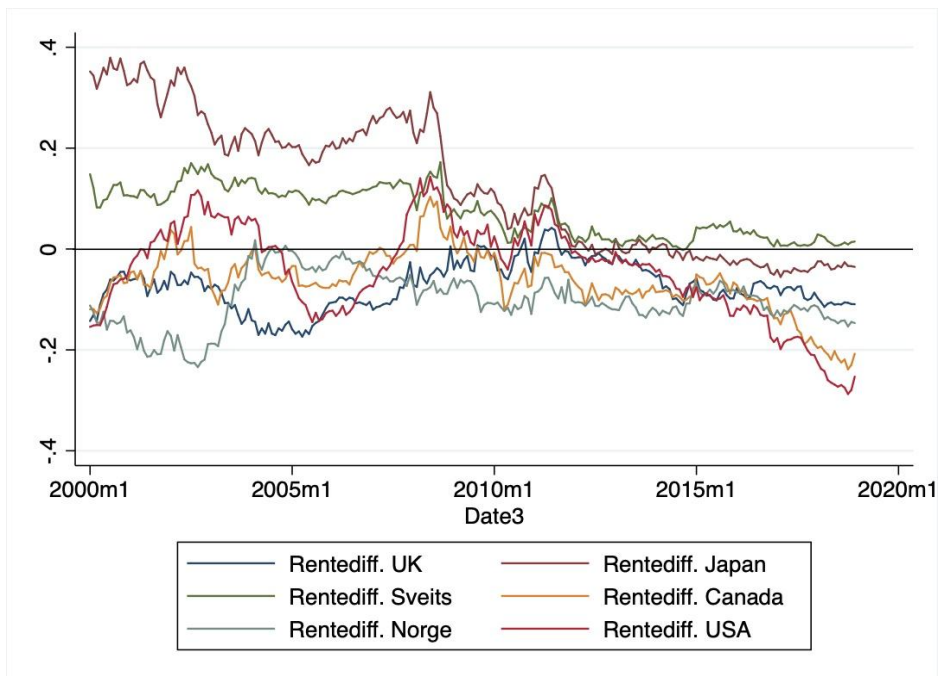


Appendiks 3 – Rentedifferanse

Rentedifferanse 5 år

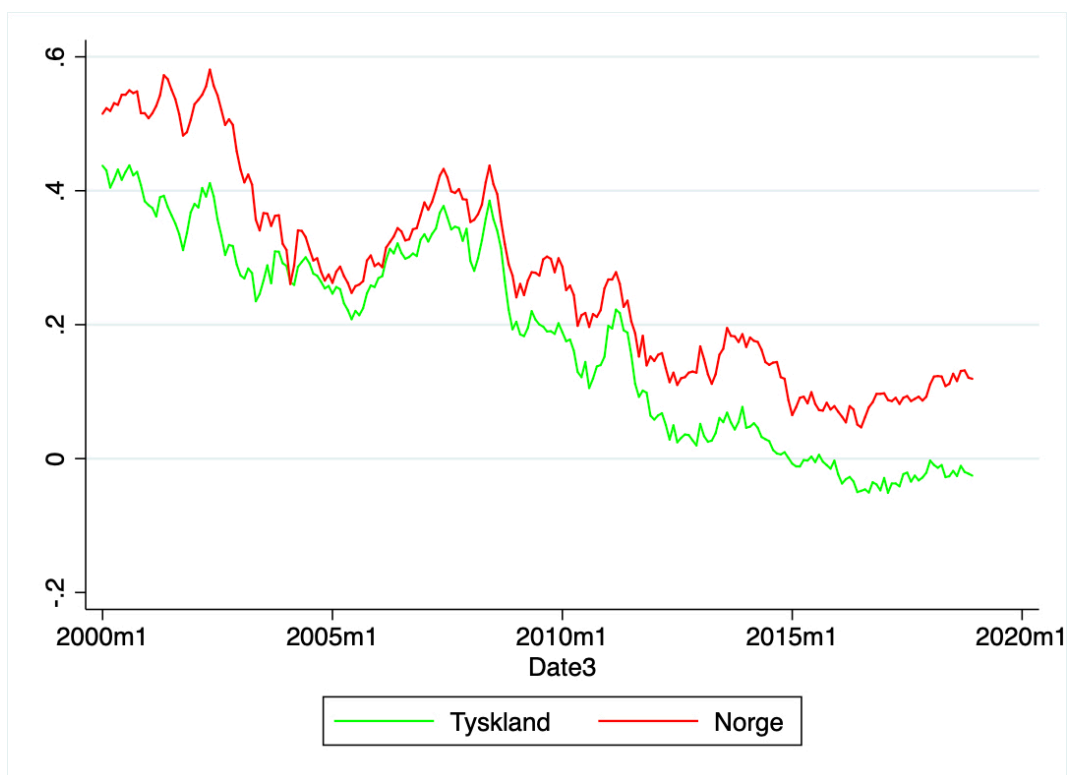


Rentedifferanse 3 år

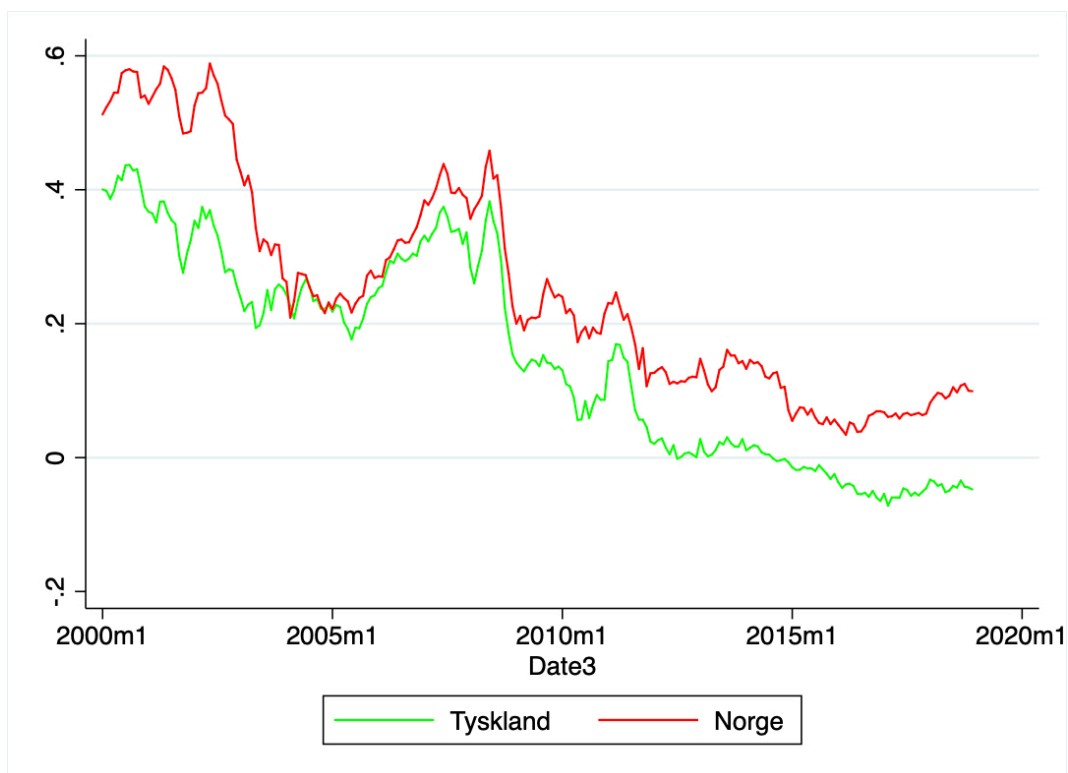


Appendiks 4 – Renteutvikling mellom Tyskland og Norge

Renteutvikling 5 år

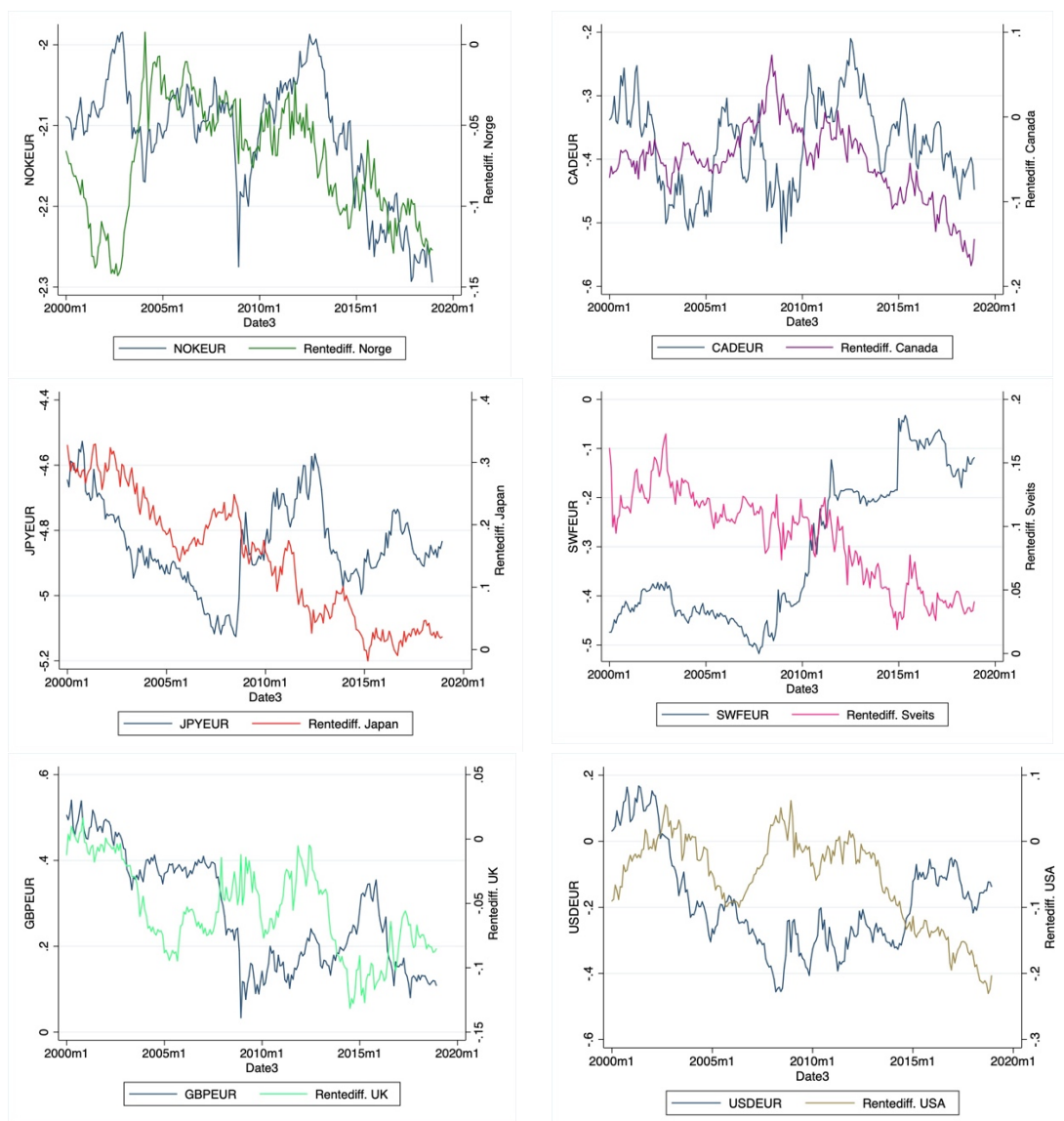


Renteutvikling 3 år

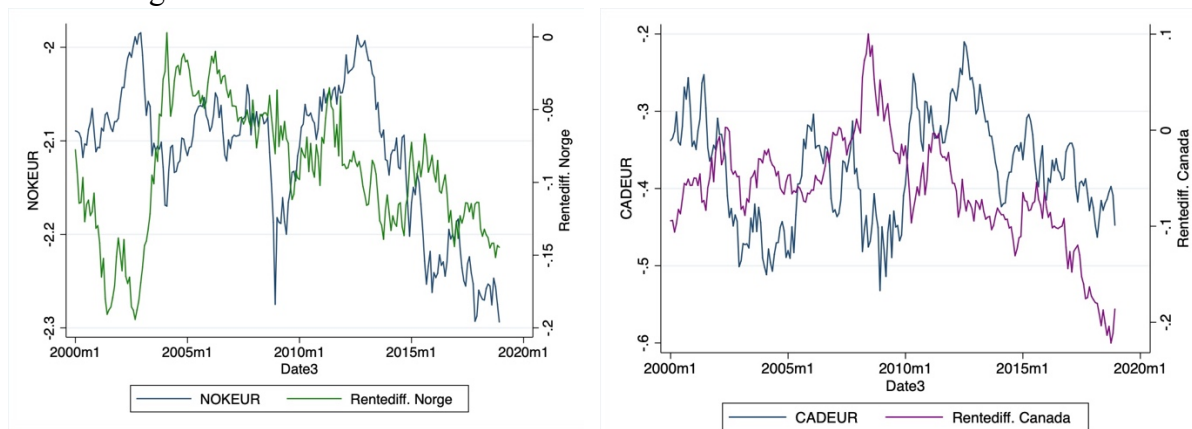


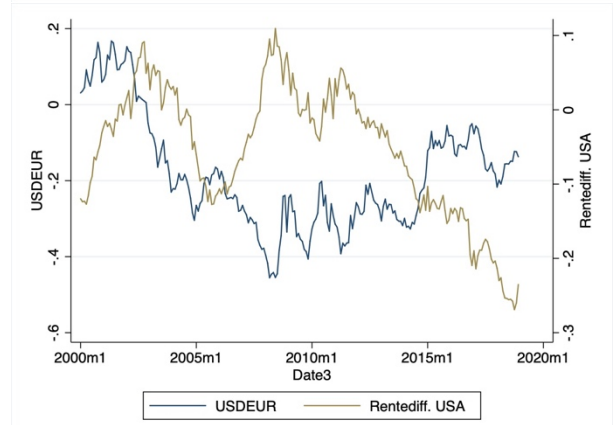
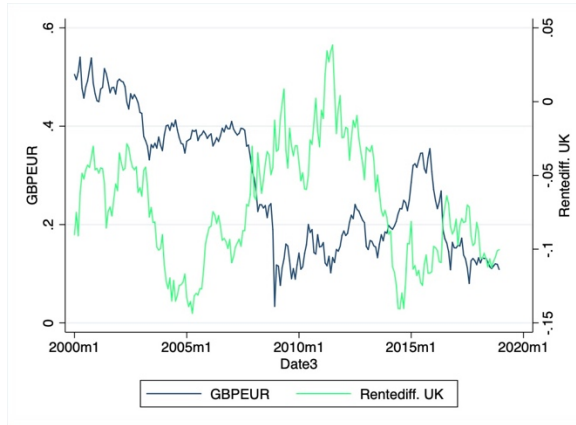
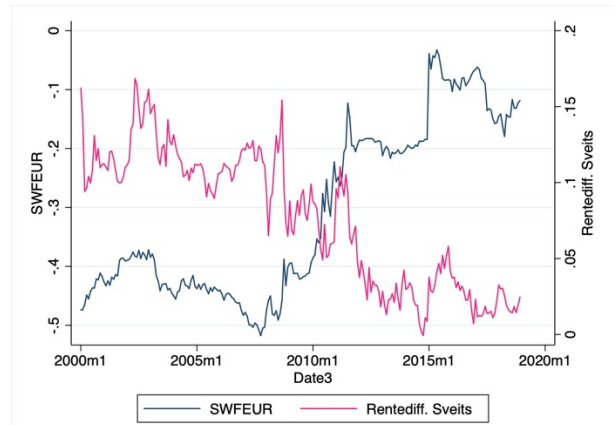
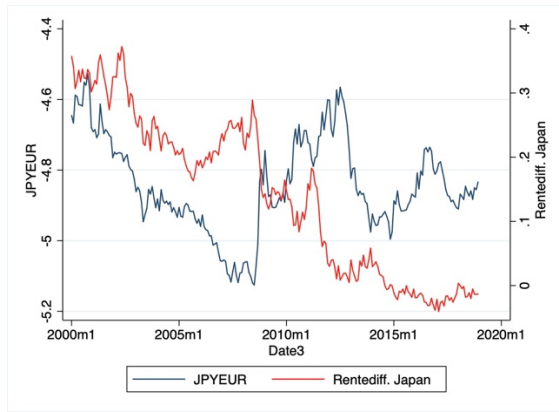
Appendiks 5 – Sammenheng mellom valutakurs og rentedifferanse

Sammenheng 10 år

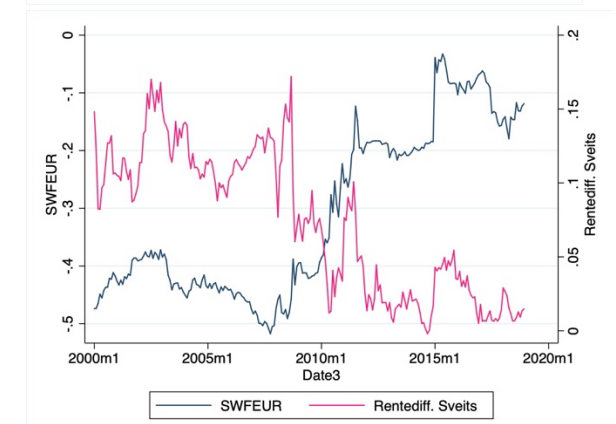
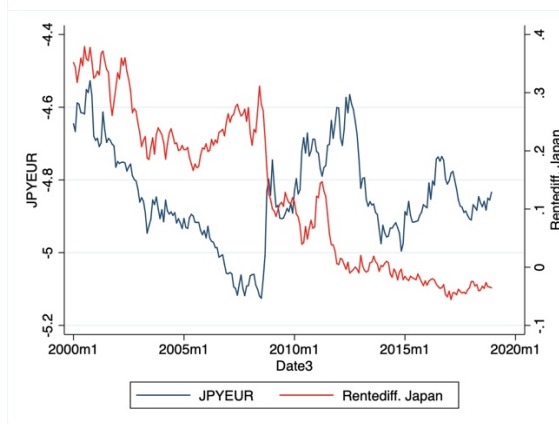
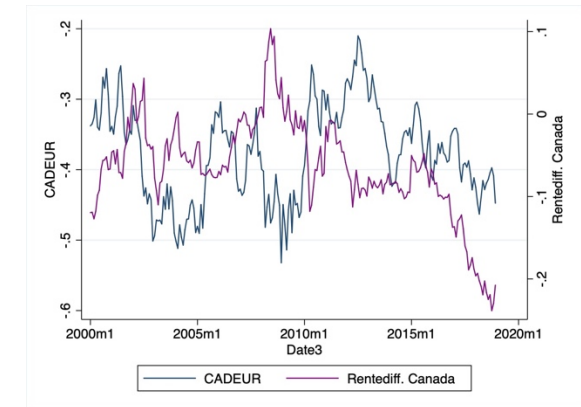
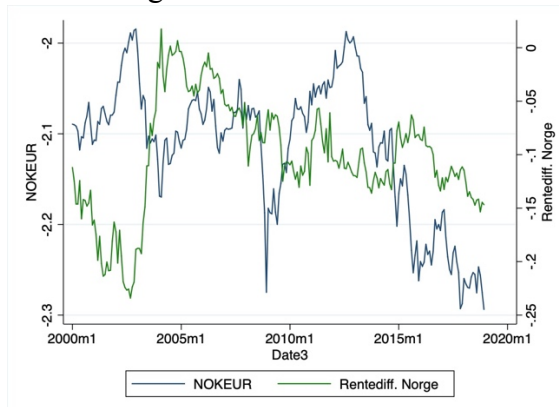


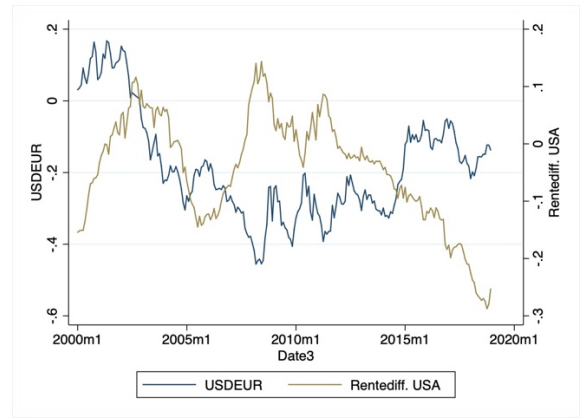
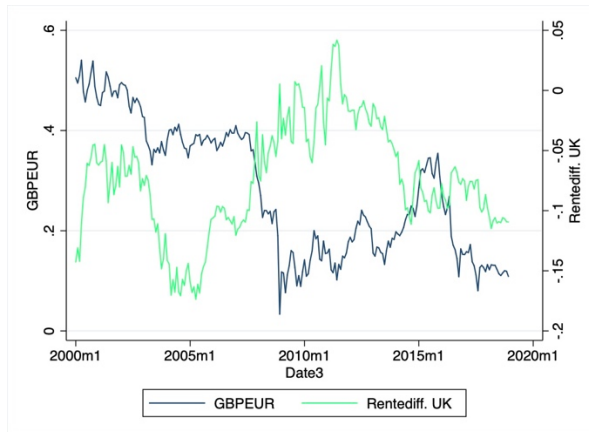
Sammenheng 5 år



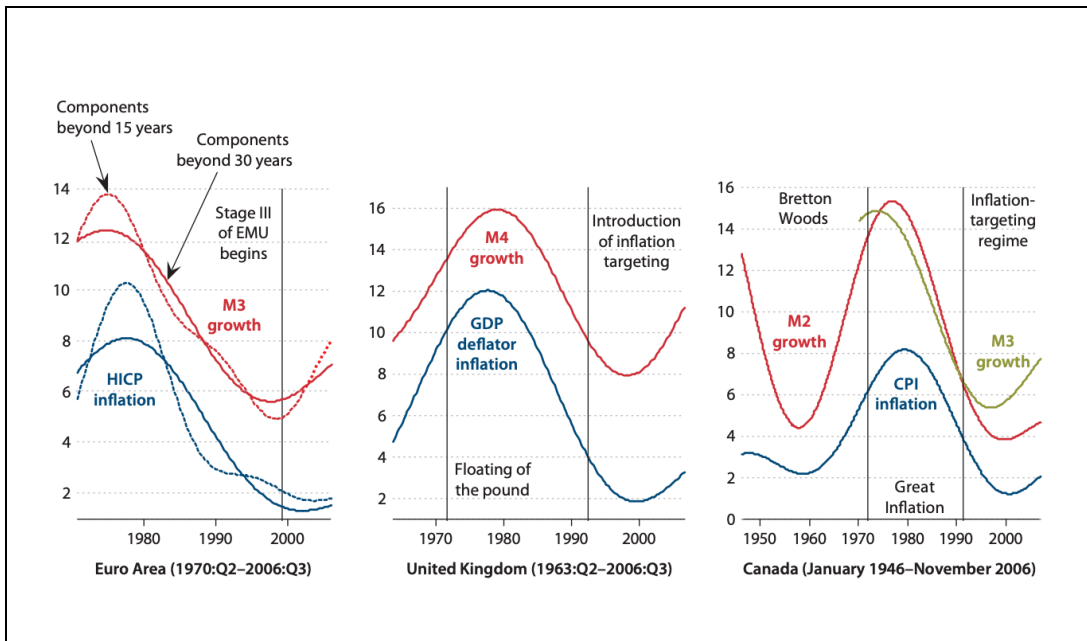


Sammenheng 3 år

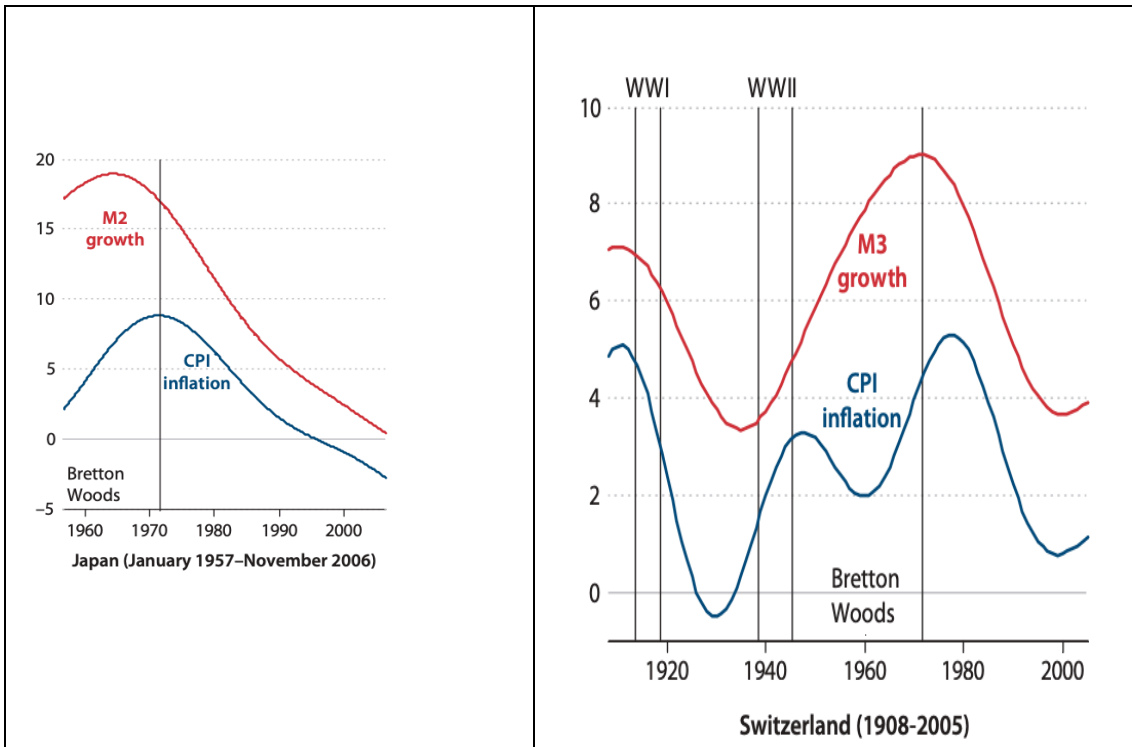




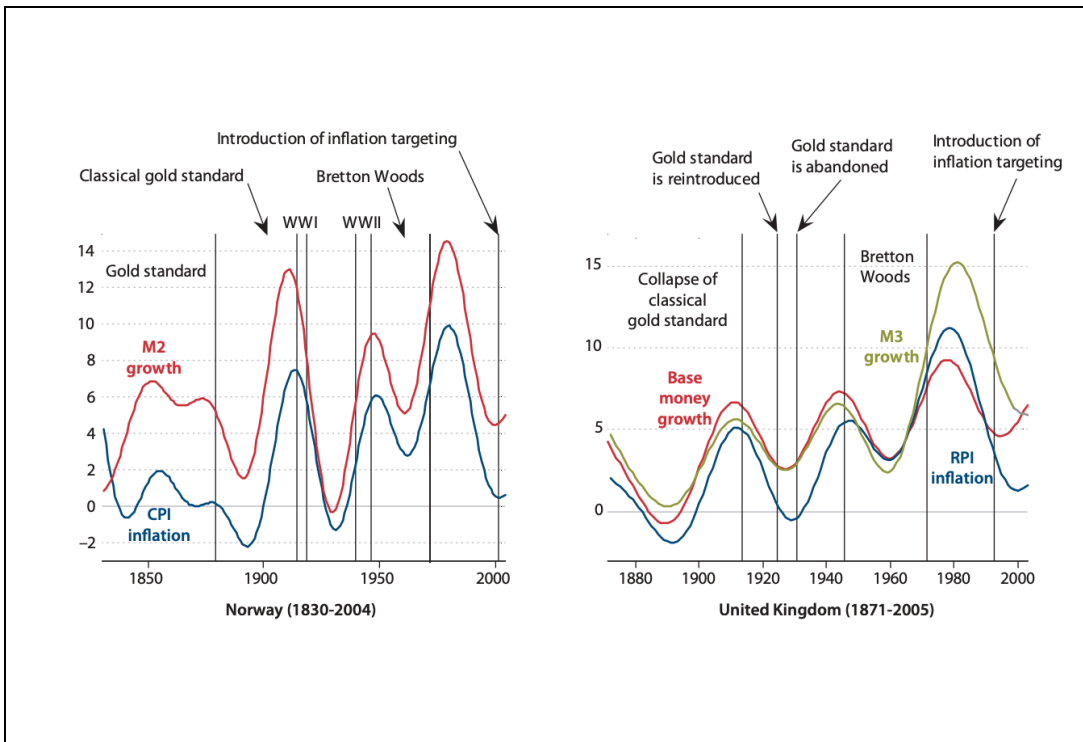
Appendiks 6 – Inflasjon



Kilde: Lucas (2014)



Kilde: Lucas (2014)



Kilde: Lucas (2014).