



Masteroppgave

BØK950 Økonomi og administrasjon

En empirisk analyse av teorien om udekket renteparitet

Theo Grude Heggen og Diderik Christian Fransiscus
Schønheyder

Totalt antall sider inkludert forsiden: 138

Oslo/Oppdal/Molde, 24.08.2020



Obligatorisk egenerklæring/gruppeerklæring

Den enkelte student er selv ansvarlig for å sette seg inn i hva som er lovlige hjelpemidler, retningslinjer for bruk av disse og regler om kildebruk. Erklæringen skal bevisstgjøre studentene på deres ansvar og hvilke konsekvenser fusk kan medføre. Manglende erklæring fritar ikke studentene fra sitt ansvar.

Du/dere fyller ut erklæringen ved å klikke i ruten til høyre for den enkelte del 1-6:		
1.	Jeg/vi erklærer herved at min/vår besvarelse er mitt/vårt eget arbeid, og at jeg/vi ikke har brukt andre kilder eller har mottatt annen hjelp enn det som er nevnt i besvarelsen.	<input checked="" type="checkbox"/>
2.	Jeg/vi erklærer videre at denne besvarelsen: <ul style="list-style-type: none">• ikke har vært brukt til annen eksamen ved annen avdeling/universitet/høgskole innenlands eller utenlands.• ikke refererer til andres arbeid uten at det er oppgitt.• ikke refererer til eget tidligere arbeid uten at det er oppgitt.• har alle referansene oppgitt i litteraturlisten.• ikke er en kopi, duplikat eller avskrift av andres arbeid eller besvarelse.	<input checked="" type="checkbox"/>
3.	Jeg/vi er kjent med at brudd på ovennevnte er å <u>betrakte som fusk</u> og kan medføre annullering av eksamen og utestengelse fra universiteter og høgskoler i Norge, jf. Universitets- og høgskoleloven §§4-7 og 4-8 og Forskrift om eksamen §§14 og 15.	<input checked="" type="checkbox"/>
4.	Jeg/vi er kjent med at alle innleverte oppgaver kan bli plagiatkontrollert i URKUND, se Retningslinjer for elektronisk innlevering og publisering av studiepoenggivende studentoppgaver	<input checked="" type="checkbox"/>
5.	Jeg/vi er kjent med at høgskolen vil behandle alle saker hvor det forligger mistanke om fusk etter høgskolens retningslinjer for behandling av saker om fusk	<input checked="" type="checkbox"/>
6.	Jeg/vi har satt oss inn i regler og retningslinjer i bruk av kilder og referanser på biblioteket sine nettsider	<input checked="" type="checkbox"/>

Personvern

Personopplysningsloven

Forskningsprosjekt som innebærer behandling av personopplysninger iht.

Personopplysningsloven skal meldes til Norsk senter for forskningsdata, NSD, for vurdering.

Har oppgaven vært vurdert av NSD?

ja nei

- Hvis ja:

Referansenummer:

- Hvis nei:

Jeg/vi erklærer at oppgaven ikke omfattes av Personopplysningsloven:

Helseforskningsloven

Dersom prosjektet faller inn under Helseforskningsloven, skal det også søkes om forhåndsgodkjenning fra Regionale komiteer for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk, REK, i din region.

Har oppgaven vært til behandling hos REK?

ja nei

- Hvis ja:

Referansenummer:

Publiseringsavtale

Studiepoeng: 30

Veileder: Halvard Arntzen og Knut Peder Heen

Fullmakt til elektronisk publisering av oppgaven

Forfatter(ne) har opphavsrett til oppgaven. Det betyr blant annet enerett til å gjøre verket tilgjengelig for allmennheten (Åndsverkloven. §2).

Alle oppgaver som fyller kriteriene vil bli registrert og publisert i Brage HiM med forfatter(ne)s godkjenning.

Oppgaver som er unntatt offentlighet eller båndlagt vil ikke bli publisert.

Jeg/vi gir herved Høgskolen i Molde en vederlagsfri rett til å gjøre oppgaven tilgjengelig for elektronisk publisering:

ja nei

Er oppgaven båndlagt (konfidensiell)?

ja nei

(Båndleggingsavtale må fylles ut)

- Hvis ja:

Kan oppgaven publiseres når båndleggingsperioden er over?

ja nei

Dato: 24.08.20

Antall ord: 27587

Forord

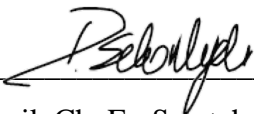
Innlevering av denne masteroppgaven markerer slutten på vår skolegang ved Høgskolen i Molde og en Master innen økonomi og administrasjon. Denne oppgaven er et selvstendig arbeid som utgjør til sammen 30 studiepoeng.

Formålet med oppgaven har vært å se på teorien om udekket renteparitet holder. Hvis valuta- og rentemarkedet ikke opererer i perfekte markeder, kan det oppstå muligheter for gevinst. Vi har valgt denne fordypningen fordi vi interesserer oss for penge- og valutamarkedet. Oppgaven har gitt oss ny innsikt, samt vært innholdsrik og interessant. Som følge av omstendighetene vi befinner oss i, har det også vært interessant å følge med på hvordan markedet har beveget seg under COVID-19.

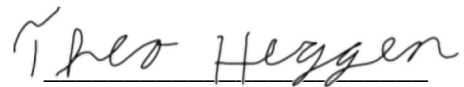
Vi ønsker å rette en stor takk til våre veiledere, Halvard Arntzen og Knut Peder Heen som har hjulpet oss mye på veien fram til ferdig resultat. Det har vært mye hodebry, men med god hjelp og fine sparringssamtaler har vi kommet i mål.

Innholdet i denne oppgaven står for forfatterens regning.

Oslo/Molde/Oppdal, august 2020



Diderik Ch. Fr. Schönheyder



Theo Grude Heggen

Sammendrag

Udekket renteparitet er en finansiell teori som prøver å forklare utviklingen i valutakurser og rentedifferanser. I henhold til teorien skal rentedifferansen mellom hjem- og utland føre til at hjemlandets valuta depresierer (appresierer) relativt til rentedifferansen, slik at valutautviklingen og rentedifferansen utligner hverandre. Ved lån eller plassering av valuta i utlandet skal det derfor ikke være mulig å oppnå meravkastning, om en sammenligner med lån eller plassering av valuta i hjemlandet. I henhold til teorien skal man altså være indifferent uavhengig av hvilket marked man opererer i.

I denne oppgaven ønsker vi å undersøke om vi kan finne empiriske bevis som støtter teorien om udekket renteparitet. Mer spesifikt, ser vi på forholdet mellom den Norske kronen sammenlignet med utenlandsk valuta. Vi har valgt amerikanske dollar (USD), Euro (EUR), Japanske yen (JPY), Sveitserfranc (CHF) og Svenske kroner (SEK). Analysen er gjort med data fra tidsperioden januar 1990 til desember 2019. Vi har også valgt å utvide modellen med noen makroøkonomiske variabler for å se om de kan være med på å gi en bredere forklaring av teorien om udekket renteparitet.

Våre resultater gir noe ulike svar, men de fleste resultater tyder på at udekket renteparitet fungerer som en forklaringsfaktor for valutakursutviklingen. Vi ser flere resultater som ikke er i henhold til teorien, men kan i svært få tilfeller forkaste nullhypotesen. Dette gjelder særlig for Sverige og Sveits, hvor svarene indikerer en motsatt effekt av rentedifferanser enn forutsatt i teorien om udekket renteparitet. Oppgaven dreier seg om grunnregresjonslikningen til udekket renteparitet, som tilsier at betaverdien skal være lik én. I sammenheng med regresjonslikningen og nullhypotesen, kan det oppstå situasjoner hvor β har negative verdier. Som nevnt viser resultatene fra Sverige og Sveits slike verdier. Disse systematisk negative koeffisienter for rentedifferansen, kommer trolig av omitted variable bias, det vil si vi mangler essensielle faktorer som korrelerer med både avhengig variabel og uavhengig. Det er allikevel også oppløftende resultater. Japans resultater er tilsynelatende i tråd med teorien. Nullhypotesen tilsier altså at udekket renteparitet holder. Videre i den utvidede regresjonen som prøver å avdekke eventuelle utelatte makroøkonomiske variabler i ordinærregresjonen, finner vi stort sett like resultat. Sett i forhold til Norge har både Sverige og Sveits et negativt forhold mellom rentedifferansen og valutakursen/spotkursen. Japan viser også her oppløftende resultat svært nære de teoretiske. Derfor kan vi ikke forkaste teorien om udekket renteparitet.

Innhold

1.0	Innledning	1
2.0	Litteratur	3
3.0	Teori	5
3.1	Introduksjon til paritetsteorier	5
3.1.1	Kjøpekraftsparitet.....	6
3.1.2	Dekket renteparitet	8
3.1.3	Udekket renteparitet	9
3.2	Valuta	12
3.2.1	Valutakursregimer.....	13
3.2.2	Aktører i valutakursmarkedet.....	15
3.2.3	Valutalån	16
3.3	Renter	17
4.0	Variabler	18
4.1	OSEBX og utenlandske aksjeindekser	18
4.2	KPI.....	20
4.3	Oljepris	21
4.4	Rentedifferanse.....	22
4.5	Spotkurs.....	23
4.6	Usikkerhet	23
5.0	Metode	25
5.1	Forskningsdesign.....	25
5.2	Minste kvadrats metode.....	25
5.3	Regresjonsmodeller	26
5.3.1	Regresjonsmodell 1 – Grunnregresjon for UDRP	26
5.3.2	Regresjonsmodell 2 – Modifisert UDRP ligning	28
5.4	Stasjonærhet	29
5.5	Kointegrasjon	31
5.6	Homoskedastisitet/heteroskedastisitet	31
5.7	Seriekorrelasjon.....	31
5.8	Multikollinearitet.....	32
5.9	Reliabilitet og volatilitet	33
6.0	Data	34
7.0	Empiriske resultater	37

7.1	Økonometriske modeller	37
7.1.1	Stasjonæritet.....	37
7.1.2	Seriekorrelasjon.....	38
7.1.3	Heteroskedasitet	38
7.1.4	Multikolaritet	39
7.2	Grunnregresjon	39
7.3	Utvidet UDRP ligning	48
7.4	Teoretisk og reell valutakurs med rentedifferanse	55
8.0	Diskusjon av resultatene.....	62
9.0	Konklusjon.....	67
9.1	Forslag til videre forskning	69
10.0	Litteraturliste.....	71
11.0	Appendiks A – Utfyllende teori.....	74
11.1	VIX	74
11.2	Stasjonæritet.....	75
11.3	Durbin-Watson test for seriekorrelasjon.....	76
11.4	Breusch-Pegan test for heteroskedastisitet.	77
11.5	Multikolaritet	79
11.6	Newey-West modell	79
11.7	BLUE.....	80
11.8	Peso problemet.....	80
11.9	Dot.com krisen.....	81
12.0	Appendiks B – Standard tabeller	82
12.1	Utvidet regresjon – Newey west.....	82
12.1.1	Utvidet modell USD/NOK.....	82
12.1.2	Utvidet modell EURO/NOK.....	82
12.1.3	Utvidet modell JPY/NOK	84
12.1.4	Utvidet modell SEK/NOK	85
12.1.5	Utvidet modell CHF/NOK.....	87
13.0	Appendiks C - Økonometriske tester	89
13.1	Test av stasjonæritet.....	89
13.2	Test seriekorrelasjon	93
13.3	Test for heteroskedasitet	96
13.4	Utvidet UDRP-ligning	99

13.5	Utvidet regresjon – Stasjonæritet DF test.....	103
13.5.1	Oljepris.....	103
13.5.2	KPI-differanse/inflasjonsutvikling.....	103
13.5.3	Børsindekser.....	105
13.5.4	Usikkerhet	106
13.6	Utvidet regresjon – Seriekorrelasjon DW test	107
13.7	Utvidet regresjon - Heteroskedasitet.....	109
13.8	Utvidet regresjon - Multikollinearitet - VIF test	111
14.0	Appendiks D - Tillegg	115
14.1	Teoretisk, reell valutakurs og rentedifferanse.....	115
14.2	Grunnregresjoner - OLS	123
14.3	Utvidet regresjon - OLS.....	125

Figurliste

Figur 1 – Investeringsvalgene en investor står ovenfor.	11
Figur 2 - Valutakurs og rentedifferanse - USA.....	56
Figur 3 – Valutakurs og rentedifferanse – Japan	57
Figur 4 – Valutakurs og rentedifferanse – EURO.....	58
Figur 5 - Valutakurs og rentedifferanse - Sverige.....	59
Figur 6 - Valutakurs og rentedifferanse - Sveits	60

Tabelliste

Tabell 6-1 – Deskriptiv statistikk for valutakurser og rentedifferanser	35
Tabell 7-1 – Grunnregresjon - Newey West USD/NOK	40
Tabell 7-2 – Sammensatte hypotesen USD/NOK.....	41
Tabell 7-3 – Grunnregresjon - Newey West EURO/NOK.....	42
Tabell 7-4 - Sammensatte hypotesen USD/NOK.....	42
Tabell 7-5 - Grunnregresjon - Newey West JPY/NOK	43
Tabell 7-6- Sammensatte hypotesen JPY/NOK.....	44
Tabell 7-7 – Grunnregresjon - Newey West SEK/NOK.....	44
Tabell 7-8 - Sammensatte hypotesen SEK/NOK.....	45
Tabell 7-9 – Grunnregresjon - Newey West CHF/NOK.....	46
Tabell 7-10 - Sammensatte hypotesen CHF/NOK.....	47
Tabell 7-11 – Utvidet regresjonsligning USD/NOK.....	50
Tabell 7-12 – Sammensatt-hypotese for utvidede regresjonsligning USD/NOK.....	50

1.0 Innledning

Irving Fisher var den første som postulerte teorien om udekket renteparitet¹. Mange har gjenopptatt tråden fra Fisher med ønske om å videreføre hans undersøkelser og resultater innenfor feltet. Mange hevder at teorien holder og det viser seg å stemme godt overens med bevegelser i valutamarkedene (Huisman et al., Alexius). Andre derimot mener at det finnes muligheter for å oppnå gevinst ved å låne opp i en valuta og investere dette i en annen valuta (Håland).

Et lands valutaøkonomi har mye å si for import og eksport av varer og tjenester. Pengepolitikken påvirker Norges valutakurs. Videre så avgjør den norske valutakursen hvor konkurransedyktig vi er sammenlignet med utenlandsk valuta og priser. Kursen har en stor innflytelse på etterspørselen etter norske varer og tjenester, samt innvirkning på avkastning på investeringer i Norge. I et land som Norge, som har en åpen økonomi med flytende valutakurs, er vi avhengig av verdensmarkedet. I nyere tid har Norges rente vært veldig lav, noe som har medført gunstige lånefinansieringer. Dette er til fordel for låntakere, men også for utenlandske investorer som ser sitt snitt i å tjene penger på dette.

I tillegg til pengepolitikken er det andre variabler som kan påvirke utfallet. Derfor ønsker vi å få en bredere innsikt i hvilke økonomiske variabler som er med på å styre valuta- og rentemarkedet og som kan ha en effekt på grunnregresjonen til Eugene Fama, om den ikke skulle holde. For å kvantifisere relasjonen, så ser vi på viktigheten av de ulike makroøkonomiske variablene som vi har tatt med opp mot teorien for UDRP.

I analysen har vi valgt å benytte oss av data i perioden januar 1990 til desember 2019. Vi baserer analysen på månedlige observasjoner, noe som har gitt oss totalt 360 observasjoner. Dette tror vi gir oss tidsserier av tilstrekkelig lengde til å gjøre meningsfulle empiriske analyser. Fra 1990 til 2019 har vi hatt flere kriser som skaper noe volatilitet i valutakursene. Videre vil avhandlingene teste ut teorien på 1, 3, 6 og 12 måneders tidshorison. Dette gjør vi for å se om vi får noen avvik fra teorien.

¹ Heretter kalt UDRP.

I denne avhandlingen vil vår problemstilling være «**Holder teorien om udekket renteparitet og kan den forklares med makroøkonomiske variabler for NOK sammenlignet med utenlandsk valuta?**» Vi ønsker å måle forholdet mellom rentedifferanse og endringene i spotkurs for valutaene US dollar, Euro, Japanske Yen, Sveitsiske franc og Svenske kroner sammenlignet med den Norske kronen. Teorien sier at om det er en positiv rentedifferanse vil det medføre en appresiering av de utenlandske valutaene. I tilfeller hvor rentedifferansen er negativ skal utenlandsk valuta depresieres. Først analyserer vi teorien ut fra Fisher sin grunnleggende teori, før vi utvider regresjonen ved å tilføye noen makroøkonomiske variabler.

Strukturen i denne avhandling er som følger: Neste kapittel tar for seg litteratur knyttet opp mot temaet om udekket renteparitet. I kapittel 3 går vi dypere inn i teorien om udekket renteparitet, samt tilhørende teorier som er viktig for å forstå sammenhengen. I kapittel 4 tar vi for oss de makroøkonomiske variablene som vi bruker i den grunnleggende regresjons ligningen, samt de variablene vi tilføyer i den utvidete regresjonen. Kapittel 5 og 6 omhandler metode og data. Disse kapitlene går inn på hvilke økonometriske metoder vi bruker for å sjekke ut teorien. I kapittel 7 har vi empiriske resultat knyttet til de økonometriske modellene og regresjonsanalysene. Vi tar her også med en visuell framstilling av teorien, med en reell og teoretisk valutakurs, og rentedifferansen. Til slutt i kapittel 9 og 10 diskuterer vi rundt våre empiriske funn før vi kommer med vår konklusjon knyttet til teorien.

2.0 Litteratur

Hvis teorien om udekket renteparitet ikke skulle holde, kan man gjennom valutainvesteringer oppnå en gevinst. Flere empiriske studier og undersøkelser innen feltet opererer med relativt korte tidsserier på 5-15 år, slik som (Huisman et al.). Et flertall av disse konkluderer med at teorien om UDRP ikke holder (Alexius). Studier som benytter lengre tidsperspektiver på mer enn 20 år, har en tendens til å være noe mer varierende og er mer positive til teorien (Chinn og Meredith).

Den mest sentrale artikkelen innenfor dette temaet, som brorparten av studiene baserer seg på, er Famas forskning på «Forward and spot Exchange rate» (Fama 1984). Fama hevder at enhver terminrente kan tolkes som summen av en premie og en forventet framtidig spotrente. Med andre ord, burde det i teorien ikke være mulighet for gevinst. Han utnytter denne framgangsmåten ved bruk av flere forskjellige testmetoder, med delvis suksess.

Artikkelen “Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons” av (Chinn og Meredith 2005) publisert i international monetary fund (IMF), konkluderer med at om en tester over lengre tidsperioder, vil dette føre til andre svar enn over korte tidsperioder. Regresjonsresultatene er mye mer positive mot teorien om UDRP når en tester for lengre tidsperioder. De hevder, fra et økonomisk perspektiv, at resultatene kan bli forklart av at det er endogenitet i variabelen på høyre side av regresjonsligningen.

“Uncovered Interest Parity Revisited.” (Alexius 2001) publisert av den Svenske sentralbanken, mener at teorien om UDRP holder på lang sikt. Hun nevner at et flertall av undersøkelser gjort på teorien, konkluderer med at teorien ikke holder, men alle disse undersøkelsene er basert på korte tidsseriedata for pengemarkedsrentene og vekslingskursen. Hun mener at undersøkelser som tidligere konkluderer med at teorien om UDRP ikke holder, burde utføres med lengre tidsseriedata.

“An examination of Uncovered Interest Rate Parity in segmented international commodity markets” (Hollifield og Uppal 1997), publisert i Journal of finance, konkluderer med at teorien om UDRP ikke holder over lengre tidsperioder. Selv ikke for ekstreme verdier. “Extreme support for uncovered interest parity” (Huisman et al. 1998) publisert i journal of international money and finance, er av samme oppfatning som (Hollifield og Uppal).

Her nevnes det at brorparten av empirisk litteratur avslår teorien om UDRP, men generelt sett betyr ikke dette at teorien er ugyldig. De mener at teorien holder, men at det er aspekter vi ikke har tilgjengelig eller ikke kan oppdage enda som fører til de negative resultatene. Eksempelvis, argumenterer Hollifield og Uppal med at dette kan være et resultat av tidsvarians. Dette kan være grunnen til at teorien ofte holder over lengre tidsperioder på grunn av at tidssvarende effekter jevner seg ut over tid. Til slutt nevner de at selv om de ikke fant noe bevis for at teorien holder, hevder de at teorien i stor grad holder i ekstreme økonomiske situasjoner.

“A test of uncovered interest parity for ten European countries” (Bernhardsen 1997) publisert i Research Department, Norges Bank, utfører en undersøkelse av teorien om UDRP for ti ulike europeiske valutaer mot Tyske Mark. Tidsserien er fra 1776 til 1996. Her benyttes det segmenterte tidsperioder for henholdsvis månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlig. Det utnyttes forskjellige metodikker som framgangsmåte, til noe varierende resultater, men ikke så mye at det er betydelig. Her finner de ut at β -koeffisienten på kort tidsperspektiv er høyere enn på langt tidsperspektiv, noe som står i kontrast med mye annen forskning på korte tidsperspektiver. Det kan være situasjoner hvor β -koeffisienten for empiriske resultat ender opp med å være negativ. Froot & Frankel er et slikt tilfellet som konkludere med det. Her ser de på USD opp mot fem andre land, på flere tidsperspektiver. De får negative resultater som varierer mellom -0,52 og -6,07, avhengig av hvilket tidsperspektiv av regresjonsdata som blir brukt (Froot og Frankel). Det er flere andre studier som også tar for seg dette. Nevneverdig er (Bacchetta, Mertens og Van Wincoop 2009)) og (Allen og Dickinson 2002).

Vi har valgt å ta utgangspunkt i udekket renteparitet, da det er delte meninger knyttet opp mot om teorien holder. Samtidig er det et risikoelement til UDRP som kan være noe av forklaringen til at teorien er så mye omdiskutert. Slik som Jone Håland skriver i sin avhandling, så er investering til dels knyttet til risikoaversjon (Håland 2003). Dette betyr at investorer ofte velger en tryggere vei, da i form av høyere treffsikkerhet, men lavere avkastning. Dette er med på å forklar hvorfor en investor vil kreve en form for risikopremie ved å ta en usikker posisjon. Størrelsen på premien er helt avhengig av volatiliteten i valutakursen, men også kredittrisiko, skattehensyn og andre faktorer som nevnes av Håland.

3.0 Teori

I dette kapitlet tar vi for oss teori. Først går vi igjennom paritetsteoriene og da spesielt udekket renteparitet. Deretter tar vi for oss valuta. Her vil vi utrede litt om valutakursregimer, aktører i valutakursmarkedet, valutalån, renter og valutakurs.

3.1 Introduksjon til paritetsteorier

Paritetsteoriene og da spesielt dekket og udekket renteparitet, har ofte vært et mye diskutert tema i finansmiljøer. Renteparitet er en sentral antagelse innen valutateori. I bunn og grunn så sier teorien at man hverken kan tjene eller tape penger på valutaspekulasjon. Det vil si at det ikke skal være mulig å finne en dekket arbitrasjemulighet² ved kjøp og salg av valuta i markedet. Det er her vi skiller mellom dekket og udekket renteparitet. Dette kommer vi nærmere inn på under hver paritetsteori. Samtidig er kjøpekraftsparitet en sentral del av teorien som tar for seg sammenhengen mellom prisnivå og valutakurs. (Hayes 2019b)

Det er tre grunnleggende teorier knyttet opp mot paritetsteorien. Disse teoriene kobler valutakurser, renter og inflasjon sammen. Vi har, dekket renteparitet (DRP), udekket renteparitet (UDRP) og kjøpekraftsparitet (KKP). Bakgrunnen for disse paritetsteoriene er å forklare utviklingen i valutakurser og det relative rentenivået mellom land. I utgangspunktet vil utvikling i rentenivå og valutakurser gå mot en likevekt på lang sikt. Dette skjer i form av at rentedifferansen og valutakursendringer vil motvirke hverandre. Det er delte meninger rundt om dette vil holde i virkeligheten eller ikke, noe som har vært diskutert mye opp igjennom tiden. En artikkel som ofte blir nevnt er Eugene Fama med «Forward and spot exchange rates» som tok for seg dette i 1984.

Før vi tar for oss hver enkelt teori, så er det viktig å nevne prinsippet «loven om én pris», som er et økonomisk konsept. Teorien sier at en vare eller eiendel vil ha den samme prisen globalt, uavhengig av beliggenhet, når man tar hensyn til visse faktorer (Chappelow). Eksempelvis hvis en investor har to like eiendeler med lik risiko, men med ulik pris, lønner det seg å kjøpe billig og selge dyrt. Dette blir sett på som en arbitrasjemulighet. Hvis

² Arbitrasje er å utnytte prisforskjeller på samme vare eller verdipapir i forskjellige markeder for å oppnå en gevinst. (Sirnes 2019)

prinsippet «loven om én pris» skal holde, må de to eiendelene være perfekte substitutter³. Ved et slikt tilfelle vil investor være indifferent mellom å investere i Norge eller utlandet. Om forventet avkastning er høyere i Norge enn i utlandet, vil investor sitte med verdiene i Norge. Ved motsatt tilfelle, vil investor sitte med verdiene i utlandet. Hvis markedet opererer i en likevektstilstand, vil det ikke være noe forskjell i forventet avkastning i Norge eller utlandet. (Rogoff 1996).

3.1.1 Kjøpekraftsparitet

Dersom man ser på sammenhengen mellom inflasjon og valutakurs til en valuta, blir dette kalt for kjøpekraftsparitet. Det betyr at valutakursen vil forandre seg i takt med en endring i inflasjonsforskjellen mellom to land. Som investor ønsker man hele tiden å få til gode investeringer. Dette gjennom å kjøpe en vare billig, for så å selge den dyrt.

Ofte kan man skille mellom to teorier knyttet til kjøpekraftsparitet, absolutt kjøpekraftsparitet⁴ og relativ kjøpekraftsparitet⁵. Absolutt KKP stammer fra «loven om én pris». Absolutt KKP sier at to like varer som er omsatt i forskjellige markeder og prisen er målt i samme valuta, skal ha lik realpris.

Kostnaden til en utenlandsk vare omvekslet til innenlands valuta, vil på tidspunkt t være lik kostnaden for den innenlandske vare. For å formulere dette matematisk, setter vi prisen på tidspunkt t for innenlandskvare til P_h^t , og prisen på tidspunkt t for utenlandskvare til P_u^t . Deretter vil man få en kurs for valutaen gitt samme tidspunkt. På ligningsform vil valutakursen være formulert som S_t , ut ifra dette kan vi uttrykke absolutt KKP slik:

$$P_t^h = S_t P_t^u \quad 3.1$$

Ved å dividere på P^u så kan vi få valutakurs på tidspunkt t lik:

³ Eiendelene har tilnærmet lik risiko og gir samme avkastning.

⁴ Heretter kalt absolutt KKP.

⁵ Heretter kalt relativ KKP.

$$S_t = \frac{P_t^h}{P_t^u} \quad 3.2$$

Ligningen om absolutt KKP tilsier at det nominelle nivået til valutakursen, må korrigere valutakursen til utenlandsk valuta slik at den reflekterer prisnivået innenlands. Ifølge teorien vil en høyere pris i et land i forhold til et annet, føre til en depresiering i valutaen for at realprisene skal være den samme mellom landene.

Den andre kjøpekraftspariteten kalles relativ kjøpekraftsparitet. Forskjellen mellom teoriene er at relativ KKP inneholder ulike inflasjonsrater. Det betyr at valutaen til et land taper kjøpekraft hvis inflasjonen er positiv. I tillegg så er differansen i inflasjon mellom to land et sentralt element i at valutakursen endres. I henhold til teorien om relativ KKP, vil en konstant valutakurs føre til at land med lavere inflasjon, sett i forhold til et annet land, opplever at valuta nominelt appresierer seg. Matematisk kan ligningen til relativ KKP uttrykkes:

$$s_t = \frac{1 + \pi_t^h}{1 + \pi_t^u} \rightarrow s_t = \frac{\pi_t^h - \pi_t^u}{1 + \pi_t^u} \quad 3.3$$

Der s_t er prosentvis valutakursendringen til tidspunkt t . Videre står π_t^h, π_t^u for endringene i prisnivå i hjemland og utland. (Korsvold 1995)

På lang sikt vil ofte kjøpekraftsparitet ha bedre forklaringssevne enn på kort sikt. Samtidig vil relativ KKP holde uavhengig av om absolutt KKP ikke holder. Ser vi på studiet «The purchasing power parity puzzle» gjort av Kenneth Rogoff i 1996, konkluderte han med at valutakurser ikke er konsistent med kjøpekraftsparitetsteorien. Den tenderer til å vende tilbake til deres fundamentale kjøpekraftsparitet-verdier. Dette tar ofte flere år. Videre fant han i sine studier et avvik på tre til fem år når det gjelder halveringstiden. Han nevner transportkostnader, tollbarrierer og inngrep fra myndighetene som eksempel på at kjøpekraftsparitet ikke vil holde på kort sikt. (Rogoff 1996)

3.1.2 Dekket renteparitet

Dekket renteparitet⁶ tar for seg rentedifferanse mellom to valutaer og kalles ofte for en ren arbitrasje-relasjon. Teorien sier at det ikke skal være noen forskjell mellom å låne eller plassere penger i Norge eller i utlandet. I henhold til teorien betyr det at forventet avkastning og lånekostnaden vil være den samme så lenge man dekker posisjonen sin med en terminkontrakt. Det vil si at differansen mellom to valuter må være null når man ser på relasjonen mellom spotkurs og terminkurs. Hvis dette er tilfellet, vil det ikke være mulig å oppnå arbitrasje. Om det mot formodning viser seg at det er mulig å oppnå en gevinst, så er ikke markedene i likevekt. Teorien om DRP tar som nevnt for seg forhold med S_t (spotkurs i dag) sammen med F_t (terminkurs ved forfall). Det er dette som skiller dekket renteparitet fra udekket renteparitet, ved å avtale terminprisen på forhånd. Eksempelvis, om vi antar at en norsk investor i dag investerer et gitt beløp på kr 100 NOK. Da står han ovenfor to alternativer:

1. Investere i Norge i dag fram til tidspunkt t til risikofri rente i^h
2. Investere i utlandet i dag fram til tidspunkt t til risikofri utenlandsk rente i^u

(Korsvold 1995)

Det er kun alternativ 1 som ikke inneholder noe risiko. I alternativ 2 inngår risiko i form av valutarisiko. Dette fordi den utenlandske investeringen er i utenlandsk valuta. Hvis investoren går for alternativ 1, vil han ved tidspunkt t sitte med et sluttbeløp på:

$$(100 + i^h) \qquad 3.4$$

Velger investoren alternativ 2, innebærer det valutarisiko. Dette er på grunn av at kursen på den utenlandske valutaen vil være avhengig av variasjoner i forventet avkastning. For å sikre seg mot risiko, kjøper investoren en terminkontrakt som tilsvarer det samme som investeringsbeløpet på 100 NOK. Avtalen innbefatter en terminpris F_t uttrykt i norske kroner, som investeringsbeløpet selges for ved tidspunkt t . Veksler man

⁶ Heretter kalt DRP.

investeringsbeløpet om til utenlandsk valuta i dag, vil investor motta $\frac{100}{S_t}$ i utenlandsk valuta. Investeringsbeløpet vil da bli forrentet til utenlandsk risikofri rente i^u . Ved å kjøpe en terminkontrakt til terminkurs F , vil ligningen se slik ut:

$$\left(\frac{F_t}{S_t}\right) \cdot (100 + i^u) \quad 3.5$$

Både ligning 3.4 og 3.5 er eksempel på risikofri investering i hjemland og utland. Er det markedslikevekt og ingen arbitrasjemulighet, vil investor være indifferent om hvor beløpet investeres. Setter vi ligning 3.5 og 3.6 lik hverandre, får vi følgende relasjon:

$$\left(\frac{F_t}{S_t}\right) = \frac{100 + i^h}{100 + i^u} \quad 3.6$$

Ligning 3.6 forklarer at relasjonen mellom spotkurs og terminkurs er lik rentene for utland og hjemland pluss 100. Denne relasjonen kan vi omskrive ved terminavviket ($F - S_t$) og vi får da ligning:

$$\left(\frac{F_t - S_t}{S_t}\right) = (i^h - i^u) \quad 3.7$$

Skal teorien om DRP holde, må ligning 3.7 holde. Dette medfører at det ikke vil være noen åpning for å skaffe seg en arbitrasjemulighet i markedet. Vi kan også se at om ligning 3.7 holder, vil terminpremien være lik rentedifferansen i markedet. Det betyr at avkastning på investering og kostnad knyttet til lån vil være lik, uavhengig av valuta.

3.1.3 Udekket renteparitet

Betingelsen knyttet til UDRP er mer usikker, da investor sitter med en åpen posisjon i markedet. Den usikre delen er knyttet til at man ikke sikrer seg i terminmarkedet. Dette blir ofte referert til som et risikoelement og skiller UDRP fra DRP. Teorien sier at en oppgang eller nedgang i valutakursen mot en annen valuta skal utjevnes av en

rentejustering. Det vil si at rentedifferansen vil utligne valutakursdifferansen mellom to valutaer ved en oppgang eller nedgang i en valuta sett i forhold til en annen. Som ved DRP skal det derfor ikke ha noe å si om man velger å plassere pengene sine i Norge eller i utlandet.

Som nevnt ligger risikoelementet i den terminsikrede framtidige valutakursen F_t , som nå er erstattet med en usikker framtidig valutakurs $E(S_t)$. UDRP er essensielt det samme som å sammenslå forholdene mellom DRP med antagelsen om at valutakurs er drevet, på marginen, av risikonøytrale markedsaktører som er klare for å ta en udekket spot eller termin-posisjon når terminkursene avviker fra forventet framtidig spotkurs (Isard 2006). UDRP argumenter for at rentedifferansen mellom to land er lik den forventede endringen i vekslingskursen landene imellom. Dette vil medføre at avkastningen skal være lik, uavhengig hvor man velger å investere. Investoren har også her to mulige alternativer for investering.

1. Investere enheten i Norge til en rente i som gir en avkastning på $100 + i_t^h$, hvor t står for tidsperioden.
2. Investere $\frac{100}{S_t}$ enheter i utenlandsk valuta til en rente lik i^u , som gir en avkastning på $\frac{100}{S_t} * (1 + i_t^u)$. Hvor t står for tidsperioden. Dette beløpet skal så konverteres over til innenlandsk valutakurs S_{t+1} .

(Korsvold 1995)

I henhold til teorien om udekket renteparitet vil markedet bli ført til en likevekt hvor den hjemlige investering skal ha lik avkastning som den utenlandske investeringen. Dette innebærer at en positiv rentedifferanse mellom to land, vil medføre en korreksjon for et land med høyrentevaluta i form av en depresiering, sett i forhold til lavrentevaluta. Hvis markedet befinner seg i en likevektstilstand⁷, så vil teorien holde. Om likevektstilstanden ikke oppnås, vil dette medføre en mulighet for gevinst. Etterspørselen etter en valuta som gir mulighet for gevinst, vil øke. Dette medfører at markedet korrigerer

⁷ Likevektstilstand vil medføre lik avkastning uavhengig om investor velger å investere i utland eller hjemland.

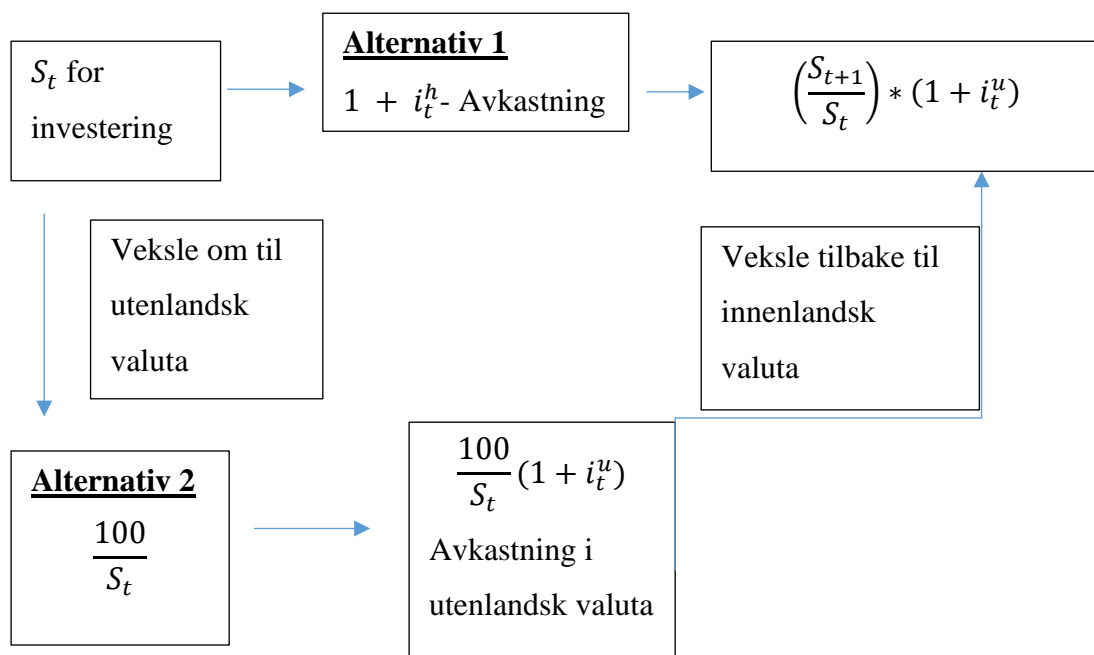
seg slik at det kommer i balanse og det vil ikke lenger være noen mulighet for gevinst.

Dette gir ligningen:

$$1 + i_t^h = E(S_t) * \frac{S_{t+1}(1 + i_t^h)}{S_t} \quad 3.8$$

Hvor $E(S_t)$ er forventet valutakurs for tidspunkt t .

Vi kan oppsummere de to alternativene en investor står ovenfor som en relasjon lik:



Figur 1 – Investeringsvalgene en investor står ovenfor.

3.2 Valuta

Valuta er et sentralt element i teorien om udekket renteparitet, hvor valutaen og renten mellom land skal justeres av markedskreftene etter behov. Endringene som følge av markedskreftene og forholde mellom renter og valutakurs skal føre til at en blir indifferent ved investering i valuta.

Penger har tre primære funksjoner: hvordan en oppbevarer verdier, som en måleenhet og som byttemiddel. Valutakurs er verdien av en nasjons valuta sammenlignet med en annen nasjons. Valutatransaksjoner er bytte av en valuta mot en annen. Kursen uttrykker da bytteforholdet. Spotkursen S_t , er det man som regel henviser til når en snakker om valutakurser. Spot (eller avista) er verdien av transaksjoner som leveres umiddelbart, det vil si oppgjør finner sted to forretningsdager senere.

I denne oppgaven vil vi la spotkursen s_t , representere antall enheter innenlandsk valuta (NOK) man må betale for én (eller 100) enheter utenlandsk valuta. Dette omtales som «européisk notering». Det innebærer at en høyere (lavere) s_t , vil føre til at en betaler mer (mindre) kroner per enhet utenlandsk valuta. Det vil si at kronen henholdsvis depresierer eller appresierer seg ettersom som s_t styrkes eller svekkes.

Terminkontrakter er den andre grunnleggende typen av valutatransaksjoner. Det er to typer terminkontrakter, «outright» og «swapper». Disse typer kontrakter omhandler en avtale om framtidig levering av en valuta. Kontraktene har vanligvis en leveringsperiode om 30, 60, 90 eller 180 dager (samt de to oppgjørsdagene som nevnt tidligere). Dette er ikke enerådige, da det er mulig med lengre leveringstid blant de større valutaen som Euro og USD. Disse lengre kontraktene er knappe, da få valutaer er store nok. Dette medfører at de er mindre velfungerende sammenlignet med korte avtaler. Prisen for levering av disse kontraktene, i likhet med spotkurs, omtales som terminkurs F . (Korsvold 1995)

Differansen mellom terminkurs og spotkurs omtales som terminpremien. Om terminkursen er større eller mindre enn spotkursen omtales det som at det handles med en premie. Terminpremiens størrelse avgjøres av rentedifferansen mellom ulike valuta. Denne differansen representeres ved formelen:

$$TP = i^h - i^u = \frac{F - S_t}{S_t} \quad 3.9$$

Hvor TP er forskjellen mellom spotkurs og terminkurs, i^h er renten i hjemlandet og i^u er renten i utlandet. Videre er F terminkurs og S_t spotkursen. Denne sammenhengen må holde, i henhold til teorien om dekket renteparitet, for at arbitrasje ikke skal være mulig. (Håland 2003)

3.2.1 Valutakursregimer

Valutakursen kan, som nevnt tidligere, bli forstått som prisen for en valuta i form av en annen valuta. Akkurat som andre goder og tjenester, må en ta forbehold om hva som fastslår verdien. Dette er viktig da eksempelvis staten kan påvirke verdien, eller til og med justere etter behov. Valutakursregimer er relevant for teorien om UDRP, da forskjellige regimer vil ha forskjellige konsekvenser for valuta og renteutviklingen. Dette vil ha en direkte påvirkning på teorien og kan medføre effekter som skaper variasjon i resultatene.

Valutakursregimer er rammeverket for monetære myndigheter i et land til å forvalte hjemlandets valuta i henhold til eksterne valutaer og valutamarked. Dette gjør de ved bruk av alt fra flytende valutakurser, til at sentralbanker bestemmer en fast valutakurs.

Et valutakursregime er et system som et lands monetære myndighet, som er representert av sentralbanker i de fleste tilfeller, benytter for å etablere prisen på valutakursen i hjemlandet mot andre lands valuta. Hvert land kan fritt velge hvordan de vil stille seg med hensyn til valutakursregimet de tenker er mest optimalt for landet. Dette vil de gjøre ved å bruke hovedsakelig pengepolitikk, men også noen ganger finanspolitikk.

3.2.1.1 Flytende valutakurs

Flytende valutakurs er en type valutakursregime. Våre data tar utgangspunkt i valutaer som er flytende. Flytende valutakurs er en enklere måte å studere UDRP på, enn ved fastkurs regime. Dette er fordi valutakurs og renter forandrer seg etter markedskreftene, som i henhold til teorien om UDRP skal kunne vise at en er indifferent mellom å investere i hjemlandet eller utlandet.

Flytende valutakurs kan defineres som valutakurs som settes av det globale tilbudet og etterspørselen etter en valuta. Med andre ord er det prisen på utenlandsk valuta basert på verdensmarkedet, som er volatilt og kan skifte fort basert på tilbud og etterspørsel etter valutaen. Det er to former for flytende valutakurser, fri flytende- og styrt flytende regimer. På den ene siden er det et fri flytende regime når det ikke er noen form for statlig inngrep ved kjøp eller salg av valuta. På den andre siden er det et styrt flytende regime når staten i det minste gjør små inngrep for å påvirke valutamarkedet. Fri flytende er teoretisk sett det mest optimale alternativet, da det lar land beholde monetær selvstendighet, som i praksis betyr at de kan fokusere på interne aspekter ved sin økonomi. Det gir også mulighet for å kontrollere inflasjon og arbeidsledighet uten å bekymre seg for eksterne aspekter. Likevel er det viktig å ta hensyn til hendelser som eksterne sjokk, eksempelvis økte oljepriser eller kapitalflukt. Disse elementene kan gjøre det umulig å vedlikeholde et «rent» fri flytende valutakurs-system.

I realiteten er det tilnærmet ingen valutaer i utviklede land som har en «ren» fri flytende valutakurs. Det er en viss grad av støtte fra korresponderende sentralbanker, som betyr at en har et styrt flytende regime. En kan også diskutere at siden flesteparten av land griper inn i valutamarkedet til en viss grad fra tid til annen, kan dette bli omtalt som styrt flytende system. Det argumenteres også for at flytende kurs er et bedre alternativ, da fast kurs skaper en økt sjanse for finansielle kriser. (Stæhr 2001)

Et system med fri flyt av kapital vil medføre at land kan differensiere spare- og investeringsbeslutninger ved å låne eller allokere det i det internasjonale kapitalmarkedet. Dette vil medføre en økt samfunnsøkonomisk effektivitet, da kapital mellom land blir utnyttet mer effektivt, samt forbedre muligheten for allokering og diversifisering av risiko. Det er også negative konsekvenser av fri flytende kurs. Økt kapitalmobilitet fører til større krav til forholdet mellom valuta- og pengepolitikken. Dette kan skape retningslinjer for den makroøkonomiske politikken, noe som ikke bestandig er formålstjenlig for myndighetene. Om myndighetene ikke klarer å lede en pålitelig politikk, vil dette medføre negative effekter som kapitalflukt. Dette vil føre til depresiering av landets valuta. For å korrigere for den negative effekten av feilen, blir landet nødt til å øke rentenivået. Renten må da justeres til et høyere nivå enn det som er optimalt, gitt den økonomiske tilstanden til landet. Land med fastkursregime som ikke er synkronisert med

landet de er bundet til, på en konjunkturmessig måte, må sette renten lavere enn det som er optimalt for å motvirke en høy appresiering av valutakursen. (Stæhr 2001)

3.2.1.2 Fast valutakurs

Det er hovedsakelig to betydelige fordeler som karakteriserer faste valutakurser. Redusert valutakursrisiko og transaksjonskostnader, som er et pålitelig nominelt holdepunkt for pengepolitikken. Det er verdt å nevne at fordelene ved redusert valutarisiko og transaksjonskostnader også kan ha negative konsekvenser ved å påvirke investeringer og handel over landegrensene på et negativt vis.

Ved fast valutakursregime er det også knyttet noen ulemper. For det første er myndighetene låst uten fleksibilitet i utøvelse av pengepolitikk. Dette betyr at innlandsrenten reflekterer den utenlandske renten den er bundet til uten unntak. For det andre, må myndighetene også kontrollere utenlandsk valutabeholdning for å opprettholde betalingsbalansen. For å opprettholde balansen så tilfredsstilles forpliktelsen om kjøp og salg av utenlandsk valuta til den vedtatte valutakursen. Dette begrenser alternativene myndighetene har for å utøve en god økonomisk politikk ved et negativt sjokk i landets økonomi. Det er ingen av alternativene som er perfekte, og begge kommer med sine fordeler og ulemper. Land må velge mellom fordelene ved å ha en fast valutakurs mot fordelene for en flytende valutakurs. (Stæhr 2001) En fast valutakurs kan skape vansker for teorien, da forholdet mellom landets renter og valuta er sentralt i teorien om UDRP. En statisk valutakurs vil da føre til at endringene i valutakurs og renter bare skjer i ett land.

3.2.2 Aktører i valutakursmarkedet

Aktører i valutamarkedet kan fordeles i forskjellige segmenter etter hva slags type transaksjoner de utøver. Ofte blir de omtalt som eksportører og importører, meglere, arbitrasjører og spekulanter som Korsvold skriver. Eksportører og importører samhandler med valutamarkedet gjennom fordringer eller gjeld i utenlandske valuta, de benytter seg av valutameglere for å håndtere transaksjonene. Meglere er spesialister som kjøper eller selger valuta for kunder. De opererer vanligvis med de 5-6 største valutaene i verden, men spesialisere seg vanligvis på en spesifikk valuta.

Arbitrasjører utnytter uoverensstemmelser i aksjemarkedet for å selge og kjøpe valuta for å oppnå gevinst. Denne uoverensstemmelser skjer mellom to valutakurser i to valutamarkeder eller valutakurs og rentesats. Arbitrasjøren kjøper en undervurdert valuta og selger en overvurdert. Spekulanter analyserer valutamarkedet og kjøper valuta de tror vil appresiere seg og selger ved depresiering. (Korsvold 1995)

Aktører i valutamarkedet er sentralt, da det er de som investerer i de aktuelle markedene hvor teorien om UDRP er relevant. Disse aktørene skal, dersom teorien om UDRP holder, være indifferente om hvorvidt de investerer i hjemlandet eller utlandet.

3.2.3 Valutalån

Valutalån er en finansieringsform, der en låner penger i utenlandsk valuta i stedet for hjemlandets. Formålet med valutalånet bygger ofte på spekulasjoner eller prediksjoner om at et lån i den utenlandske valutaen skal føre til en økonomisk gevinst eller besparelse, sammenlignet med et lån innenlandsk valuta. Disse mulige gevinstene eller besparelsene kan oppnås på et par måter, henholdsvis ved rentedifferanse og valutakursutviklinger. Valutalån blir påvirket av rentenivået i hjem- og utlandet samt valutakursen mellom de to. Valutalån er mest relevant når lånerenten i hjemlandet er høyt sammenlignet med utlandet. Eksempelvis om det er høy lånerente i hjemland og lav i utland, vil det være lønnsomt å ha lånet i utenlandsk valuta. Dette forutsetter at valutakursene er statiske i perioden. Ved denne «positive» rentedifferansen mellom hjem- og utland er det mulig å få besparelser på lånet i form av lavere rentekostnader. Dette er avhengig av at valutakursen ikke forandrer seg. Skulle hjemlandets valuta svekke seg i verdi, vil rentedifferansen bli utliknet og kan medføre tap om den svekker seg tilstrekkelig. Dette scenariet med volatil valutakurs er et tveegget sverd, da en styrket hjemmevaluta vil føre til at det utenlandske lånet blir redusert. Valutalån er en av de mest relevante valutainvesteringene som eksisterer. Om det blir tatt opp lån i utenlandsk valuta til en lavere rente enn hjemlandet, skal valutakursen i hjemlandet i teorien svekkes til et punkt hvor gevinst ikke er mulig.

3.3 Renter

Renten er en av to momenter i teorien om UDRP som er med på å styre forholdet mellom hjem- og utlandet. I samarbeid med valutakursen mellom de to landene, skal renten være med på å skape en situasjon hvor gevinst ved investering i valuta ikke er mulig.

Renter sier oss også noe om forholdet mellom å benytte penger i dag eller å utnytte de i framtiden. I Norge er det Norges bank som fastsetter styringsrenten, hvilket legger retning for renteutviklingen. Det eksisterer forskjellige typer renter. Et enkelt eksempel på dette er nominell rente og realrente. Nominell rente i refereres til som en rente før en tar hensyn til inflasjon. Nominell rente kan også refereres til som den «avtalte» renten på et lån, uten at det er tatt hensyn til gebyrer eller sammensatte renter. Realrenten r er en rente som er justert for å fjerne virkningene av inflasjon. Dette for å reflektere de reelle kostnadene av midler for en låntaker samt den reelle avkastningen til långiver eller investor. (Kenton 2020) / (Chappelow 2019)

3.3.1.1 Interbankrente

Interbankrenten er den renten vi har valgt å bruke ved utførelsen av regresjonsmodellen til UDRP. Vi mener denne renten er mest relevant når vi ser på forhold mellom to land og utviklingen mellom renter og valutakurs. Interbankrenten er renten som blir brukt blant banker for plassering og lån av penger seg imellom.

Interbankrenter omhandler rentene som bankene bruker til långivning og låntakning med et annet interbank marked (annet lands interbank). Interbank offered rate⁸(interbankrenten) fungerer som en indikator på nivået av tilbud og etterspørsel i alle finansmarked. Dette kalles interbankrente. Norge har henholdsvis NIBOR som interbankrente, men det vanlige referansemålet er Londons interbankrate LIBOR. Interbankrentene opererer over korte tidsperioder. (Dictionary 2020)

⁸ Videre kalt IBOR.

4.0 Variabler

I dette kapitlet vil vi redegjøre for de ulike makroøkonomiske variablene som vi har valgt å inkludere i den utvidete regresjonsmodellen. Dette er variabler som vi mener kan ha en relevans opp mot teorien for udekket renteparitet.

4.1 OSEBX og utenlandske aksjeindekser

Vi har valgt å bruke aksjeindeksene som variabler i oppgaven, da vi mener det har en innflytelse på valutakurser og representerer økonomien som helhet. Vi håper at denne variabelen kan hjelpe til å skape klarhet om grunnregresjonen til UDRP ikke skulle holde. Vi vil gå dypere inn på effekten og operasjonen bak OSEBX som et eksempel.

OSEBX er en av Norges aksjemarked indekser. Den følger aksjeutviklingen til børsnoterte selskap. Ved utgangen av 2017 var det 220 selskaper på børsen og de hadde en samlet markedsverdi på 2159 milliarder kroner (Gram). Indeksen reflekterer aksjemarkedets opptreden ved å rapportere risiko og gevinst blant de største selskapene. Denne informasjonen blir brukt blant investorer til å skape et estimat og helhetsbilde av markedet. Dette estimatet blir brukt som sammenligningsgrunnlag når en ser på alle andre investeringer.

OSEBX følger markedskapitaliseringen til selskapene representert i indeksen. Markedskapital er totalverdien av alle andeler aksjer et selskap har utstedt. Den er kalkulert ved å multiplisere antall aksjer utstedt med aksjeprisen.

Indeksen er vektet med flytjustert markedskapital. Den måler kun aksjene som er tilgjengelig for allmenheten. De 67 selskapene representert i indeksen blir valgt av en designert komite, basert på likviditet, størrelse og bransje. Den revideres på halvårlig basis og endringen tiltrer 1. juni og 1. desember. (OSEBX 2020)

Vi benytter oss av aksjeindekser som OSEBX for diverse land. USA, Tyskland, Japan, Sverige og Sveits indekser er henholdsvis S&P 500, DAX-30, Nikkei, OMX og SMI. Vi bruker månedlig observasjoner for diverse aksjeindekser. For å se på effekten aksjeindeksene har på prosentvis endring i spotkursen ΔS_t og rentedifferansen ($i^h - i^u$),

som representerer α og β i UDRP ligningen, ser vi på relativ endring i utviklingen av indeksene. Den relative endringen finner vi ved å ta:

$$r_t^{\text{Indeks}} = \log\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \quad 4.1$$

Hvor r_t^{Indeks} er relative endring i aksjeindeksen, I_t er aksjekursen, I_{t-1} er aksjekursen foregående periode og t representerer tid. Deretter vil vi se på differansen mellom OSEBX og diverse utenlandske indekser. Denne differansen vil gi oss ett innblikk i den økonomiske utviklingen mellom landene målt i prosent.

$$R_t^{\text{Diff}} = r_t^{\text{OSEBX}} - r_t^{\text{Indeks}} \quad 4.2$$

Hvor R_t^{Diff} er differansen mellom OSEBX og utenlandsk indeks, r_t^{OSEBX} er prosentvisendring i OSEBX, r_t^{Indeks} er prosentvis endring i utenlandsk aksjeindeks og t representerer tidspunkt. Denne utviklingen kan ses opp mot spotkursen mellom de to landene for å se om det er korrelasjon mellom utvikling i aksjemarkedene og valutakurs. I likhet kan det knyttes opp mot rentedifferansen for å se om den oppfører seg i henhold til teorien om UDRP.

Det er grunn til å tro at noen av de største selskapene i verden er med og påvirker forventninger og økonomisk utvikling, noe som igjen kan påvirke rente- og valutakursutviklingen mellom land. Det er viktig å merke seg at det er sannsynlig at det er en relativ korrelasjon mellom OSEBX og S&P 500, da OSEBX i stor grad følger utviklingen av S&P 500. Dette er noe å ha i bakhodet når en benytter seg av dataene. Vi vil allikevel benytte denne framgangsmåten, da vi mener den best representerer en aktuell tilleggsvariabel som kan styrke troverdigheten og forklaringsgraden til ligningen.

4.2 KPI

Konsumprisindeksen⁹ måler gjennomsnittlig forandring i pris over tid som konsumenter betaler for en mengde med goder og tjenester. Dette er vanligvis referert til som inflasjon. I hovedsak prøver den å kvantifisere det aggregerte prisnivået i en økonomi og dermed måle kjøpekraften til et lands valutaenhet. Svakheter ved KPI er at den ikke tar for seg aspekter som sparing og investering. Videre har den også en tendens til å ekskludere utgiftene for besøkende fra andre land.

I henhold til teorien om kjøpekraftsparitet tror vi at KPI kan være med å påvirke vår analyse om UDRP. Fordi KPI skaper en forventning om likevekt mellom pris i hjemlandet og utlandet. Vi mener KPI som et inflasjonsmål har sterk tilknytning til valutakurser og rentenivå. Ved å inkludere KPI som en variabel, tror vi den kan ha en positiv effekt på våre resultater. Dette tror vi vil være med på å styrke teorien om UDRP.

Vi har data for hvert lands KPI og observasjonene vi utnytter er månedlig prosentvis endring. Det vil si at den representerer differansen i KPI nivået fra en måned til en annen. KPI blir presentert som Kpi_t , hvor t representerer tidspunkt, h og u er henholdsvis Norge og utlandet, og $R_t^{KPI\text{diff}}$ er KPI-differansen. Formelen for KPI-differansen vil dermed se slik ut:

$$R_t^{KPI\text{diff}} = Kpi_t^h - Kpi_t^u \quad 4.3$$

Vi ser på KPI på henholdsvis, månedlig-, kvartalsvis-, halvårlig- og årlig perspektiv. Vi vil videre henvise til KPI-differansen som inflasjonsutvikling, som tar utgangspunkt i den relative teorien om KKP, forklart i kapittel 3.

⁹ Heretter kalt KPI

4.3 Oljepris

Brent Crude olje representerer om lag to-tredjedeler av crude olje kontrakter i verden, hvilket gjør den til det mest brukte oljemarkedet av de alle. I disse dager referer «Brent» til olje fra fire forskjellige steder i Nordsjø-området, henholdsvis, Brent, Forties, Oseberg og Ekofisk. Crude fra denne regionen er «lett og søt», hvilket gjør oljen ideell for produksjon av diesel, bensin og andre høyt ettertraktede produkter. Oljen er også lett håndterbar, da den er offshore (Kurt 2020).

Oljepris har vist seg gjennom tidene å være en sentral faktor som påvirker verdensøkonomien. En økt oljepris vil generelt øke inflasjon og redusere økonomisk vekst. Med hensyn til inflasjon har oljeprisen en direkte påvirkningskraft, gjennom at den påvirker goder og tjenester innenfor petroleumsbransjen. Indirekte vil den påvirke transportkostnader, produksjonskostnader og oppvarmingskostnader. Ut ifra dette kan en konkludere med at oljepris har en betraktelig økonomisk påvirkning. Oljepris kan også redusere økonomisk vekst gjennom dens effekt på tilbud og etterspørsel av andre goder enn olje. Økt oljepris kan føre til depresiering av tilbud av andre goder, da de øker kostnaden knyttet til produksjon.

Vi har valgt å inkludere oljepris som en variabel da den har en betraktelig økonomisk påvirkning på markedet som helhet. Vi har også tatt for oss Brent Crude olje, da den har nær tilknytning til Norge samt at det er det mest brukte oljemarkedet. For å se på en eventuell effekt på valutakurs eller renten, må vi se på utviklingen av oljeprisen. Ved å følge utviklingen kan vi se om en appresiering eller depresiering fra måned til måned har noen påvirkningskraft ovenfor renten og valutakursen. Som alle de andre variablene ser vi på henholdsvis, månedlig-, kvartalsvis-, halvårlig- og årlig perspektiv. Formelen for utviklingen av olje ser da slik ut:

$$r_t^{olje} = \log \left(\frac{Olje_t}{Olje_{t-1}} \right) \quad 4.4$$

Hvor r_t^{olje} er prosentvis endring i oljeprisen og $Olje_t$ er prisen på olje på, tidspunkt t . $Olje_{t-1}$ er oljepris i den foregående perioden.

4.4 Rentedifferanse

Rentedifferansen er en essensiell del av teorien om udekket renteparitet og presenteres slik:

$$R_{k,t}^{Rentediff} = (i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) \quad 4.5$$

Hvor $R_{k,t}^{Rentediff}$ er differansen mellom renten i Norge og utland, $i_{k,t}^h$ er den norske renten og $i_{k,t}^u$ er utenlandsk rente. Hvor k representerer terminlengde på 1,3,6 eller 12 måneder og t står for tid. Rentedifferansen er basert på månedlige observasjoner av 3 måneder interbank offered rate, også kalt Nibor/Libor.

Rentedifferansen mellom Norge og utlandet, og valutakurs forholdet mellom de to må ha et positivt forhold om UDRP skal holde. Eksempelvis om Norge har en positiv rentedifferanse, må valutakursen i utlandet styrke seg ovenfor Norge i henhold til teorien om UDRP. En positiv verdi på valutakursforholdet, medfører at vi får flere norske kroner per enhet utenlandsk valuta. Altså at den utenlandske valutaen appresierer mot NOK. Skulle dette ikke være tilfellet, vil det være mulighet for gevinst og UDRP holder ikke.

Vi ser på UDRP på fire forskjellige nivåer, månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlig. Det er viktig å merke seg at observasjonene vi har for rentedifferansen er annualisert, noe som betyr at vi ikke bare kan plukke ut observasjonene til rentedifferansen i riktig tidsrom. For å få en mer representativ verdi av rentedifferansen for månedlig, kvartalsvis og halvårlig, må vi dele de annualiserte tallene for riktig tidsrom. Dette blir da å dele på tolv for månedlig, fire for kvartalsvis og to for halvårlig. Ved å gjøre dette får vi renteverdier som reflekterer tidsperspektivene vi tester innenfor.

4.5 Spotkurs

Logaritmen av spotkursen er den avhengige variabelen i teorien om UDRP, altså s_t . Denne representerer en framtidig forventet utvikling av vekslingskursen. Denne konstruerer vi ved å se på logaritmen av spotkurs S_t , for deretter å se på differansen mellom logaritmeverdien av spotkursen fra tidspunkt t mot den foregående perioden. Dette gjøres innenfor terminlengden k . Formelen vi da se slik ut:

$$\Delta s_{k,t} = \log(S_{k,t+1}) - \log(S_{k,t}) \quad 4.6$$

Hvor k er terminlengde på 1, 3, 6 eller 12 måneder og t representerer tid.

4.6 Usikkerhet

For å ta hensyn til usikkerhet har vi tatt i bruk tallene fra en indeks som heter VIX indeksen, også kalt frykt indeksen. Denne indeksen er utviklet av Cboe[®] volatility index. VIX indeksen¹⁰ er en finansiell referanse som er designet for å gi nøyaktig tall for den forventede volatiliteten på S&P 500. Indeksen gir oss umiddelbare estimater på hvor mye markedet forventer at S&P 500 vil svinge 30 dager fram i tid (Cboe Global Markets 2019). For historiske data av rentenivået har økonomisk usikkerhet en betraktelig påvirkning på utvikling til rentenivået. Finanskriser gir et spesielt sterkt bilde på dette. I disse periodene kan en se betydelige volatile tendenser.

Vi har valgt å ta med en usikkerhetsvariabel i form av volatilitet. Ved høy finansuro vil ofte finansmarkedene svinge voldsomt. Dette så vi godt under Finanskrisen i 2008. Slik finansuro øker ofte når det forventes at fremtiden kan være noe usikker. Dette kan enten være igjennom pandemier, krig og naturkatastrofer. COVID-19 og handelskriger mellom USA og Kina er gode eksempler på hendelser som kan skape store volatile hendelser i finansmarkedene. Disse bråe og uventede prisbevegelsene blir målt med VIX indeksen. Vi ønsker å se på om VIX-indeksen kan gi en forklaring på eventuell volatilitet i vårt datasett. Ved å inkludere usikkerhet som variabel, mener vi at den kan være med på å forklare noe

¹⁰ For nærmere utredelse av ligningen til VIX, se appendiks A 11.1 VIX

av utviklingen i valutakursene. Samtidig som den kan være med å gi oss en bredere forståelse av hva som kan påvirke utviklingen av UDRP.

5.0 Metode

I dette kapitlet vil vi gjøre rede for det metodiske rammeverket og forskningsdesignet som vi har valgt i vår oppgave. Først vil vi gå igjennom valg av forskningsdesign. Deretter vil vi se mer på hvilke økonometriske modeller vår oppgave vil bygge på. Til slutt i kapitlet belyses oppgavens reliabilitet og validitet ut ifra vår tolkning og modellering rundt teorien av udekket renteparitet.

5.1 Forskningsdesign

Saunders, Lewis og Thornhill mener at for å besvare studiets problemstilling er forskningsdesignet oppgavens overordnede plan (Saunders 2011). Hvilket forskningsdesign som velges avhenger, av hva man ønsker at oppgaven skal fokusere på. Denne oppgaven vil ha en kvantitativ tilnærming, hvor vi går empirisk til verks for å se på vår problemstilling.

Vi ser på data fra en begrenset tidsperiode som analyseres, nærmere bestemt fra januar 1990 og fram til desember 2019. Dataene vi bruker i vår analyse er sekundære kilder. Dette er offentlig data som vi manuelt har hentet fra ulike databaser som Norges bank, Federal Reserve bank of St. Louise, The organisation for economic Co-operation and development (OECD) og Sveriges riksbank. Vi mener at vi vil få besvart vår problemstilling på en god måte ved bruk av kildene vi har innhentet.

5.2 Minste kvadrats metode

For å analysere teorien om udekket renteparitet har vi valgt å bruke regresjonsformen minste kvadrats metode¹¹ for estimering i vår analyse. Variablene har vi forklart tidligere i kapittel 4. Den estimerte regresjonsligningen har antagelsen om at feilleddet ε ikke er korrelert med tilleggsvariabelen. Ved OLS regresjon ønsker vi å minimere summen av de kvadrerte avstandene fra vår estimerte regresjonsligning.

¹¹ Heretter kalt OLS (Ordinary Least Square)

OLS-modellen uttrykkes med en ligning i form av en rett linje. I sin enkleste form er Y den avhengige variabelen, mens X er den uavhengige. Ligningen for en standard OLS ser slik ut:

$$Y = \alpha + \beta_1 X + \varepsilon$$

Ligningen over blir omtalt som en lineær regresjonsmodell. I denne ligningen har vi en forklaringsvariabel. Parameter α er vårt konstantledd, mens β_1 er stigningstallet. Feilleddet eller også kalt restleddet er ε . Den representerer alle andre tilfeldige faktorer og støy som har en sammenheng med Y . I seksjon 5.3 tar vi for oss våre regresjons ligner.

OLS modeller bygger på syv forutsetninger.

1. Modellen er lineær og har et additivt feilledd
2. $E(\varepsilon_i) = 0$
3. Alle forklaringsvariabler skal være ukorrelert med feilleddet
4. Feilleddets observasjoner skal være ukorrelerte
5. Feilleddet har konstant varians
6. Forklaringsvariablene skal ikke være en perfekt lineær funksjon av andre forklaringsvariabler
7. Feilleddet er normalfordelt (Wooldridge 2016)

5.3 Regresjonsmodeller

Denne oppgaven tar utgangspunkt i en grunnformel som skal forklare relasjonen mellom endring i spotkurs og rentedifferanse. Med bakgrunn i en vanlig OLS estimering skal regresjonen prøve å forklare denne sammenhengen. Videre bygger vi ut modellen med flere variabler for å se om dette kan være med på å øke forklaringskraften.

5.3.1 Regresjonsmodell 1 – Grunnregresjon for UDRP

Ved valg av modell, har vi sett på tidligere oppgaver som har tatt for seg temaet om UDRP. Tanken bak teorien om UDRP går på at forventet avkastning mellom to

finansobjekter skal være lik. Den eneste forskjellen er valutasort. Regresjonsmodellene tar utgangspunkt i Fama sin regresjonsmodell for UDRP fra 1984. (Fama 1984)

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta_k(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \varepsilon_{k,t} \quad 5.1$$

I sin enkleste form vil denne modellen kun isolert se på endring i kronekurs kombinert med rentedifferansen i innlandet og utlandet. Vi inkluderer ikke flere variabler i denne modellen.

Om vi bryter opp grunnregresjonen, så ser vi på endring i nominell kronekurs. Denne endringen er gitt ved ligning:

$$\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - s_t \quad 5.2$$

Dette er vår avhengige variabel som skal forklare den nominelle kronekursen til henholdsvis valutakryssene NOK/USA, NOK/JPY, NOK/CHF, NOK/SEK, NOK/EUR. Kursene er oppgitt i hvor mange NOK som må betales for den utenlandske enheten.

Det andre viktige momentet er å se på den nominelle rentedifferansen. Rentedifferansen er gitt ved de ulike pengemarkedsrentene for de respektive landene. Innenlandsk rente tar utgangspunkt i NIBOR. Innenlandsk rente er gitt ved notasjon: $i_{k,t}^h$. Videre har vi utenlandsk rente som tar utgangspunkt i de ulike pengemarkedsrentene til de respektive landene. Utenlandsk rente er gitt ved notasjon: $i_{k,t}^u$. Dette gir oss den nominelle rentedifferansen som er den uavhengige variabelen gitt ved:

$$i_{k,t}^h - i_{k,t}^u \quad 5.3$$

Som nevnt i kapittel 3.1.5 om renter er våre data på pengemarkedsrentene månedlige observasjoner som er annualisert. For å ta hensyn til dette dividere vi med hensyn til hvilken terminlengde som benyttes. Vi dividerer da på tolv for å få 1 måneders perspektiv, seks for 3 måneder og tre for 6 måneder.

Da bruker vi denne grunnregresjonen for å sjekke teorien til UDRP:

$$\Delta s_{k,t} = \alpha + \beta_k (i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \varepsilon_{k,t} \quad 5.4$$

Ut ifra rasjonelle forutsetninger ønsker vi å sjekke ligning 5.4. Denne regresjonsligningen er utgangspunkt for vår undersøkelse. Hvis en investor som er risikonøytral og har rasjonelle holdninger til forventning og framtidig valutakurs, vil investoren ta utgangspunkt i det som kalles «risikonøytralt effisient markedshypotese». Da vil vårt feilledd $\varepsilon_{k,t}$, består av risikopremien $\delta_{k,t}$ og hvitt støy $\lambda_{k,t}$. Videre kan vi anta hvis en investor er risikonøytral, vil risikopremien være lik null. Det vil da bety at feilleddet kun står igjen med hvitt støy (Taylor 1995). Ut ifra at dette dannes to ulike hypoteser i regresjonen, som kalles joint hypothesis¹². Dette impliserer at det er flere restriksjoner på koeffisientene. Det er annerledes enn en vanlig t-test hvor restriksjonene kun påvirker én koeffisient.

Dermed vil våre forutsetninger gi oss hypotesen for vår konstant α .

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha \neq 0$$

Videre så vil hypotesen for koeffisienten β til rentedifferansen være:

$$H_0: \beta = 1$$

$$H_1: \beta \neq 1$$

5.3.2 Regresjonsmodell 2 – Modifisert UDRP ligning

I regresjonsmodell 2 velger vi å utvide vår grunnregresjon med å legge til flere variabler. De er forklart tidligere i kapittel 4. Ved å legge til variablene, ønsker vi å se om variablene

¹² Videre omtalt som sammensatte hypotesen.

vil ha noe form for påvirkningskraft på grunnregresjonen. Enkelt forklart så legger vi til flere uavhengige variabler på høyre side av regresjonen. Vi utfører regresjonen med alle variablene samtidig. Den utvidede modell vil i ligningsform se slik ut:

$$\begin{aligned} \Delta s_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{t,k}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_t^{Indexdiff} & 5.5 \\ & + \beta_{3,k} X_t^{KPI\,diff} + \beta_{4,k} X_t^{Oljepris} \\ & + \beta_{5,k} X_t^{Usikkerhet} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

I ligningen er undernotasjon k terminlengde på henholdsvis månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlig, hvor undernotasjon t er perioder fram eller tilbake i tid. Vi vil her ha like hypoteser for konstanten α og rentedifferansen β .

5.4 Stasjonæritet

En tidsserie kan være stasjonær eller ikke-stasjonær. Derfor er det utviklet flere ulike statistiske tester man kan bruke for å teste stasjonæritet av dataen. For å teste UDPR ligningen ønsker vi å benytte oss av Augmented Dicky Fuller¹³ test for enhetsrot. Siden vi ser på endringen i valutakursen fra tidspunkt t til $t + 1$ og rentedifferansen mellom utenlandsk og innenlandsk pengemarkedsrente, ønsker vi at endringene vi sammenligner i denne oppgaven skal være stasjonære. Stasjonæritet betyr at sannsynlighetsfordelingen til Y_t ikke forandrer seg over tid. Dette sier oss at $Y_{s+1}, Y_{s+2} \dots, Y_{s+T}$ ikke vil være avhengig av s over tid, uavhengig av T -verdi.

Det stilles noen krav til en tidsserie om den skal være stasjonær. Det er at alle t og $t - s$ skal ha:

1. Konstant gjennomsnitt
2. Konstant varians
3. Konstant autokovarians. Det vil si hvis korrelasjonen mellom Y_t og Y_{s+T} , går tilstrekkelig mot 0 hvis $T \rightarrow \infty$

¹³ Heretter kalt ADF, for utledning se appendiks A. 11.2 Stasjonæritet

Økonomiske variabler er som oftest på ikke-stasjonær nivåform, men på endringsform vil de ofte være stasjonære. I vår oppgave har vi prioritert å ha våre økonomiske variabler på endringsform. Ser man på graden av integrasjon, vil den fortelle oss hvor mange ganger vi må differensiere en ikke-stasjonær variabel for å bli stasjonær. Vi kan ofte forklare en stasjonær variabel som en variabel som er integrert av grad null, $I(0)$. Om variabler blir stasjonær ved å differensiere de én gang, kan vi si at de er integrert av grad én, $I(1)$. Det betyr at de inneholder en enhetsrot. Om variabler blir stasjonære ved å differensiere de to ganger, blir de integrert av grad 2, $I(2)$. Som Wooldridge skriver, kan man på generelt grunnlag si at om en variable trenger å differensieres d ganger for å bli stasjonær, så er den integrert i $I(d)$. (Wooldridge 2016)

Videre understreker Wooldridge at det er sentralt og ikke mistolke en tidsserie med trend, mot en tidsserie som er sterkt avhengig. Han argumenter for at en tidsserie ikke kan inneholde begge deler. Om tidsserien er svakt avhengig, innebærer dette at det er lang avstand mellom observasjonene i tidsserien, med tanke på tid. Tidsserie strekker seg altså over et langt tidsintervall og vil være ukorrelert. Om tidsserien er sterkt avhengig, vil tidsserien inneholde korrelasjon mellom observasjonene for en tilstrekkelig periode bakover i tid.

Ved gjennomføring av testen er det noen aspekter som man må tenke over. Et aspekt er om man skal inkludere en konstant, «konstant og trend» eller ingen av delene. Grunnen til at dette inkluderes er fordi det er forskjellige kritiske verdier knyttet til de forskjellige metodene. Slik vi har utført testene har vi tre ulike tester:

Modell A: Konstant uten trend

Modell B: Konstant og trend

Modell C: Plain (ingen av delene)

Det er viktig å tenke på at ved de ulike testene finnes det forskjellige kritiske verdier knyttet til de forskjellige testene. (Wooldridge 2016)

5.5 Kointegrasjon

I visse tilfeller kan det være at variabler ikke møter premissene for stasjonæritet. Det kan være at variablene er integrert av samme orden. Da kan kointegrasjon være en metode for å estimere og tolke. Lett forklart så er kointegrasjon en situasjon hvor ikke-stasjonære variabler som er integrert av samme orden og har en langsiktig sammenheng. Vi kan se at variabler som er kointegrert har lik stokastisk trend og de divergerer ikke over tid. Ved å avdekke at variabler er kointegrerte, kan man øke den langsiktige prediksjonsevnen samt gjøre det mulig gjenkjenne kortsiktige og langsiktige sammenhenger mellom variablene.

5.6 Homoskedastisitet/heteroskedastisitet

Homoskedastisitet antagelsen sier at variansen i feilleddet, betinget på forklaringsvariablene, er konstant over tid. Hvis denne forutsetningen ikke holder, viser modellen tendenser for heteroskedastisitet, og OLS vil dermed ikke gi estimater med lavest varians. Dette medfører at OLS generer misvisende estimater av standardfeilen for koeffisienten. Det er flere metoder for å teste for heteroskedastisitet. En slik test er Breusch- Pagan testen¹⁴. Her er nullhypotesen at feilleddet har en konstant varians, altså heteroskedastisitet. Alternativhypotesen blir da nødvendigvis at feilleddet ikke har konstant varians, altså homoskedastisitet. Derfor ønsker vi å akseptere nullhypotesen, så vi kan operere med homoskedastisitet (Wooldridge 2016).

5.7 Seriekorrelasjon

Om feilleddet er korrelert over tid, kan vi si at feilleddet «lider» av seriekorrelasjon. Dette betyr at forventningsverdien, av korrelasjonen mellom to observasjoner av feilleddet, er ulik null. Dette leder til at den estimerte koeffisienten ikke er på best linear unbiased estimator «BLUE»¹⁵. Standardfeilen og variansen blir dermed ugyldig. (Studenmund 2016)

¹⁴ Utledning i appendiks A. 11.4 Breuch-Pagan test

¹⁵ Utledning i appendiks A. 11.7 Blue

For å teste om tidsseriene inneholder seriekorrelasjon vil vi benytte Durbin-Watson¹⁶ testen. Det innebærer at den genererer en verdi mellom 0 og 4 basert på dataen. Hvor $DW = 2$ er optimal verdi og betyr at det er ingen seriekorrelasjon, $DW < 2$ tilsvarer en positiv seriekorrelasjon og $DW > 2$ tilsvarer en negativ seriekorrelasjon. Avstanden fra $< 2 >$, enten positiv eller negativ, sier hvor stor seriekorrelasjon det er. Hvor henholdsvis $DW = 0$ og $DW = 4$ vil være maksimal seriekorrelasjon. En tommelfingerregel er at om verdiene på teststatistikk er mellom 1,5 til 2,5 så er det relativt normalt. (Wooldridge 2016)

5.8 Multikollinearitet

Multikollinearitet oppstår når to eller flere av de uavhengige variablene i en multippelregresjon er moderat eller sterkt korrelerte. Perfekt multikollinearitet antyder et perfekt lineært forhold mellom variabler. Dette betyr at variablene reflekterer hverandres bevegelser, om den ene variablene beveger seg vil den andre speile bevegelsen nøyaktig. Om dette problemet oppstår vil ikke OLS kunne separere den ene variabelen fra den andre, og dermed vil den ikke kunne estimere korrekt for regresjonens koeffisienter. Hovedkonsekvensen av multikollinearitet er at estimatene vil forbli objektive. Estimatet av standardfeilen og variansen vil øke, t-verdien vil reduseres. Estimatet vil bli veldig følsomt ovenfor forandring, og den helhetlige tilpasningen for ligningen og estimeringen av koeffisienten til ikke- multikollineære variabler vil i stor grad forbli upåvirket. (Studenmund 2016)

En tilnærming til multikollinearitet problemet er ved bruk av «variance inflation factor» testen (VIF)¹⁷. VIF-testen forteller oss til hvilken grad standerfeilen av rentekoeffisienten har økt. En tommelfingerregel er at om VIF overstiger 4, burde en se nærmere på problemet. Om verdien overstiger 10 er det en kraftig indikasjon for multikollinearitet. Den letteste måten å redusere multikollinearitet er ved å redusere antall kollinære variabler til kun 1 gjenstår. Det er mulig at en kan identifisere en av variablene som en ekstern variabel - (Wooldridge 2016).

¹⁶ Heretter omtalt som DW.

¹⁷ Utleddning i appendiks A. 11.5 Multikollinearitet

5.9 Reliabilitet og volatilitet

Reliabilitet blir ofte sett i sammenheng med og kvalitetssikre studies måleinstrument. Kristen Ringdal skriver at reliabilitet handler om å skape et så likt resultat med repeterende målinger. Dette kan sees i sammenheng med å kvalitetssikre det oppgaven ønsker å måle, samt at nøyaktighet i dataregistreringen luker ut feil. Den kvalitetsmessige kontrollen av dataen er viktig for at våre data skal være reliabel. Videre påpeker Ringdal at reliabilitet må sees i sammenheng med validitet. Validitet handler om å se på det vi faktisk måler opp mot det vi ønsker å måle. Systematisk målefeil vil påvirke validiteten til oppgaven på en negativ måte. Samtidig kan man ha tilfeldig målefeil, dette går på oppgavens reliabilitet. (Ringdal 2007)

I denne oppgaven har vi hentet alt av vårt datamateriell fra forskjellige kilder. Ofte er dette sekundærkilder. Ved innhenting av vår data har vi eksempelvis lagt merke til at data for pengemarkedsrenten er annualisert. Dette ville gitt skjevhet i dataen ut ifra hva vi ønsker å måle, bortsett fra når vi ønsker å se på det i et 12 måneders perspektiv. Derfor har vi vært nødt til å kvalitetssikre våre data slik at det vi måler er på rett form. Likevel kan vi ikke utelukke at vårt datamateriale og det vi måler inneholder målefeil. Sett fra et annet perspektiv så er vi to personer som har jobbet kontinuerlig og felles med denne oppgaven. Vi har gått over vårt datagrunnlag sammen og hver for oss for å kvalitetssikre dette. Det er med på å styrke oppgavens reliabilitet og validitet i sin helhet.

Vi har også sett på hva andre masteroppgaver har gjort. Hva de har av hovedfunn og tolkning av teorien om UDRP. En av oppgavene som vi har brukt er, «Empirisk analyse av udekket renteparitet» skrevet av Jørgen Toft Bysveen (Bysveen 2009). Hans valg av hvordan man segmenterer dataen i perioder i form av månedlig, kvartalsvis, halvårlig og årlig observasjoner vil gi kraftig seriekorrelasjon, etter vår mening. Eksempelvis vil segmenteringen Bysveen gjør for kvartalsviseobservasjoner sammenligne måned 3 med måned 1, måned 4 med måned 2. Ved bruk av vår segmentering sammenligner vi måned 3 med måned 1 og måned 6 med måned 3. Dette mener vi er et vel så godt valg, da det reduserer seriekorrelasjon i tidsseriene betraktelig.

6.0 Data

For å få et representativt bilde av utviklingen i renter og valutakurser har vi valgt å se på månedlige observasjoner. Dette tidsperspektivet gir pålitelig informasjon om volatiliteten i markedet, uten at det er overflødig. Utvalget er i perioden 1990 – 2019, hvor første observasjon er januar 1990 og siste er desember 2019.

Valutakursene er hentet fra Norges Bank sin hjemmeside. Her finnes samtlige lands vekslingskurser fra utenlandsk valuta til norske kroner. Siden Euroen ikke begynte før 1999, har vi valgt å bruke Tyske Mark som grunnlag for valutakursen mellom januar 1990 til desember 1998. For at dette tallet skal være representativt, har vi brukt en justeringsfaktor på 1,95584 som er siste observasjon av vekslingsforholdet mellom EURO/DEM, med dette konstrueres formelen:

$$(EURO \rightarrow NOK) = 1,95584 * (DEM \rightarrow NOK)$$

Ved denne formelen får vi konvertert vekslingskursen mellom DEM/NOK til EURO/NOK.

Rentene vi benytter er månedlige observasjoner for tre-måneders pengemarkedsrenten. NIBOR er hentet fra Norges bank for perioden januar 1990 til november 2013, de resterende observasjonene er hentet fra Oslo børs fra desember 2013 til desember 2019. Tre-måneders pengemarkedsrentene for henholdsvis, USA (USLIBOR), Euro (EURLIBOR), Japan (JPYLIBOR) og Sveits (CHFLIBOR) er hentet fra FRED. Tre-måneders pengemarkedsrentene for Sverige (STIBOR) finner vi på den Svenske riksbankens hjemmeside. Siden Euroen ikke fantes før 1999, benytter vi oss av den Tyske 3-måneders pengemarkedsrenten (FIBOR) for perioden januar 1990 til desember 1998. Vi mener det gir oss mest naturlige verdier, da vekslingskursen for denne perioden er basert på Tyske Mark og EURLIBOR i stor grad fortsatte fra hvor FIBOR slapp.

Vi benytter oss av aksjeindekser for samtlige land, henholdsvis, OSEBX (Norge), S&P 500 (USA), DAX 30 (Tyskland/Euro), OMX (Sverige), Nikkei 225 (Japan) og SMI (Sveits). Dataen er basert på månedlige observasjoner fra januar 1990 til desember 2019.

OSEBX er hentet fra Oslo børs, S&P 500 er hentet fra FRED, mens de resterende aksjeindeksene er hentet fra Investing.com.

For oljepris benytter vi oss av månedlige observasjoner Brent nordsjøolje fra januar 1990 til desember 2019. Denne informasjonen er hentet fra US Energy Information administration. KPI indekser fra samtlige land er hentet fra Organisation for economic co-operation and development (OECD). Dette er også i månedlige observasjoner fra januar 1990 til desember 2019. Vi benytter oss også her av tyske tall for KPI fra januar 1990 til desember 1998.

Tabell 6-1 – Deskriptiv statistikk for valutakurser og rentedifferanser

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
$\Delta S_{tUSDNOK}$	359	.001	.025	-.06	.13
$\Delta S_{tEURNOK}$	359	.001	.014	-.048	.065
$\Delta S_{tJPYNOK}$	359	.002	.031	-.073	.195
$\Delta S_{tSEKNOK}$	359	0	.016	-.074	.044
$\Delta S_{tCHFNOK}$	359	.002	.019	-.078	.101
$(i^{nok} - i^{usd})$	360	.001	.002	-.002	.01
$(i^{nok} - i^{Euro})$	360	.001	.001	-.001	.005
$(i^{nok} - i^{jpy})$	360	.003	.002	.001	.01
$(i^{nok} - i^{sek})$	360	0	.001	-.006	.004
$(i^{nok} - i^{chf})$	360	.002	.001	.001	.008

I tabell 6-1 så oppsummerer vi våre data på valutakurser og rentedifferanser. Hvor ΔS_t representerer *LogSpotkurs* mellom Norge og utland og $(i^h - i^u)$ er rentedifferansen. Som vi ser av tabellen så har vi 360 observasjoner på rentedifferansen, mens spotkursen opererer med 359. Grunnen til dette er modelleringen av spotkursvariabelen. I gjennomsnitt har USD, Euro, JPY og CHF appresiert seg i forhold til NOK, slik vi ser angitt i kolonnen Mean. SEK har vært på stedet hvil. Dette forteller oss hvor mye valutaene i gjennomsnitt har appresiert eller depresiert seg per måned i våre data. I henhold

til teorien, kan vi se av tabellen at UDRP ikke gir noen indikasjon av at det ikke holder. Dette kan vi se da rentedifferanse i gjennomsnitt går opp, samtidig som spotkursen i gjennomsnitt går opp.

7.0 Empiriske resultater

Vi vil her gå gjennom funnene og resultatene av diverse analyser gjennomført i sammenheng med UDRP. Vi benytter oss av standard OLS regresjonsligning, justert for heteroskedastisitet og seriekorrelasjon. For å oppnå dette bruker vi Newey West metoden, som justerer standardfeil i estimerte koeffisienter med hensyn til heteroskedastisitet og seriekorrelasjon. Modellen påvirker ikke koeffisienten og R^2 . Vi har valgt å ta i bruk denne modellen da den tar hensyn til og justerer for egenskaper ved regresjonsdataen som kan skape misvisende svar. Videre vil vi diskutere og analysere resultatene av de ulike resultatene som er funnet, men først tar vi for oss utviklingen i valutakurser og rentedifferansen.

7.1 Økonometriske modeller

Vi utfører flere testmetoder for å sjekke reliabiliteten til dataen. Som utdypet i metoddelen ser vi på stasjonærhet, heteroskedastisitet, seriekorrelasjon, kointegrasjon og multikolaritet. Vi vil ha en kort gjennomgang av samtlige testresultat, hvor en utdypet versjon kan finnes i appendiks C.

7.1.1 Stasjonærhet

Vi tar utgangspunkt i regresjonsdataen benyttet for vår standard regresjonsmodell. Dette gjør vi ved å benytte oss av en Augmented Dicky Fuller-test¹⁸. Samtlige tester for stasjonærhet viser resultat som tilsier at regresjonsdataen er stasjonær.

Alle valutakursendringene er stasjonære på 1%-nivå. Dette var ikke uventet da den er på differanseform. Rentedifferansen for diverse land er også signifikant stasjonær på alle tidsperspektiver, noen mer enn andre. Det eneste unntaket er rentedifferanse for Norge og Japan på 1 og 3 måneders perspektiv. Her finner vi ingen signifikante t-verdier for konstant, «konstant og trend» eller plain, men vi finner ikke noe bevis for at den er ikke-stasjonær heller. Vi må dermed være forsiktige når vi videre benytter oss av disse resultatene fra dette segmentet.

¹⁸ Resultat for stasjonærhet i appendiks C. 13.1

ADF-testene er i høy grad stasjonære for alle parter, med ett par unntak. Vi kan derfor se bort fra kointegrasjonstest, da denne skal benyttes på ikke-stasjonær data.

7.1.2 Seriekorrelasjon

Vi utfører en test av seriekorrelasjon¹⁹ i regresjonsdataen, ved å utføre en Durbin-Watson test. Resultatene viser at det er få avvik fra tommelfingerregelen fra optimal verdi på 2. De største avvikene er for JPY/NOK 1 måned med 1.34 og CHF/NOK 12 måneder som har en d-statistic på 2.71. Samtlige regresjonsdata har dermed ikke sterk positiv eller negativ seriekorrelasjon, men feilen er fortsatt til stede og vil tas hensyn til med Newey West modellen. Konsekvensene av seriekorrelasjonsforstyrrelser er at t-, F- og chi-kvadratfordelingen er ugyldige; dette kan resultere i ineffektiv estimering og prediksjon av regresjonsvektoren.

7.1.3 Heteroskedasitet

Vi benytter oss av Breusch-Pagan testen for å undersøke om det er heteroskedasitet²⁰ i regresjonsdataene. Resultatene viser at det er en del variasjon i svarene, både mellom tidsperioder og de forskjellige landene. For USD/NOK og JPY/NOK har vi regresjonsdata som stort sett er heteroskedastisk, med unntak av 12 måneders perspektiv. Resten av landene og tidsperiodene gir stort sett ønskelige svar ved ikke-signifikante verdier for alle perioder unntatt én. Unntaket er EURO/NOK som gir oss homoskedastisk regresjonsdata over alle tidsperspektiv.

Det er relativt store variasjoner mellom land og stort sett minst ett tilfelle av homoskedastisitet i hvert av datasettene. Dette betyr at om vi hadde utført en vanlig OLS, måtte vi ha vært varsomme med å uttale oss, da tallene vi får kan være misvisende. For å justere for heteroskedasitet i regresjonsdataen vår, å passe på at vi får en representativ verdi for feilleddet, vil vi utnytte en Newey West modell. Denne modellen justerer feilleddet i henhold til heteroskedastisitet i regresjonsdataen vår. Dette gjør at feilen i variansen og feilleddet utlignes, og vi kan i større grad argumentere for funnene i

¹⁹ Resultat for seriekorrelasjon i appendiks C. 13.2

²⁰ Resultat for heteroskedasitet i appendiks C. 13.3

regresjonsligningen vår. Det er verdt å nevne at denne testen også justerer for eventuell seriekorrelasjon i regresjonsdataen om skulle det være til stede.

7.1.4 Multikolaritet

Test for multikolaritet vil ikke bli utført for standardregresjonen, da den kun inneholder én uavhengig variabel, rentedifferansen. Vi vil inkludere den i vår utvidede regresjonen, da vi tilføyer flere variabler til regresjonsligningen.

7.2 Grunnregresjon

For å justere for seriekorrelasjon og heteroskedasitet, vil vi bruke Newey West modellen. Dette gjør en primært ved å justere standardfeil i estimerte koeffisienter, uten å påvirke koeffisienten knyttet til variablene i regresjonen. Estimaterne fra en ordinær OLS av standardmodellen til UDPR²¹ vil gi estimater med svekket troverdighet, da de ikke er justert for problemer knyttet til regresjonsdataen. Derfor utfører vi en Newey West modell for standardfeil. Vi vil benytte regresjonsresultatene herfra som grunnlag for videre vurdering av teorien om UDRP. Newey West modellen viser ikke R^2 verdier, den viser bare en Z – verdi. Vi må derfor hente R^2 fra ordinærregresjonen om en ønsker å evaluere dette. Det er viktig å påpeke at R^2 ville vært tilsvarende i Newey West, som i en OLS regresjon, siden Newey West ikke forandrer koeffisientene og forklaringskraften til regresjonen.

Vi beholder den ordinære ligningen 5.4 til UDRP, men gjengir den her.

$$\Delta S_{k,t} = \alpha + \beta_k(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \varepsilon_{k,t}$$

²¹ Resultater fra ordinær OLS av standardmodellen til UDPR i appendiks D. 14.2

7.2.1.1 USD/NOK

Tabell 7-1 under ser vi justerte resultater for en ordinær UDPR ligning for USD/NOK.

I tabellen representeres terminlengden k av (1m), (3m), (6m) og (12m), hvor 1m er én måned, 3m er tre måneder, 6m er seks måneder og 12m er tolv måneder.

RATEDIFFUSNO (β) er koeffisienten til rentedifferansen, hvor standardfeilen i estimert koeffisient er tallene i parentes under. $_cons$ (α) representerer konstanten, hvor tallet i parentes under er standardfeilen i estimerte koeffisient. Obs er antall observasjoner i terminlengden. R^2 er forklaringsgraden til regresjonen, som sier hvor mye av variasjonen i $LogSpotkurs$ (avhengig variabel) blir forklart av variasjonen i rentedifferansen β (uavhengig variabel).

Tabell 7-1 – Grunnregresjon - Newey West USD/NOK

	(1m)	(3m)	(6m)	(12m)
	SPOTUSNO	SPOTUSNO	SPOTUSNO	SPOTUSNO
RATEDIFFUSNO (β)	0.364 (0.950)	0.288 (1.044)	0.097 (0.759)	-0.066 (0.745)
$_cons$ (α)	0.000 (0.002)	0.002 (0.005)	0.005 (0.009)	0.016 (0.020)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.001	0.001	0.000	0.000

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Det er viktig å merke seg at $H_0 = 0$ og $H_1 \neq 0$ i ordinære regresjoner. Som nevnt tidligere i oppgaven, må UDPR ha en $\alpha = 0$ og $\beta = 1$ for at teorien skal holde. Allikevel kan en ikke se på signifikansnivået alene. Vi må ta hensyn til standardfeilen i estimert koeffisient, for å se om den er innenfor to avvik. Altså:

$$\hat{\beta} \pm 2S$$

Om koeffisienten $\mp 2 * \text{standardfeilen}$ av rentedifferansen er innenfor 1 kan vi ikke forkaste teorien. Eksempelvis om vi ser på 1 måned, vil formelen se slik ut:

$$0,364 + 2 * 0,95 = 2,264$$

$$0,364 - 2 * 0,95 = -1,536$$

Vi får et intervall fra -1,536 til 2,264, hvorav $\beta = 1$ befinner seg innenfor. Videre har rentedifferansen for alle tidsperioder et tilstrekkelig stort intervall for at $\beta = 1$ befinner seg innenfor. Vi kan derfor ikke forkaste teorien om UDRP $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ for USD/NOK for noen tidsperspektiver.

Videre utfører vi en sammensatt hypotese, hvilket direkte tester om $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ samtidig. Den tidligere hypotesen testet om $\alpha = 0 \wedge \beta = 0$, og vi må deretter se på signifikansnivå og standardfeil separat for å se om teorien holder.

Tabell 7-2 – Sammensatte hypotesen USD/NOK

Hypotese USD/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn reg}$	0.7970
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn reg}$	0.7802
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn reg}$	0.4563
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn reg}$	0.3449

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

I tabell 7-2 får vi signifikansnivået for den samlede hypotesen om $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$. Det betyr at en signifikant verdi forkaster teorien og en ikke-signifikant verdi betyr at vi beholder teorien om UDRP. Vi får like konklusjoner ved begge testmetodene hvor vi ikke kan forkaste teorien for noen tidsperspektiver.

Regresjonskoeffisientene er stort sett positive, med noe variasjon i avstanden fra null. Dette viser en noe svak sammenheng mellom forholdet til USD/NOK. Den positive (negative) rentedifferansen og appresierende (depresierende) kroneverdi, i sammenheng med teorien om UDRP.

7.2.1.2 EURO/NOK

Tabell 7-3 – Grunnregresjon - Newey West EURO/NOK

	(1 mnd)	(3 mnd)	(6 mnd)	(12 mnd)
	SPOTEUNO	SPOTEUNO	SPOTEUNO	SPOTEUNO
RATEDIFFEUNO (β)	0.419 (0.835)	-0.385 (0.903)	-0.557 (0.917)	-0.429 (0.850)
_cons (α)	0.000 (0.001)	0.004 (0.004)	0.009 (0.008)	0.016 (0.016)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.001	0.002	0.006	0.008

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Ved å følge samme retningslinjer som i tabell 7-1 og ved bruk av $\hat{\beta} \pm 2S$, ser vi at samtlige intervall i tabell 7-3 inneholder $\beta = 1$. Vi ser også at alle konstantene er ikke-signifikante og med veldig lave standardfeil. Vi beholder nullhypotesen i EURO/NOK tilfellet også, og kan ikke forkaste teorien om UDRP. Test resultatene er fortsatt usikker da flesteparten av verdien er langt unna $\beta = 1$.

Det negative forholdet vil i teorien bety at om Norges renteforhold svekker seg mot utlandet, så depresierer kroneverdien mot den utenlandske valutaen. Dette er naturligvis helt motsatt av det teorien om UDRP sier og vi vil snakke litt mer om elementene som muligens påvirker svaret til å gi slike negative resultat.

Tabell 7-4 - Sammensatte hypotesen USD/NOK

Hypotese EUR/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t,1m}^{Grunn reg}$	0.6833
$\Delta S_{t,3m}^{Grunn reg}$	0.3084
$\Delta S_{t,6m}^{Grunn reg}$	0.2448
$\Delta S_{t,12m}^{Grunn reg}$	0.2469

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Vi får ingen signifikante verdier for den sammensatte hypotesen for EUR/NOK, noe som samsvarer med resultatene vi fant i Newey West regresjonen. Vi beholder dermed $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ for alle tidsperspektiv.

Som nevnt er koeffisientresultatene for rentedifferansen stort sett negativ for EUR/NOK. Regresjonskoeffisientene har negative resultat, selv om begge testene tilser at $\beta \neq 0$. Vi beholder nullhypotesen for begge testmetoder, både Newey West og den sammensatte hypotesen tilser at vi beholder $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$. Det betyr at det er negativ sammenheng mellom rentedifferanse og valutakursutviklingen. Dette er selvfølgelig ikke i samsvar med teorien om UDPR. Det er flere elementer som muligens kan manipulere koeffisientene til å vise slike resultat, på tross av at vi beholder nullhypotesen om UDPR. Hovedsakelig oppstår dette på grunn av at omitted variable bias, altså at det er variabler vi ikke vet om som er korrelert med den avhengige variabelen og rentedifferansen. Vi kan anta dette, da det ikke eksisterer statistisk variasjon. Dette medfører at koeffisientene er systematisk mindre enn én.

7.2.1.3 JPY/NOK

Tabell 7-5 - Grunnregresjon - Newey West JPY/NOK

	(1 mnd)	(3 mnd)	(6 mnd)	(12 mnd)
	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO
RATEDIFFJAPANNO (β)	1.473	1.162	1.440	1.084
	(1.168)	(1.427)	(1.431)	(1.106)
_cons (α)	-0.003	-0.005	-0.014	-0.018
	(0.003)	(0.011)	(0.022)	(0.036)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.008	0.025	0.038	0.007

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Resultatene vi får fra tabell 7-5 kan vi se at koeffisienten for rentedifferansen for samtlige tidsperioder er nær $\beta = 1$. Tre- og tolv måneders perspektiv er spesielt gode med koeffisienter tilnærmet lik $\beta = 1$, men resten av resultatene er også positive sammenlignet med de andre valutaene. Vi kan se at samtlige perspektiv har god margin hvis en i tillegg tar hensyn til standardfeilen. På bakgrunn av dette beholder vi nullhypotesen:

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

Tabell 7-6- Sammensatte hypotesen JPY/NOK

Hypotese JPY/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn reg}$	0.6399
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn reg}$	0.7998
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn reg}$	0.7282
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn reg}$	0.7651

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Som forventet gitt resultatene fra tabell 7-5, får vi høye signifikantverdier i tabell 7-6. Dette samsvarer med at JPY/NOK har det forholdet som er teoretisk nærmest forutsetningene for UDRP. Nullhypotesen beholdes for alle tidsperspektiver.

Da regresjonskoeffisientene for samtlige observasjoner er tilnærmet lik én, tilsier dette at regresjonskoeffisienten viser en passende sammenheng mellom den positive (negative) rentedifferansen og appresierende (depresierende) kroneverdi, i samsvar med teorien.

7.2.1.4 SEK/NOK

Tabell 7-7 – Grunnregresjon - Newey West SEK/NOK

	(1 mnd)	(3 mnd)	(6 mnd)	(12 mnd)
	SPOTSEKNO	SPOTSEKNO	SPOTSEKNO	SPOTSEKNO
RATEDIFFSEKNO (β)	-0.515 (0.605)	-0.129 (0.862)	-0.376 (0.704)	-0.207 (0.481)
_cons (α)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.006)	-0.002 (0.010)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.002	0.000	0.006	0.004

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

I resultatene for SEK/NOK ser vi et annet bilde. Alle koeffisienten er negative og langt unna 1, noe som skaper stor usikkerhet rundt resultatet. Vi ser at teorien ikke kan forkastes for tre- og seks måneders perspektiv, da de har tilstrekkelig stor standardfeil. Ser vi på de resterende to perspektivene, er ikke utfallet det samme. For én måned kan vi se en sterk negativ koeffisient på -0,515 og en standardfeil på 0,605 ikke er tilstrekkelig stor:

$$-0,515 + 2 * 0,650 = 0,695$$

$$-0,515 - 2 * 0,650 = -1,725$$

Intervallet som går fra -1,725 til 0,695 er ikke tilfredsstillende for å beholde nullhypotesen om at $\beta = 1$. Vi ser det samme tilfellet for 12 måneder.

Vi har da en situasjon hvor 1- og 12 måneder forkaster $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ om at teorien om UDRP holder til gode for $H_1: \alpha \neq 0 \vee \beta \neq 1$ hvorav 3- og 6 måneder beholder $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$.

Verdiene under viser resultatene fra den sammensatte hypotesen for SEK/NOK

Tabell 7-8 - Sammensatte hypotesen SEK/NOK

Hypotese H0: SEK/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn reg}$	0.0331**
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn reg}$	0.2340
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn reg}$	0.1256
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn reg}$	0.0559*

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Som vi ser er det signifikante verdier for månedlig- og årlig perspektiv, hvilket betyr at vi må forkaste nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen. Det er tilsvarende konklusjoner fra de to testene, hvor vi beholder nullhypotesen om UDRP for kvartalsvis- og halvårlig perspektiv og forkaster nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen for månedlig- og årlig perspektiv.

Sverige her en liknende situasjon som EUR/NOK, med en negativ regresjonskoeffisient for rentedifferansen som fører til en negativ sammenheng mellom rentedifferansens og kursutviklingen.

7.2.1.5 CHF/NOK

Tabell 7-9 – Grunnregresjon - Newey West CHF/NOK

	(1 mnd)	(3 mnd)	(6 mnd)	(12 mnd)
	SPOTCHFNO	SPOTCHFNO	SPOTCHFNO	SPOTCHFNO
		O	O	O
RATEDIFFCHFNO (β)	-0.333 (0.889)	-0.883 (0.979)	-0.778 (0.829)	-0.593 (0.909)
_cons (α)	0.003 (0.002)	0.012* (0.007)	0.022* (0.013)	0.041 (0.028)
Obs.	359	119	59	29
0.000	0.006	0.013	0.018	0.000

Standard errors are in parenthesis
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

CHF/NOK rentedifferanse koeffisienter har relativt høye negative verdier, men allikevel befinner alle tidsperiodene utenom 3 måneder seg innenfor $\hat{\beta} \pm 2S$. Vi ser at det kun er for 3 måneder at intervallet ikke er tilstrekkelig for $\beta = 1$. Koeffisientene til konstanten for henholdsvis, 3- og 6 måneder er også signifikante, dette betyr at de er ulik null. Vi vil imidlertid fokusere på β -koeffisienten i Newey West regresjonsligningene og konsekvensene av de empiriske funnene, og vi vil derfor ikke gå dypt inn i α parameteren for denne test-typen. Dette da standard Newey West regresjonene kan gi et feilaktig bilde om vi vurderer konstanten, da den ikke tar for seg $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ samtidig. Vi benytter den sammensatte hypotesen for dette formålet.

Vi kan derfor konkludere med at vi beholder nullhypotesen for 1-,3- og 12 måneder, mens vi forkaster den for 6 måneder.

Tabell 7-10 - Sammensatte hypotesen CHF/NOK

Hypotese CHF/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn reg}$	0.3257
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn reg}$	0.1621
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn reg}$	0.1093
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn reg}$	0.2286

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell 7-10 viser seg å være det første og eneste tilfellet av grunnregresjonene som har friksjon mellom de to testmodellene. Den sammensatte hypotesen sier at vi ikke kan forkaste $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ for noen av tidsperspektivene, noe som er motsigende til det vi fant tidligere, hvor vi forkastet $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ for kvartalsvis og halvårlig perspektiv. Signifikansnivåene for kvartalsvis og halvårlig er nære 10% signifikansnivå, men holder seg rett utenfor signifikansintervallet. Vi ser da at det ikke er noen sterk indikasjon på at teorien holder, men vi kan ikke forkaste den. Sveits i likhet med Sverige har negative regresjonskoeffisienter, hvilket skaper en negativ sammenheng mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen.

Vi ser at vi ikke kan forkaste $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ for standardregresjonen til UDRP i de fleste situasjoner. Det er kun for SEK/NOK én- og tolv måneder og CHF/NOK tre- og seks måneder vi forkaster $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ til gode for $H_1: \alpha \neq 0 \vee \beta \neq 1$. Hvorfor disse landene og tidsperiodene spesifikt skiller seg fra de andre er vanskelig å si uten mer informasjon, men vi vil videre prøve å finne ut årsaken ved å legge til ekstra variabler til ligningen. Allikevel er de positive resultatene usikre, da mange av β -koeffisientene var lang unna 1. De negative β -koeffisientene betyr at det er en systematisk prediksjonsfeil hvilket skaper skjevhet i terminkursen som opererer som en predikator for framtidig spotkurs. Læringseffekter og «Peso-problemet»²² kan være årsaker til prediksjonsfeilen. Det trenger ikke nødvendigvis skyldes irrasjonalitet noe også Bysveen observerte ved sin test om UDRP. Det er trolig omitted variabler som er hovedgrunnen til de systematisk negative koeffisientene. Vi vil se om vi kan finne mer klarhet gjennom en utvidet UDRP modell:

²² Peso-problemet i appendiks A. 11.8

$$\begin{aligned} \Delta s_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_{k,t}^{Indexdiff} & 7.1 \\ & + \beta_{3,k} X_{k,t}^{KPI diff} + \beta_{4,k} X_{k,t}^{Oljepris} \\ & + \beta_{5,k} X_{k,t}^{Usikkerhet} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

7.3 Utvidet UDRP ligning

Før vi kan legge til ekstravariabler til den utvidede ligningen, må vi teste om dataen har ønsket økonometriske egenskaper. Vi må derfor utføre stasjonærhets-, kointegrasjon-, seriekorrelasjons- og hetoskedastitetstest på dataen for de nye variablene vil skal benytte.

Resultatene fra testene og utfyllende analyser finnes i kapitel 13 appendiks C. Resultatene til regresjonsdataen for den utvidede regresjonen viser noe varierende svar, derfor må vi ta hensyn til dette. Stasjonærhetstesten²³ viser at dataen er stasjonær. I motsatt tilfelle viste homoskedastisitet resultatene²⁴ mye mer varierende svar. Vi finner her at mange av resultatene viser til noe homoskedastisitet. Det er også tegn til noe seriekorrelasjon²⁵, selv om det er i liten grad. Vi vil derfor også her benytte oss av Newey West metoden for å få et mest mulig representativt svar som er justert for feilene i regresjonsdataen. Vi vil bruke resultatene fra Newey West modellen for den videre evalueringen om teorien om UDPR. Det er verdt å nevne at koeffisienten og R^2 ikke forandrer seg ved bruk av Newey West modellen. Vi vil derfor vurdere R^2 fra OLS-regresjonen²⁶, da Newey West resultatene ikke automatisk inkluderer denne.

7.3.1.1 Utvidet modell USD/NOK

Tabell 7-11 under viser resultatene av den utvidede regresjonen for USD/NOK. Det er 4 nye variabler: Oljepris, børsindeks-differanse, KPI-differanse og volatilitet som

²³ Mer utfyllende detaljer om stasjonærhet resultat i appendiks C 13.1

²⁴ Mer utfyllende detaljer om homoskedastisitet resultat i appendiks C 13.3

²⁵ Mer utfyllende detaljer om seriekorrelasjon resultat i appendiks C 13.2

²⁶ Appendiks D 14.3

representerer oljepris, konjekturer, inflasjonsutvikling og usikkerhet. Ved å utvide den ordinære regresjonslikningen gitt ved ligning 5.4. Vil den modifiserte UDRP-ligningen for USD/NOK matematisk uttrykkes i ligning 7.2, hvor resultatet står i tabell 7-11:

$$\begin{aligned} \Delta s_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_t^{Poljepris} & 7.2 \\ & + \beta_{3,k} X_t^{DiffOsebxSP500} + \beta_{4,k} X_t^{KPIDIFFUSNO} \\ & + \beta_{5,k} X_t^{Pvolatilitet} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

Hvor t representerer tid og k terminlengde ligningen blir utført på.

Koeffisientene til tilleggsvariablene er konstruert for å måle relativ endring ved terminlengde k for t tidslengde. Med regresjonsmodell $y_t = \beta_1 r_t + \beta_2 z_t + u_t$ så blir da β_2 en form for elasticitet. Koeffisientene i modellen sier da at en 1%-økning i x fra periode $t - 1$ til t , statistisk sett vil føre til en endring i $\beta_2\%$ i s_t til $t + 1$. En koeffisient på eksempelvis -0,042 for oljepris for 1 måneds perspektiv, som i tabell 7-11 under, vil si at for hver %-økning i oljepris, så svekker spotkursen med henholdsvis -0,042 %. For 6 måneder ser vi at det er en positiv koeffisient på 0,097. Dette vil si at om en ser over lengre tidsperspektiver, vil forholdte være omvendt. Det betyr at en økning i oljepris vil føre til en økning i verdien av USD mot NOK med 0,097%.

Usikkerhet opererer likt som oljepris med tanke på koeffisient, og er også målt i prosent endring, noe som vil si at koeffisientene har samme betydning. De resterende variablene, konjunktur og inflasjonsutvikling er %-endring differanse. Dette betyr at en koeffisient på eksempelvis -0,167 for konjunkturen, betyr at om Norges børsutvikling styrker seg med 1% i forhold til S&P 500, vil USD mot NOK svekkes med 0,167%. I likhet vil en positiv koeffisient for inflasjonsutvikling 0,026 bety at om inflasjonsdifferansen øker med 1 %, så vil USD styrker seg med 0,026% mot NOK.

Tabell 7-11 – Utvidet regresjonsligning USD/NOK

	(1 mnd) SPOTUSNO	(3 mnd) SPOTUSNO	(6 mnd) SPOTUSNO	(12 mnd) SPOTUSNO
RATEDIFFUSNO	0.243 (0.944)	0.086 (1.093)	0.122 (0.886)	-0.131 (0.893)
Poljepris	-0.042** (0.016)	-0.025 (0.028)	0.097*** (0.030)	0.105 (0.075)
DiffOsebxSP500	-0.013 (0.039)	-0.036 (0.068)	-0.118 (0.071)	-0.167** (0.064)
KPIDIFFUSNO	0.004 (0.003)	0.026*** (0.009)	-0.049 (0.038)	-0.017 (0.061)
Pvolatilitet	0.008 (0.008)	0.014 (0.021)	0.058 (0.041)	0.032 (0.060)
_cons	0.001 (0.002)	0.006 (0.005)	0.007 (0.010)	0.019 (0.025)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.043	0.091	0.196	0.127

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Vi kan med en gang se at det er ingen av tidsperspektivene som kan forkaste teorien om UDRP $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$, da 1 inngår i standardfeilen for samtlige resultat. Det er elementer som er viktige å ta med seg. Flere av variablene er signifikante i henhold til ΔS_t , hvorav i forskjellig grad og tidsperspektiv. Tilleggsvariablene har forskjellige interaksjon med ΔS_t .

Kort oppsummert ser vi at oljeprisutviklingen på 6 måneders perspektiv har et positivt forhold med spotkursen. Noe som vil si at ved styrket USD vil oljeprisutviklingen øke. Konjekturere har et negativt forhold, og en styrket USD vil føre til at børsutviklingen i Norge vil svekke seg mot den amerikanske. Inflasjonsutviklingen er positivt korrelert. Det betyr at den norske inflasjonen styrker seg i forhold til den amerikanske, om USD styrker seg.

Tabell 7-12 – Sammensatt-hypotese for utvidede regresjonsligning USD/NOK

Hypotese USD/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t,1m}^{Grunn reg}$	0.7061
$\Delta S_{t,3m}^{Grunn reg}$	0.4312
$\Delta S_{t,6m}^{Grunn reg}$	0.5203
$\Delta S_{t,12m}^{Grunn reg}$	0.4468

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

I tabell 7-12 er signifikantverdiene relativt store, noe som betyr at vi beholder nullhypotesen om $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ for alle tidsperspektiver i samsvar med resultatene fra modellen før.

Resultatene har relativt lave regresjonskoeffisienter, men begge testene tilsier at $\beta = 1$. Svarene kan tolkes som at det er en svak sammenheng mellom renteutvikling og kronekursutvikling. Dette kan være grunnet skjulte variabler som påvirker koeffisienten. Som tabell 7-12 viser, er koeffisientene alle langt over 10% nivået. Det gir oss grunn til å tro at skjulte variabler påvirker svaret.

7.3.1.2 Utvidet modell EURO/NOK

Resultatene for den utvidede regresjonen av EUR/NOK²⁷ viser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen, da høy standardfeil sørger for at intervallet omfavner $\beta = 1$. Her er konjunktur- og usikkerhetsvariabelen signifikant på 1 måneds perspektiv, med henholdsvis et negativt og et positivt forhold. På 6 måneders perspektiv så er oljeprisvariabelen signifikant. Allikevel er koeffisientene relativt lave, noe som reduserer deres påvirkningskraft på regresjonsligningen. Det negative forholdet vil i teorien bety at om Norges renteforhold svekker seg mot utlandet, så depresieres kroneverdien mot den utenlandske valutaen. Dette er naturligvis ikke i samsvar med teorien om UDRP. Resultatene fra den sammensatte hypotesen av EUR/NOK viser også her at vi må beholde nullhypotesen for alle tidsperspektiver. Det er et lavere signifikansnivå i forhold til USD/NOK, men dette gir mening da flertallet av koeffisientene til rentedifferansen er negative.

Valutaforholdet mellom Europa og Norge viser resultat med negative regresjonskoeffisienter, selv om begge testene tilsier at $\beta = 1$. Dette betyr at det er et negativt forhold mellom rentedifferansen og kronekursutviklingen i de fleste av tilfellene. Vi ser systematiske negative koeffisienter også her. Vi kan tolke det som at tilleggsvariablene som benyttes ikke er tilstrekkelig for å gi et helhetsbilde. Det er stor sannsynlighet for at det er omitted variable bias og vi mangler variabler som både

²⁷ Resultat for utvidet regresjonsligning og tilhørende regresjonsligning i appendiks B 12.1.2

korrelerer med spotkursen og rentedifferansen. Dette gir oss da de systematisk negative koeffisientene.

7.3.1.3 Utvidet modell JPY/NOK

Resultatene for JPY/NOK²⁸ gir fortsatt de mest positive svarene i henhold til teorien om UDRP. Samtlige av koeffisientene til rentedifferanse er nær eller over $\beta = 1$. Dette er tilnærmet det samme som vi fikk i grunnregresjonen, men med en noe variasjon koeffisient og standardfeilen av estimert koeffisient. Dette reflekterer at effekten av tilleggsvariablene ikke har noe betydelig innvirkning på koeffisienten til rentedifferansen. Det er også en spredning på tilleggsvariabler som er signifikante på forskjellige tidsperspektiver. Eksempelvis er usikkerhet for 1 måned, konjunktur for 3 måneder og oljepris for 6 måneder. Selv om verdiene til tilleggsvariablene er minimale, så har de en påvirkning på regresjonslikningen.

Den sammensatte hypotesen for JPY/NOK viser meget høye signifikantverdier. Dette samsvarer med at JPY/NOK har det forholdet som er nærmest de teoretiske verdiene for UDRP. Som forventet beholder vi da nullhypotesen for alle tidsperspektiver, i likhet med den tidligere testen.

Den største forskjellen mellom grunnregresjonen og den utvidede regresjonen, er koeffisienten på 12 måneders perspektiv som går fra 1,084 til 0,806. Dette er en konsekvens av tilleggsvariablene. Selv om ingen av tilleggsvariablene er signifikante på et 12 måneders perspektiv, så er koeffisienten nære 1 og standardfeilen økte.

Siden regresjonskoeffisientene er tilnærmet lik én tilsier dette at regresjonskoeffisienten viser en passende sammenheng mellom den positive (negative) rentedifferansen og appresierende (depresierende) kroneverdi, i samsvar med teorien om UDRP.

²⁸ Resultat for utvidet regresjonslikning og tilhørende regresjonslikning appendiks B 12.1.3

7.3.1.4 Utvidet modell SEK/NOK

Forholdet mellom SEK/NOK²⁹ gir resultater hvor den utvidete regresjonsligningen forkaster nullhypotesen. På tross av negative koeffisienter på alle tidsperspektiver, er det kun for 1 måned vi forkaster $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$ til fordel for $H_1: \alpha \neq 0 \vee \beta \neq 1$. Vi ser at inflasjonsutvikling- og konjunkturvariabelen har negative signifikante verdier.

Eksempelvis er månedlig og kvartalsvis perspektiv, mens oljeprisvariabelen er signifikant i halvårlig og årlig perspektiv. Vi kan dermed si at forskjellen i koeffisientene mellom grunnregresjonen og den utvidede regresjonen er relativt liten, men for 1 måneder og 12 måneder reduseres den negative koeffisient med om lag 0,2. Standardfeilen som har økt noe, er med på å beholde nullhypotesen til 12 måneders perspektiv, til forskjell fra resultatet i grunnregresjonen.

Den sammensatte hypotesen for SEK/NOK viser noe forskjellig resultater enn i grunnregresjonen for SEK/NOK. Her får vi to verdier som forkaster $H_0: \alpha = 0 \wedge \beta = 1$, henholdsvis månedlig og halvårlig perspektiv i dette tilfellet. Regresjonskoeffisientene til SEK/NOK er som nevnt negative. Teoretisk sett tilsier dette at det er et negativt forhold mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen. Et slikt avvik fra teorien, på tross av at vi i flere av tilfellen beholder nullhypotesen om at $\alpha = 0 \wedge \beta = 1$ kan komme av utelatte variabler. Disse utelatte variablene korrelerer med både avhengig variabel og rentedifferansen, som kan knyttes til omitted variable bias.

7.3.1.5 Utvidet modell CHF/NOK

Avslutningsvis har Sveits relativt like resultater³⁰ som Sverige, med negative koeffisienter for β og ett tilfelle hvor vi forkaster nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen. Dette er tilfellet for 3 måneders perspektiv hvor $\hat{\beta} \pm 2S$ intervallet ikke inneholder $\beta = 1$. Det er også her en spredning blant tidsperiodene hvor forskjellige variabler er signifikante. Dette er det første tilfellet som viser til en signifikant konstant, men denne må tolkes med forsiktighet, da vi benytter oss av den sammensatte hypotesen for å sjekke

²⁹ Resultat for utvidet regresjonsligning og tilhørende regresjonsligning appendiks B 12.1.4

³⁰ Resultat for utvidet regresjonsligning og tilhørende regresjonsligning appendiks B 12.1.5

signifikansnivået til konstanten $\alpha = 0$. Derfor kan vi si at forskjellen i koeffisientene mellom grunnregresjonen og den utvidede regresjonen er relativt liten, men for alle tidsperspektiver utenom 6 måneder øker de negative koeffisientene ytterligere. Standardfeilen som også øker, fører til at vi kommer frem til ganske likt resultat som i grunnregresjonen.

Resultatet for Sveits forandrer seg ikke i den sammensatte hypotesen, og kvartalsvis resultatet må fortsatt forkastes. Sveits har en liknende situasjon som Sverige med negative regresjonskoeffisienter. Likevel har Sveits flere resultater som gjør at vi ikke kan forkaste nullhypotesen. I likhet med resultatene for SEK og EURO, kommer mest sannsynlig de negative koeffisientene av omitted variable bias. Dette kan fører til at koeffisientene er systematisk mindre enn én.

7.4 Teoretisk og reell valutakurs med rentedifferanse

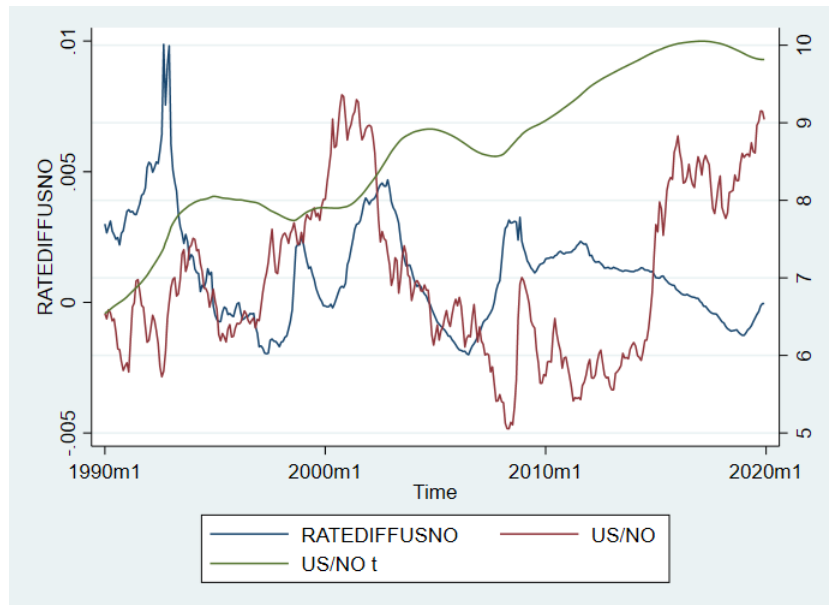
I henhold til teorien om UDRP skal det være slik at valutakurser appresierer eller depresierer seg ovenfor andre valutaer i takt med en variasjon i rentedifferansen. Vi har tatt for oss de fem landene opp mot Norge og sett på den teoretiske og reelle utviklingen av valutakurser og sammenlignet dette med rentedifferansen. Ut fra dette har vi konstruert grafer hvor vi på høyre akse har valutakurser, teoretisk og reelle. Den grønne linjen er den teoretiske mens den røde er den reelle. På venstre akse har vi rentedifferansen mellom Norge og valgt land. Den teoretiske kursen er beregnet ut fra periode $t + 1$, hvor T_{t+1} er:

$$T_{t+1} = T_t \times \frac{1 + i_t^h}{1 + i_t^u} \quad 7.3$$

Her er T_1 valutakursen for de ulike landene hvor vi har tatt utgangspunkt i vår første observasjon i hver av de forskjellige valutakursene. I henhold til teorien ser vi på endringen i valutakursene. De må være tilnærmet lik for at teorien skal holde. Om det forekommer avvik vil ikke dette være nok til å forkaste teorien, da UDRP vil holde i perioder hvor avviket er stabilt.

I oppgaven har vi tatt for oss grafer med 1 måneders perspektiv. I appendiks har vi også konstruert grafer for de resterende tidsperspektivene på 3, 6 og 12 måneders perspektiv³¹. Her ser vi tilnærmet det samme og finner ikke noe avvik. Vi får et noe klarere bilde av når reell valutakurs befinner seg over teoretisk. Vi kan at for eksempel se at i grafen for 12 månedlig perspektiv for USA, befinner reell valutakurs seg marginalt over teoretisk også i perioden 1990 til 1993. Dette er nyttig fordi de gir et flatere helhetsbilde, og en unngår variasjon som kan gjøre det vanskeligere å evaluere trenden.

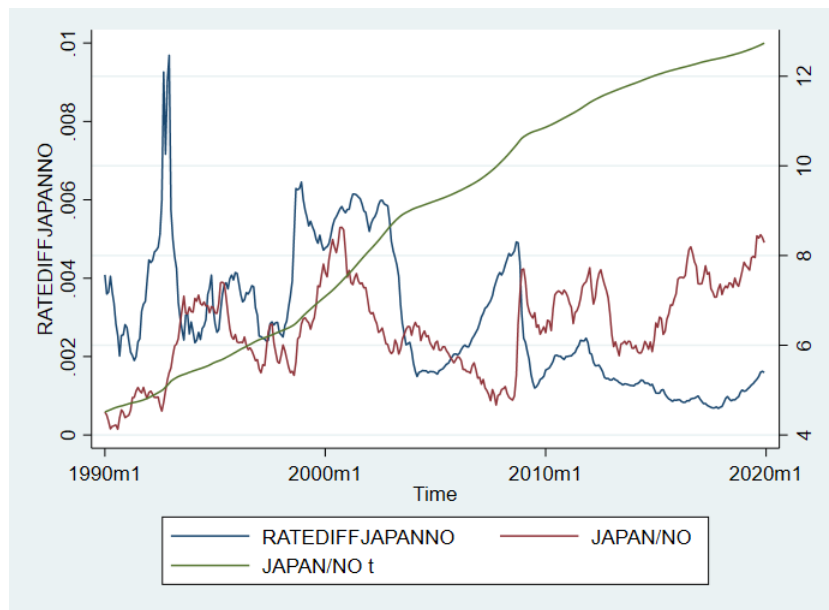
³¹ Appendiks D 14.1



Figur 2 - Valutakurs og rentedifferanse - USA

I grafen for USA kan vi se at utviklingen er noe atypisk, da den reelle valutaen befinner seg over den teoretiske kursen over en utstrakt periode fra 2000 til ca. 2003. Etter 2003 som er starten på krigen i Irak, kan vi se at kursen mellom USD/NOK vokser kontinuerlig, hvor USD styrkes. Kursen henter seg inn noe, sett med norske øyne, fra 2005 til 2008. Finanskrisen i 2008 som USA merket markant, medførte ett bunnivå for USD. 1 USD kunne bli handlet for ca. 5 NOK. Mellom 2010 og 2014 variasjon i reelle kurs, men fra 2014 svekkes NOK kraftig. Dette kan skyldes oljeprisfallet. Norsk økonomi var og er fortsatt veldig avhengig av oljen.

Differanseutviklingen mellom teoretisk og ordinær valutakurs er voksende. Noe av denne differansen kan bli forklart av risiko- og likviditetspremie. Det er fordi variansen er for stor til å forklare gapet uten at andre faktorer spiller inn. Risiko- og likviditetspremien gjelder spesielt for de større landene. Disse premiene varierer trolig både mellom land og over tid. Derfor passer ikke slike mulige premier godt med observasjonene en får fra utviklingen av JPY. Vi ser at faktisk- og teoretiskkurs følger hverandre tidvis veldig nøyaktig.



Figur 3 – Valutakurs og rentedifferanse – Japan

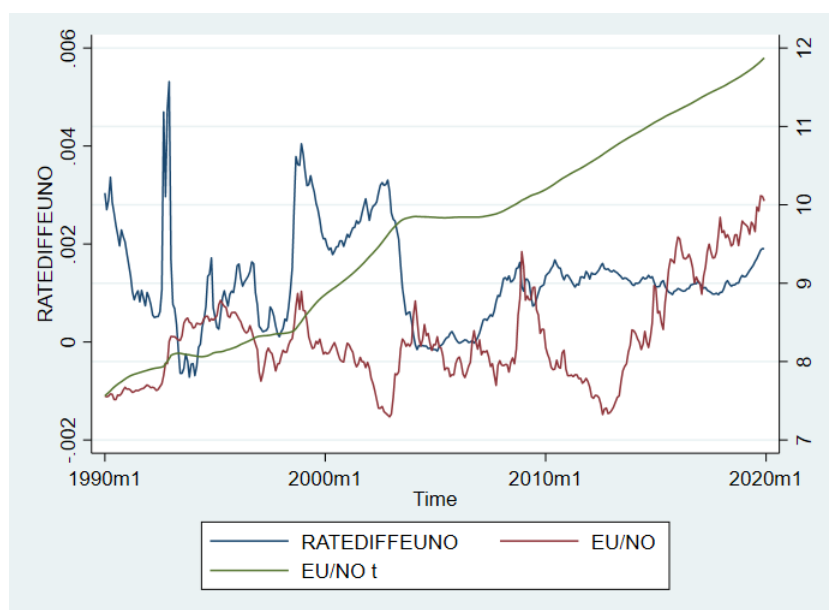
For Japan kan vi se at den reelle valutakursen følger den teoretiske relativt bra fra 1990 til 2000, men etter år 2000 ble variansen og gapet mellom de to større. Rundt 2010 ser vi at variansen reduseres og det er en jevn økning, men gapet mellom reell- og teoretisk valutakurs vedvarer. Likevel er resultatet relativt i overensstemmelse med teorien om UDRP, da variansen er relativt liten og trenden følger den teoretiske, unntak av perioden 2000 til 2010.

JPY appresierte seg betraktelig mot NOK i perioden 1990 til 2000, men vi ser samtidig at den er relativt volatil. Dette utarter seg spesielt etter år 2000 hvor trenden snur, og verdien på Japanske yen depreciserer seg mot den NOK for de neste 9 årene. Rundt 2009 øker verdien på JPY kraftig, og trenden snur mot en mer positiv utvikling. Samtidig øker volatiliteten også en del. Det er grunn til å tro at disse kraftige stigningene i 1992 og 1998 kommer av henholdsvis den norske ECU frikoblingen³² i 1992 og valutauroen i 1998. De samme faktorene spiller trolig en rolle i fallene rundt 1995 og 1997. Fallet i 2001 skyldes trolig dot.com boblen³³, og den kraftige økningen i 2009 kan forklares av finanskrisen.

³² European Currency unit, den norske kronen ble bundet mot den sterke og stabile teoretiske kursen ECU (En teoretisk verdi utformet som en veid sum av valutaene i EU landene)

³³ Utdypende om dot.com boblen i appendiks A. 11.9

Den Japanske yen har i stor grad hatt en jevn appresiering ovenfor NOK, med unntak av perioden 2001 til 2009, og rentedifferansen har vært positiv over hele tidsperspektivet. Vi kan se at det er en del varians i rentedifferansen, som følger utviklingen av reell valutakurs, hvorav den stabiliserte seg på et relativt jevnt nivå fra 2012 og ut.

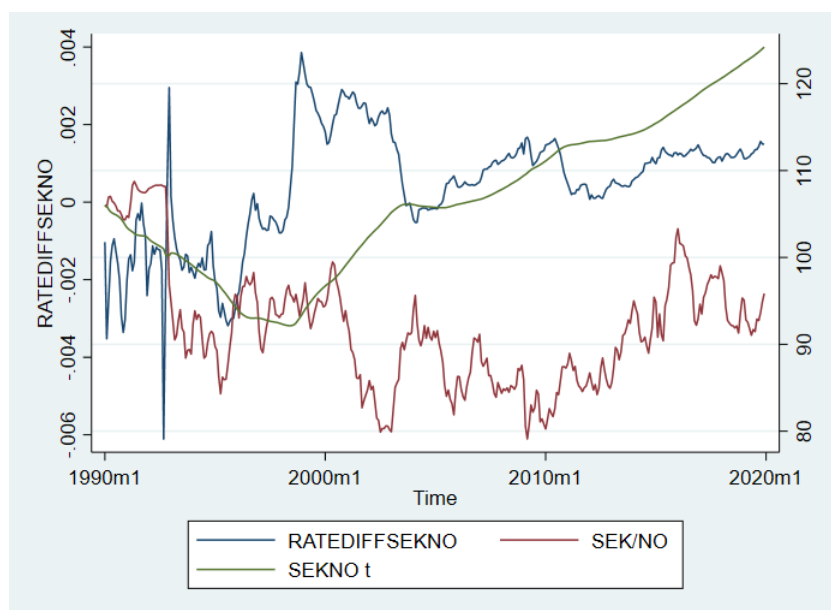


Figur 4 – Valutakurs og rentedifferanse – EURO

For EUR/NOK relasjonen ser vi en jevn økning for styrken av Euroen mot den Norske kronen fra 1990 til rundt år 2000. I dette tidsrommet ser vi en kraftig økning i valutakursforholdet rundt 1993. Dette kommer av at den norske kronen har vært gjennom en turbulent tid i årene før, samt frikoblingen fra ECU i 1993. Dette ga den tyske marken tid til å etablere en ny, styrket posisjon mot den norske kronen. Det er noe volatilitet i dette tidsrommet, da spesielt rundt 1995, men kursen klatrer tilbake etter kort tid. Fra starten av 2000- tallet ser vi et mer betraktelig fall i valutakursforholdet, hvor den norske kronen styrker seg mot euroen. Denne devaluering av kursforholdet kommer trolig som en konsekvens av skiftet fra mark til euro i 1999. Hendelser som dot.com boblen i 2001 kan videre være en faktor som eskalerer devalueringen av euroen mot den norske kronen frem til 2003. Vi kan også se at den får en kraftig fluksjon i valutakursen fra 2008 til 2010.

Denne kraftige fluksjonen i valutakursen kan forklares som en konsekvens av finanskrisen. Krisen hadde store innvirkninger på mange europeiske land, hvor Hellas var et de hardest rammede landene. Underskuddet på statsbudsjettet medførte finansielle sanksjoner mot Hellas. Dette var med på å svekke euroen. I 2014 snur utviklingen og euroen styrker seg jevnt frem til 2019, noe som kan være en medvirkning av oljefallet rundt denne perioden. Rentedifferansen mellom de to er stort sett positiv i hele tidsperioden.

Vi kan se at rentedifferansen er meget høy i starten av 1990 årene, men faller kraftig frem til 1992. Dette kraftige fallet kommer av den norske bindingen til ECU i 1990. I 1992 ser vi en høy og kortvarig fluksjon i rentedifferansen, dette som en konsekvens av frikoblingen av den norske bindingen til ECU. Utover disse tilfellene har rentedifferansen vært relativt lav på 90-tallet fram til valutauroen i 1998. Fra 2005 stabiliserer rentedifferansen seg og forbli på et relativt lavt og stabilt nivå de resterende årene.

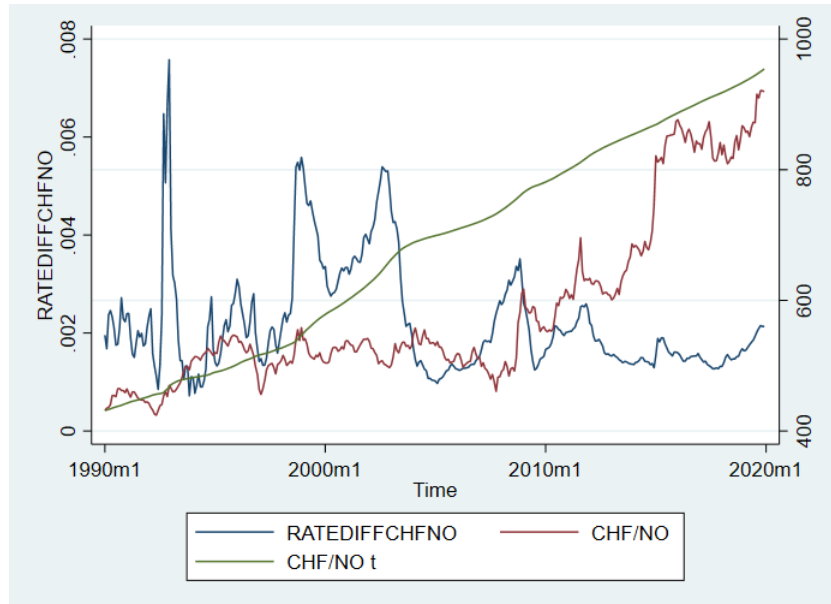


Figur 5 - Valutakurs og rentedifferanse - Sverige

I starten av tidsserien, ser vi at den teoretiske og reelle valutakursen følger hverandre bra. Dette vedvarer frem til år 2000, hvor et stort gap åpner seg. Etter år 2000 begynner det å gape ganske markant mellom de to grafene fram til 2014. Fra 2014 begynner også den

reelle valutakursen og stige i takt med den teoretiske, før den avtar noe i 2016 og slakker litt ut.

Valutakursforholdet mellom SEK/NOK var stabilt frem til frikoblingen i ECU-systemet i 1993. Både den svenske og norske kronen falt betydelig i verdi i denne tidsperioden, noe som reflekteres i det kraftige fallet i grafen. Vi kan se at rentedifferansen i for SEK/NOK er negativ fra 1990 til 1998, med et par fluksjonsunntak. Etter 1998 har rentedifferansen vært positiv hele tidsepoken. Utover dette fallet har valutakursen vært relativt stabil, med unntak av et kraftig hopp i 1995 etterfulgt av et dropp i 1997. Fra 2000 ser vi et kraftig fall i verdien av SEK, etterfulgt av et sprang i 2003. Videre ser vi en svært volatil valutakurs frem til 2008. Fra 2008 til 2010 er SEK markant svak i forhold til NOK. Dette kommer trolig som en konsekvens av finanskrisen. Vi ser en relativt stabil økning fra 2010 frem til 2015, men med betydelig fluksjoner i tidsrommet. Spesielt i tidsrommet fra 2014 og til og med 2017 så styrker SEK mot NOK seg. Dette kan ha med oljepris fallet i 2014. Etter 2017 har vekslingsforholdet stabilisert seg noe.



Figur 6 - Valutakurs og rentedifferanse - Sveits

Sveitsiske franc har en valutakurs som øker jevnlig over store deler av tidsintervallet. Det flater ut i perioden 1998 til 2009, og fortsetter økningen kraftig deretter.

Rentedifferanse mellom NOK og CHF holder seg på et relativt stabilt nivå, med unntak av noen tidsperioder. I 1993 ser vi ett stort sprang og fall over en kort tidsperiode. Denne store fluksjonen er en konsekvens av tilknytningen til ECU i perioden, men fører også til en relativ lav rente de påfølgende årene. Rentedifferansen er også positiv over hele tidsperioden.

Den teoretiske og reelle valutakursen følger hverandre godt fra 1990 til 1997. Her oppstår det et avvik som vokser og valutakursen forblir på omtrent samme nivå over de kommende årene. Rundt år 2009 og finanskrisen, begynner den reelle valutakursen å stige jevnlig. Fra 2015 og ut har den reelle kursen ligget på et nivå som begynner å nærme meg teoretisk verdi igjen.

8.0 Diskusjon av resultatene

I dette kapitlet vil vi oppsummere resultatene fra de ulike analysene vi har. Samtidig vil vi gå litt nøyere til verks på forklaringsvariablene for å se på resultatene de gir oss. Estimering av modellene gir noe varierende resultater som hverken kan tale for eller imot teorien om UDRP.

I vår grafiske framstilling i kapittel 7.4 har vi tatt utgangspunkt i teoretisk og reell valutakurs, samt rentedifferansen. Her finner vi noe varierende resultater representert i grafen. Trenden er stort sett slik at reell og teoretisk valutakurs følger hverandre, men her er det også noe variasjon til hvert land. Samtidig ser vi jevnt over at når rentedifferansen har en positiv utvikling, så svekker norsk valuta seg i forhold til utenlandsk valuta. Vi kan også se de store variasjonene inntreffer spesielt rundt hendelser knyttet til ulike år. I 1992 var det mye ustabilitet i ECU systemet. Dette medførte at den norske kronen svekket seg markant mot euro, fram til frikoblingen fra ECU i 1993. Som forventet styrket kronen seg markant mot samtlige valutaer, men med unntak av SEK. I 2001 hvor dot.com boblen nådde sin høyde, depresierte den norske kronen seg i de fleste tilfeller. Slik som den forventede effekten utspant seg, hentet norsk krone seg ganske bra inn igjen i løpet av 2003. Med unntak av USD hvor kronen fortsatte med å svekke seg helt frem til 2008, da finanskrisen inntraff. Mye av skylden for svekkelsen kan forklares av at krigen i Irak medførte en svekkelse av oljeprisen. Noe som var helt motsatt av hva den forventede kursen forutså.

Når finanskrisene inntraff ble ikke Norge like hardt rammet som andre land. Spesielt USD svekket seg betraktelig mot NOK. Dette var forventet da krisen hadde sitt utspring i USA. Det samme skjedde mellom vekslingsforholdet EUR/NOK. Her er det spesielt med tanke på den økonomiske krisen som mange europeiske land stod ovenfor. Gjeldskrisen i Hellas var selve symbolet på fallet. Det som er interessant å se på i denne perioden er forholdet JPY/NOK og CHF/NOK, hvor renteforholdet mellom Japan og Norge går mot null. Dette medførte at den norske kronen styrket seg betraktelig. Det samme forholdet skjer mellom Norge og Sveits. Dette er grep som blir gjort for å opprettholde kjøpekraft og blir sett i sammenheng med pengepolitiske avgjørelser. I 2014 opplevde norsk økonomi en betraktelig nedgang gjennom oljeprisfallet. Kronekursen sank med 11-12 prosent i løpet av fire uker (SSB 2015). Samtlige valutaer styrker seg mot NOK. Volatiliteten følger i stor

grad den forventede kurven. Likevel kan det stilles spørsmålsteget til den forventede kurven, da den ikke tar hensyn til krig, naturkatastrofer og uforutsette hendelser. Dette er svært viktige faktorer som påvirker valuta- og renteutviklingen.

I våre estimeringsmodeller knyttet til reliabilitet og validitet, har vi gode resultater knyttet til stasjonæritet. Her er de fleste resultatene på 1% signifikant nivå, men ikke for JPY som viser tegn til å ha ikke-stasjonær data. Likevel fant vi heller ingen bevis for at JPY dataen var stasjonær når en snudde nullhypotesen. Nullhypotesen for dataen var da $H_0 = \text{ikke-stasjonær}$, verdien forble ikke-stasjonære i begge tilfeller. Selv om våre data knyttet til stasjonæritet er oppløftende, så skal man være forsiktig med å dra konklusjoner uten å ha et kritisk blikk på det. Videre ser vi på seriekorrelasjon hvor mesteparten av resultatene ikke viser noen stor form for avvik. Dette er positivt for reliabiliteten til oppgaven. Det største avviket er også her knyttet til dataen mellom JPY og NOK, men heller ikke dette gir noe form for store utslag. For å justere for dette bruker vi Newey-west modellen. Til slutt har vi heteroskedastisitet. Denne testen gir oss størst variasjon, da noen av resultatene viser seg å være heteroskedastiske. Eksempelvis er resultatet knyttet til forholdet EURO/NOK homoskedastiske for alle periodene, slik som vi ønsker at det skal være. For USD/NOK og JPY/NOK så har vi noe heteroskedastisitet resultater. For å korrigere for dette så bruker også her Newey-west modellen. Dette gir oss grunnlag for å kunne konkludere ut fra resultatene.

Standardregresjonen til UDRP viser noe varierende resultater, både i form av β koeffisienten og det overordnede perspektivet om hvorvidt vi beholder teorien. Et flertall av koeffisientene er negative. Dette kan vi se i resultatene for både SEK og CHF, som har negative koeffisienter for alle tidsperspektiver. For forholdet EUR/NOK er alle perspektivene negative, bortsett fra 1 måneders perspektiv. Dette er ikke i tråd med teorien om UDRP, noe som også representeres i grafene. Her ser vi at på tross av at rentedifferansen ofte følger trenden til valutakursutviklingen, kan det oppstå store sprik. Det er også mye volatilitet og tidvis motsigende svingninger. De negative koeffisientene for Euroen kan være en konsekvens av den konstruerte valutakursen benyttet i perioden 1990-1999 før Euro ble innført. Ved konstruksjon av dataen kan det stilles spørsmålsteget til validitet, da dette er med å påvirke resultatet. Justeringsfaktoren tar utgangspunkt i siste observasjon i vekslingsforholdet EUR/DEM. Vi mener at dette gir best sammenligningsgrunnlag, da den tyske økonomien er å regne som Europas største.

Omitted variabel bias er også trolig en grunn til disse resultatene, da vi ser systematisk negative koeffisienter for samtlige tidsperspektiv. Forholdet USD/NOK har stort sett positive koeffisienter med varierende størrelser, med unntak av 12 måneders perspektiv. Japanske yen er de resultatene som gir mest positivt resultat i henhold til UDRP, flere av tidsperspektivene er litt over eller tilnærmet lik 1.

De negative resultatene betyr ikke nødvendigvis at vi kan forkaste teoriene. Av resultatene er det kun 3- og 6 måneders perspektiv for SEK/NOK og 6 måneders perspektiv for CHF/NOK hvor vi kan forkaste nullhypotesen. Den sammensatte hypotesen gir oss stort sett samme konklusjoner, men med én forskjell. Denne forskjellen kommer i form av 6 måneders perspektiv for CHF/NOK. I standardmodellen forkastet vi teorien om UDRP, men vi beholder teorien om UDRP i den sammensatte hypotesen. Forskjellen mellom de to testene er at standardregresjonen ikke tar hensyn til konstanten α og kun ser på forholdet mellom rentedifferansen β og spotkursen Δs_t , hvorav den sammensatte hypotesen tester for både α og β samtidig. Vi ser at forklaringskraften R^2 til modellen er til stede, men av liten betydning. Et stort flertall av testene gjennomført, på samtlige tidsperspektiv, gir resultater som tilsier at vi ikke kan forkaste teorien. Dette flertallet havner under $\hat{\beta} \pm 2S$ intervallet hvor $\beta = 1$ befinner seg. Vi har ikke grunnlag til å forkaste teorien i sin helhet, selv om vi ikke finner sterke bevis for at den fungerer i de fleste situasjonene. Flere av resultatene gir ingen indikasjon på at teorien fungerer, men de systematisk negative koeffisientene kan indikere at noen sentrale variabler mangler. Andre faktorer som kan være med på å forklare de negative koeffisientene er læringseffekter, Peso-problemet, forventningsfeil og eksistens av risikopremie som er tidsvarierende og korrelerer med rentedifferansen. Feil valg av sentral data benyttet i regresjonsdataen kan være med på å eskalere problemet, som valg av type renter og tidsperspektiv. Likevel er det trolig andre faktorer som spiller inn.

Vi kan se at oljepris variabelen har en tendens til å starte med en negativ koeffisient for de kortere tidsperspektivene, månedlig og kvartalsvis. Deretter slår den om til positive koeffisienter på de lengre perspektivene, halvårlig og årlig. Vi kan tolke dette som at på korte tidsperspektiv vil den norske kronen appresiere når oljeprisen øker. I motsetning vil den depresisere på lengre tidsperspektiv. Denne forskjellen kan oppstå på bakgrunn av mer volatilitet i oljepris over korte tidsperioder, hvorav den overordnede utviklingen er jevn på lenger tidsperspektiv.

Konjunktur variabelen er stort sett negativ for alle tidsperspektiver, men med noen enkeltunntak. De tar for seg prosentvis endring av OSBEX og utenlandsk børs, for deretter å se på differansen mellom de to. På alle tilfeller av signifikans nivå ved konjunktur variablene er det negative koeffisienter. Dette tyder på at en svekkelse i OSBEX mot utenlandsk børs, vil svekke den norske valutakursen. Det er i stor grad på de korte tidsperspektivene vi finner signifikante resultat, med unntak av USD/NOK, hvor det er en signifikant verdi for 12 måneders perspektiv. Siden vi ser på differansen i konjunkturutviklingen mellom Norge og USA gitt i prosentvis endring, kommer trolig de signifikante verdiene på kort sikt av volatilitet. Som nevnt tidligere er den norske aksjeindeksen avhengig av S&P 500, om dette er tilfellet vil differansen mellom de to være liten. De signifikante verdiene på kort sikt vil kunne forklares av at flere observasjoner og større volatilitet, fører til at den norske aksjeindeksen ikke rekker å justere seg etter den amerikanske. Hvor på lang sikt, med færre observasjoner, vil differansen mellom de to være tilnærmet lik null. Derfor vil det ha liten til ingen innvirkning på spotkursen Δs_t .

Inflasjonsutvikling har noe varierte resultater fra valuta til valuta og tidshorisonter, men flertallet har positive koeffisienter. Av signifikante resultater med positive koeffisienter, kan USD/NOK på kvartalsvis perspektiv og CHF/NOK på årlig perspektiv nevnes. Dette innebærer at en større inflasjonsutvikling i Norge enn USA og Sveits, fører til at NOK depresiseres ovenfor de to valutaene. I motsatt tilfelle har vi SEK/NOK med negativt signifikant resultat for månedlige perspektiv. Dette betyr i prinsippet at om Sverige har større inflasjonsutvikling enn Norge, så depresiseres NOK mot SEK. Vi får da to motsigende forhold mellom inflasjonsutvikling og valutautviklingen, noe som er suspekt. Dette kan komme av andre økonomiske faktorer som er utelatt og har en påvirkningskraft på utviklingen, men vi kan ikke utelukke at det er forskjellige reaksjoner på inflasjonsutvikling mellom spesifikke valutaer.

Usikkerhet variabelen har positive koeffisienter for alle observasjoner utenom EUR/NOK halvårlig og SEK/NOK kvartalsvis. EUR/NOK, JPY/NOK og CHF/NOK på månedlig perspektiv er de resultatene som gir signifikante resultater og har alle positive koeffisienter. Eksempelvis betyr positive koeffisienter for usikkerhet at den Norske kronen depresiseres mot USD. I de resultatene vi fikk med å tilføre usikkerhet som variabel, så er det som nevnt kun 1 måneder på tre av fem land som er positiv og signifikante. Ved lengre

tidsperspektiv har vi ikke signifikante resultater. Dette stemmer bra overens med hva vår oppfatning av usikkerhetsvariabelen, da store svingninger blir fort utjevnet ved lengre tidsperspektiv. Ved å tilføre usikkerhet som variabel, er vår tolkning at den ikke påvirker resultatet nevneverdig.

Resultatene fra de sammensatte hypotesene til de ulike valutaene viser i stor grad like resultat som fra standard utvidede regresjonen. Vi har ett unntak i SEK/NOK hvor standardregresjonen og den sammensatte hypotesen kommer fram til forskjellige resultat for det halvårlege perspektivet. Dette kommer allikevel ikke som en stor overraskelse da resultatet fra standardregresjonen så vidt befant seg innenfor intervallet på $\hat{\beta} \pm 2S$. Rentedifferansen β_1 koeffisientene har samme fortegne som i standardmodellen, men koeffisientverdiene er noe andreledes. Vi ser også at forklaringskraften R^2 til modellene øker betraktelig, selv om den ikke nødvendigvis har sterk forklaringskraft.

9.0 Konklusjon

I denne oppgaven har vi tatt sikte på å se på om vi kan finne empiriske bevis som støtter teorien om udekket renteparitet. Samtidig ønsker vi å se om det kan være noen tilleggsvariabler som er med på å forklare utvikling i valutakurs og rentedifferanse.

I oppgaven finner vi stort sett overordnede resultater som tilsier at vi ikke kan forkaste teorien om UDRP. For et flertall av valutaene og tidsperspektivene er det negative koeffisienter, noe som i teorien betyr at høyrentevalutaen styrker seg mot lavrentevalutaen. For Japan er resultatene i stor grad positiv til teoriene om UDRP. Vi ser dette da β -koeffisienten til rentedifferansen er tilnærmet lik 1 eller høyere. Dette er tilfellet i både grunnregresjonen og den utvidete, noe også den sammensatte hypotesen støtter opp under om. Videre er resultatene for USD/NOK delvis oppløftende med svakt positive koeffisienter. Både USD/NOK og JYP/NOK får resultater som til ulik grad støtter teorien om UDRP. Noe som tyder på at bevegelsene i den norske kroneverdien har operert i henhold til teorien om UDRP, men i forskjellig grad. Dette betyr at den norske kronen har svekket seg når rentedifferansen mellom landene har vært positiv. De resterende landene har β -verdier som er negative, noe som vil si at den norske kronen eksempelvis depresierer mot disse landenes valutaer når rentedifferansen er negativ. Dette er motsigende i henhold til teorien om UDRP, men kommer trolig av at det er omitted variable bias³⁴ til stede. Det betyr at det er variabler som vi ikke har kunnskap om, som er korrelert med den avhengige variabelen og rentedifferansen. Vi ser at koeffisientene til SEK, CHF og til dels Euroen er systematisk mindre enn én, noe som ikke ville vært tilfelle om systematisk variasjon var en realitet. Allikevel kan vi ikke forkaste teorien i flesteparten av tilfellene hvor β -estimatene er negative, da de er innenfor standardfeilen. Andre forhold som kan være med på å forårsake de negative koeffisientene er læringseffekter, Peso-problemet, forventningsfeil og eksistens av risikopremie som er tidsvarierende og korrelerer med rentedifferansen.

I grunnregresjonsmodellen forkaster vi kun nullhypotesen for SEK/NOK på 3- og 6 måneders perspektiv og CHF/NOK på 6 måneders. Den sammensatte hypotesen viser at hypotesen så vidt holder for CHF/NOK på 6 måneders perspektiv, de resterende

³⁴ Om man utelater en uavhengig variabel i regresjonsmodellen som har en betydning for regresjonen. Dette skaper en skjevhet som gjør at det avhengig variabel korrelerer med feilledet.

resultatene er identiske som i grunnregresjonen. Selv om β -koeffisientene er negative så inneholder $\hat{\beta} \pm 2S$ intervallet så vidt $\beta = 1$, og vi beholder nullhypotesen om UDRP. Vi finner ingen sterke bevis som støtter opp under teorien om UDRP, men vi kan allikevel ikke forkaste nullhypotesen i flesteparten av tilfellene. Til tross for de negative koeffisientene, fører høye standardfeil til at vi ikke har grunnlag til å forkaste teorien i disse tilfellene. USD/NOK har svakt positive verdier for 1, 3 og 6 måneders perspektiv, resultatene varierer noe, men de er mer positiv til teorien om UDRP. Nullhypotesen beholdes i alle tilfeller, inkludert 12 måneders perspektiv, som er svakt negativt. Den sammensatte hypotesen for USD/NOK viser like resultater, med relativt god margin på signifikansnivåene for alle tidsperspektiv. Resultatet for JPY/NOK er de som er nærmest teorien. Her er alle koeffisientene 1 eller mer. For 3- og 12 måneder er β tilnærmet lik én, og for 1- og 6 måneder er det litt over 1. Her får vi altså et resultat som er veldig lik den teoretiske framstillingen av UDRP. Ikke overaskende er det høye signifikansnivå i den sammensatte hypotesen og teorien beholdes for alle tidsperspektiv.

Resultatene representeres også gjennom den grafiske framvisningen av reelle og teoretiske valutakurser. Her kan en se hvorvidt rentedifferansen følger trenden til valutakursutviklingen. I grafen til Japan og Norge følger rentedifferansen samme trend som valutakursutviklingen, men det oppstår etter hvert et betydelig gap mellom de to. En kan også se hvor reelle valutakursen tidvis følger teoretisk valutakurs godt, er det mye volatilitet og avvik som oppstår over tidsperioden. Trenden til reell valutakurs følger den teoretiske relativt godt, men på et lavere nivå. Sveits er et spesielt tilfelle, da de har hatt negative renter over lengre tidsperioder. Til tross for denne økte rentedifferansen som en konsekvens av negative renter for Sveits, har ikke valutakurs appresiert i henhold til teorien. Dette ser vi spesielt i perioden mellom 1995 og 2005. Her var rentedifferansen ekstremt høy og stigende i store deler av perioden, men valutakursen forble på et relativt jevnt nivå hele veien og følger ikke trenden til rentedifferansen. Denne utvikling kommer trolig som en konsekvens av hendelser som tilknytningen til ECU og finanskrisen. Sverige har også store gap mellom rentedifferansen og valutakursen, men her kan en se at de har tilnærmet lik trend.

Videre i den utvidede regresjonsligningen får vi en noe bedre forklaringskraft på R^2 i modellen, men ikke noe som påvirker spotkursen Δs_t substansielt. De negative rentekoeffisientene β_1 for SEK/NOK, CHF/NOK, EUR/NOK og enkelttilfellet for

USD/NOK forblir som i grunnregresjonen, men koeffisientene varierer noe fra hvordan de var tidligere. Dette tyder på at tilleggsvariablene vi benytter ikke er tilstrekkelig for å forklare forholdet mellom Δs_t og $(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u)$. Vi kan trolig knytte dette til omitted variable bias som forårsaker de systematisk negative β_1 -koeffisientene. Videre ser vi at hver av tilleggsvariablene er signifikante på forskjellige tidsperspektiver og mellom valutaer, men ingen viser store utslag mot Δs_t .

For å svare på problemstillingen «*Holder teorien om udekket renteparitet og kan den forklares med makroøkonomiske variabler for NOK sammenlignet med utenlandsk valuta?*». Vi finner ingen sterke bevis for teorien om UDRP, hvorav det kun er Japanske yen som følger teorien godt. USD/NOK følger teorien delvis, men med relativt svakt positive koeffisienter. Et flertall av resultatene viser negative koeffisienter, noe som ikke er i samsvar med teorien om UDRP. Tilleggsvariablene ser også ut til å ha begrenset påvirkning på rentedifferansen β_1 , og fjerner ikke de systematisk negative koeffisientene. De øker forklaringskraften R^2 til regresjonsmodellen noe, men har ikke noen stor påvirkningskraft på modellens utfall i sin helhet. Vi finner altså lite bevis som støtter teorien om UDRP, men kan allikevel ikke forkaste teorien da et stort flertall av testene konkluderer med at vi må beholde nullhypotesen. Skjulte faktorer er trolig grunnen til at resultatene for flesteparten av valutaen ikke finner sterk nok støtte for at teorien fungerer. Risikopremien er også en faktor som kan ha noe utslag, da den påvirker forventningsskjevheten. Vi har analysert teorien om udekket renteparitet i sin enkleste form, og dermed utelatt risikopremien.

9.1 Forslag til videre forskning

Forslag til videre arbeid rundt temaet er å se på hvordan markedet kan ha reagert på COVID-19. Denne perioden har medført stor volatilitet og har hatt innvirkning på finans- og valutamarked. Selv om den kan ligne på hvilken som helst krise, så er den isolert sett en interessant periode å sjekke teorien opp mot. COVID-19 har medført store tap for norsk økonomi, men også verdensøkonomien. Foreløpig vet vi ikke hvilken påvirkning pandemien har på økonomien, da den er pågående. Vi tror at det er noe som kommer til å vedvare en stund fremover og derfor vil den sette føringer for verdensøkonomien.

Vi hadde et håp om å kunne se litt mer på risikopremiene og da i form av modulering av risikopremien. I vår oppgave har vi tatt utgangspunkt i risikonøytralitet, men virkeligheten er noe annet. Håland skrev i sin avhandling at en investor krever en premie ved økt risiko. Ofte vil en investor velge en tryggere vei og lavere avkastning. Risikopremien kan betegnes som et avvik fra UDRP, da i form av differansen mellom framtidig forventede spotkurs og terminkurs i prosent av dagens spotkurs. Ved modulering av risikopremien er det viktig å ha i bakhodet at risiko ofte er en subjektiv tolkning. Premien vil variere mellom investorer, da de har ulike grad av risikoaversjon.

Videre kan det også nevnes at nye studier kan dele opp dataene i ulike tidsperioder. Vi har allerede tatt for oss UDRP i kontekst med ulike tidsperspektiver. Med tidsperioder mener vi å se på før og etter en krise. Hva skjer med valutakurs og rentedifferansen og vil det gi andre resultater. Usikkerhetsvariabelen tror vi vil ha et vesentlig utslag på resultatet ved en slik segmentering. Dette fordi vi tror den vil ha en påvirkning på spotkursen, og for å se på hvor godt teorien om UDRP holder i disse tidsperiodene.

I vår oppgave har vi tatt utgangspunkt i tradisjonelle variabler som konjunktur, usikkerhet, oljepris og differanse mellom aksjeindekser. Det kan også være lurt å se på andre variabler, for eksempel en variabel om teknologisk utvikling. Japan er et land som ligger langt framme med teknologiske løsninger. Dette kan være med på å gi utslag. En annen variabel kan være basert på valutilån. Carry-trade variabel tar utgangspunkt i opplån i en lavrente-valuta og plassering av pengene i en høyrente-valuta. Dette er gjort i tidligere studier hvor de hevder det eksisterer positiv avkastning, som er imot teorien om UDRP.

10.0 Litteraturliste

- (OECD)., Organisation for Economic Co-Operation and Development. *Consumer price indices (CPIs) - Complete database* [lesedato 07.01.2020. Available from https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=PRICES_CPI#].
- administration., US Energy Information. *Europe Brent Spot Price FOB* 2020 [lesedato 07.01.2020. Available from <https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=PET&s=RB RTE&f=M>].
- Alexius, Annika. 2001. "Uncovered interest parity revisited." *Review of international Economics* no. 9 (3):505-517.
- Allen, William, and David Dickinson. 2002. *Monetary Policy, Capital Flows and Exchange Rates: Essays in Memory of Maxwell Fry*: Routledge.
- Bacchetta, Philippe, Elmar Mertens, and Eric Van Wincoop. 2009. "Predictability in financial markets: What do survey expectations tell us?" *Journal of International Money and Finance* no. 28 (3):406-426.
- Bernhardsen, Tom. 1997. *A Test of Uncovered Interest Rate Parity for Ten European Countries Based on Bottstrapping and Panel Data Models*: Arbeidsnotat.
- Bysveen, Jørn Toft. 2009. *Empirisk analyse av udekket renteparitet: Modellering av risikopremie i valutamarkedet*, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Fakultet for
- Børs, Oslo. *Statistikk - Nibor, Emisjonsstatistikk, Listeendringer og Internasjonal statistikk* [lesedato 07.01.2020. Available from <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk>].
- Cboe Global Markets, Inc. 2020. *Cboe® Volatility Index*. Cboe Global Markets, Inc 2019 [lesedato 02.04.2020 2020]. Available from http://www.cboe.com/publish/methodology-volatility/vix_methodology.pdf?v=e3f2cc2f-bc0c-408c-b89b-9c95d3db5fe6.
- Chappelow, Jim. 2020. *Real Interest Rate*. Investopedia 2019 [lesedato Feb 3 2020]. Available from <https://www.investopedia.com/terms/r/realinterestrate.asp>.
- Chappelow, Jim. 2020. *Law of One Price*, 13.01.2020 20202020]. Available from <https://www.investopedia.com/terms/l/law-one-price.asp>.
- Chinn, Menzie D, and Guy Meredith. 2005. Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era. National Bureau of Economic Research.
- Dictionary, Business. *Interbank offered rate (IBOR)* 2020 [lesedato 23.02.2020. Available from <http://www.businessdictionary.com/definition/interbank-offered-rate-IBOR.html>].
- economics, Trading. 07.01.2020. *Germany Three Month Interbank Rate* 07.01.2020]. Available from <https://tradingeconomics.com/germany/interbank-rate>.
- Fama, Eugene F. 1984. "Forward and spot exchange rates." *Journal of monetary economics* no. 14 (3):319-338.
- FRED. *3-Month London Interbank Offered Rate (LIBOR), based on Euro* [lesedato 07.01.2020. Available from <https://fred.stlouisfed.org/series/EUR3MTD156N>].
- FRED. *3-Month London Interbank Offered Rate (LIBOR), based on Japanese Yen* [lesedato 07.01.2020. Available from <https://fred.stlouisfed.org/series/JPY3MTD156N>].
- FRED. *3-Month London Interbank Offered Rate (LIBOR), based on Swiss Franc* [lesedato 07.01.2020. Available from <https://fred.stlouisfed.org/series/CHF3MTD156N>].

- FRED. *3-Month London Interbank Offered Rate (LIBOR), based on U.S. Dollar* [lesedato 07.01.2020. Available from <https://fred.stlouisfed.org/series/USD3MTD156N>].
- FRED. *S&P 500* [lesedato 07.01.2020. Available from <https://fred.stlouisfed.org/series/SP500#0>].
- FRED. 2020. *Economic research - Federal Reserve Bank of St. Louis* Federal Reserve Bank of St. Louis, One Federal Reserve Bank Plaza, St. Louis, MO 63102 2020 [lesedato 05.01.2020 2020]. Available from <https://fred.stlouisfed.org/>.
- Froot, Kenneth A, and Jeffrey A Frankel. 1989. "Forward discount bias: Is it an exchange risk premium?" *The Quarterly Journal of Economics* no. 104 (1):139-161.
- Gram, Trond. 2020. *Oslo Børs 2020* [lesedato 2020]. Available from https://snl.no/Oslo_B%C3%B8rs.
- Hayes, Adam. *Dotcom Bubble* 2019a [lesedato 05.02.2020. Available from <https://www.investopedia.com/terms/d/dotcom-bubble.asp>].
- Hayes, Adam. *Uncovered Interest Rate Parity – UIP*. Investopedia, 30.06.2019 2019b [lesedato 01.11.2019. Available from <https://www.investopedia.com/terms/u/uncoveredinterestrateparity.asp>].
- Hollifield, Burton, and Raman Uppal. 1997. "An examination of uncovered interest rate parity in segmented international commodity markets." *The Journal of Finance* no. 52 (5):2145-2170.
- Huisman, Ronald, Kees Koedijk, Clemens Kool, and Francois Nissen. 1998. "Extreme support for uncovered interest parity." *Journal of International Money and Finance* no. 17 (1):211-228.
- Håland, Jone. 2003. "Holder udekket renteparitet?: en empirisk undersøkelse av udekket renteparitet med utgangspunkt i norske kroner."
- Investing.com. *DAX 30* [lesedato 14.01.2020. Available from <https://www.investing.com/indices/germany-30>].
- Investing.com. *Nikkei 225* [lesedato 14.01.2020. Available from <https://www.investing.com/indices/japan-ni225>].
- Investing.com. *OMX Stockholm 30* [lesedato 14.01.2020. Available from <https://www.investing.com/indices/omx-stockholm-30>].
- Investing.com. *SMI* [lesedato 14.01.2020. Available from <https://www.investing.com/indices/switzerland-20>].
- Isard, Mr Peter. 2006. *Uncovered interest parity*: International Monetary Fund.
- Kenton, Will. 2020. *Durbin Watson Statistic Definition* 2019 [lesedato 03.03.2020 2020]. Available from <https://www.investopedia.com/terms/d/durbin-watson-statistic.asp>.
- Kenton, Will. 2020. *nominal Interest Rate*. Investopedia, Jan 29 2020 [lesedato 3 Feb 2020]. Available from <https://www.investopedia.com/terms/n/nominalinterestrate.asp>.
- Korsvold, Pål E. 1995. *Valutastyring*: Bedriftøkonomens forl.
- Kurt, Daniel. 2020. *Benchmark Oils: Brent Crude, WTI and Dubai*. Investopedia 2020 [lesedato 05.02.2020. 2020]. Available from <https://www.investopedia.com/articles/investing/102314/understanding-benchmark-oils-brent-blend-wti-and-dubai.asp>.
- OSEBX. 2020. 2020 [lesedato 20.02.2020 2020]. Available from <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview>.
- Riksbank, Sveriges. *STIBOR* [lesedato 07.01.2020. Available from <https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/?g5-SEDP3MSTIBORDELAYC=on&from=1990-01-01&to=2020-06-23&f=Month&c=cAverage&c=cMax&s=Comma>].

- Ringdal, Kristen. 2007. *Enhet og mangfold: Samfunnsvitenskaplig forskning og kvantitativ metode*: Fagbokforl.
- Rogoff, Kenneth. 1996. "The purchasing power parity puzzle." *Journal of Economic literature* no. 34 (2):647-668.
- Saunders, Mark NK. 2011. *Research methods for business students, 5/e*: Pearson Education India.
- Sirnes, Espen. 2020. *Arbitrasje*. Store Norske Leksikon, 09.09.2019 2019 [lesedato 26.03.2020 2020]. Available from <https://snl.no/arbitrasje>.
- SSB. 2020. *Economic Survey 1-2015* 2015 [lesedato 10.03.2020 2020]. Available from <https://www.ssb.no/en/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/attachment/222708?ts=14c516619a0>.
- Studenmund, Arnold H. 2016. *Using econometrics: A practical guide*: Pearson.
- Stæhr, Karsten og Winje, Pål 2001. "Valutakursregime, kapitalrestriksjoner og finanskriser i fremvoksende økonomier." *Penger og Kreditt* no. 3/01 (369).
- Taylor, Mark P. 1995. "The economics of exchange rates." *Journal of Economic literature* no. 33 (1):13-47.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2016. *Introductory econometrics: A modern approach*: Nelson Education.
- Zaiontz, Charles. *Newey-West Standard Errors*. Real Statistics 2020 [lesedato 11.02.2020]. Available from <http://www.real-statistics.com/multiple-regression/autocorrelation/newey-west-standard-errors/>.

11.0 Appendiks A – Utfyllende teori

11.1 VIX

Ligningen for VIX indeksen ser slik ut:

$$\sigma^2 = \frac{2}{T} \sum_i \left(\frac{\Delta K}{K_i^2} \right) e^{RT} Q(K_i) - \frac{1}{T} \left[\frac{F}{K_0} - 1 \right]^2$$

Her representerer:

$$\sigma = VIX/100 \rightarrow VIX = \sigma \times 100$$

T = Gjenværende tid

F = Framtidig indeksnivå som oppstår av indeks opsjonspris

K_0 = Kurs under fremtidig indeksnivå, F

K_i = Innløsningskurs av oth – "Out – of – the – money" opsjon;

- en call verdi hvis $K_i > K_0$
- en put verdi hvis $K_i < K_0$
- Både put og call hvis $K_i = K_0$

ΔK_i = Intervallet mellom innløsningskurs – Halve differansen av kursen på begge sider av K_i :

$$\Delta K_i = \frac{K_{i+1} - K_{i-1}}{2}$$

- Merk at for laveste kurs for ΔK er differansen mellom den laveste kursen og nest laveste kurs. Det samme gjelder for høyeste kurs av ΔK og differansen ned til nest høyeste kurs.

R = Risikofri rente av gjenværende tid

$Q(K_i)$ = Gjennomsnittet av tilbyderkursen og etterspørselskursen for hver opsjon av kurs

K_i

(Cboe Global Markets 2019)

11.2 Stasjonæritet

Vi å benytte oss av ADF-testen. Denne testen er den mest utbredte testen for å sjekke stasjonæritet. ADF-testen undersøker tidsserien for enhetsrot. Denne testen tar høyde for seriekorrelasjon ved å tilføre lags på den avhengige variabelen, altså venstre side av ligningen. Først tar man utgangspunkt i en AR-modell³⁵.

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + u_t$$

Dette gir hypotesen:

$$H_0: \phi = 1 \text{ (ikke stasjonær)}$$

$$H_1: \phi < 1 \text{ (Stasjonær)}$$

Videre så ønsker vi å modellere den slik at vi ser på «first difference» av uttrykket:

$$\Delta y_t = \mu + \psi y_{t-1} + u_t$$

$$\text{Her er } \psi = \phi - 1$$

Dette gjør at vi får hypotesen:

$$H_0: \psi = 0 \text{ (ikke stasjonær)}$$

$$H_1: \psi < 0 \text{ (stasjonær)}$$

Videre defineres teststatistikken for Dickey-Fuller testen:

$$T = \mu + \frac{\psi}{SE(\psi)}$$

Hvor ψ er den estimerte koeffisienten i OLS regresjonen, og $SE(\psi)$ er standardfeilen til ψ . Testen har sin egen Dickey-Fuller distribusjon, så det vil si at den hverken følger en

³⁵ AR-modell eller autoregressiv modell. Det vil si at man inkluderer lags på den avhengige variabelen

normal distribusjon eller en t-distribusjon. De kritiske verdiene man får i en DF-test har en høyere absolutt verdi, enn man får fra en t-distribusjon. Dette forteller oss at det er vanskeligere å forkaste nullhypotesen til en ADF-test, enn til en vanlig t-test.

Hvis man i tillegg ønsker å ta hensyn til seriekorrelasjon, så utvides ligningen med flere lags. Den utvidete modellen heter «Augmented Dickey-Fuller» test. Utvidelsen fører til at ligningen ser slik ut:

$$\Delta y_t = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

Dette gjør at vi får hypotesen:

$$H_0: \psi = 0 \text{ (ikke stasjonær)}$$

$$H_1 = \psi < 0 \text{ (stasjonær)}$$

(Wooldridge 2016)

11.3 Durbin-Watson test for seriekorrelasjon

Durbin-Watson test måler seriekorrelasjon i residuaene fra regresjonsanalysen. Durbin-Watson testen ser etter spesifikke typer seriekorrelasjon, henholdsvis AR(1) prosess.

Hypotesen er som følger:

$$H_0 = \text{ingen første rangs seriekorrelasjon eksisterer}$$

$$H_1 = \text{første rangs seriekorrelasjon eksisterer}$$

For første rangs seriekorrelasjon er det 1 tidsperiode med «lagg».

Antakelsen ved testen er:

- Er feilleddene normalfordelt med et gjennomsnitt på 0
- Feilleddene er stasjonære.

Test statistikken er kalkulert ved følgende formel:

$$DW = \sum_{t=2}^T \frac{(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

Hvor E_t er residualene fra ordinær minste kvadrats regresjon.

Durbin-Watson testen rapporterer en rest statistikk med en verdi fra 0 til 4, hvor:

- 2 er ingen seriekorrelasjon
- 0 til < 2 er positiv seriekorrelasjon (dette er vanlig i tidsseriedata)
- > 2 til 4 er negativ seriekorrelasjon (ikke like vanlig i tidsseriedata)

(Kenton 2019)

11.4 Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet.

Breusch-Pagan test går ut på å bruke variansfunksjonen og X^2 – test for å teste om nullhypotesen om heteroskedastisitet ikke er til stede. Første del er variansfunksjonen som relaterer variansen til forklaringsvariabler $z_{i_1}, z_{i_2}, \dots, z_{i_s}$ som er potensielt annerledes enn $x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_s}$. En mer generell form for variansfunksjonen er:

$$\text{var}(y_i) = \sigma_i^2 = E(e_i^2) = h(\alpha_1 + \alpha_2 z_{i_2} + \dots + \alpha_s z_{i_s})$$

Merk at variansen til (y_i) forandrer seg med hver observasjon, avhengig av z sine verdier. Om $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_s = 0$, har vi konstant varians og dermed har vi ikke heteroskedastisitet. Det er viktig og bemerke at vi tester følgende null- og alternativhypotese:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_s = 0$$

$$H_1: \text{Minst en av } \alpha \text{ er ikke } 0$$

Vi forkaster nullhypotesen og aksepterer alternativet om $X^2 \geq X_{(1-\alpha, S-1)}^2$. For å anskaffe teststatistikk for hypotesetestene, må vi også ta for oss den lineære variansfunksjonen

$$h(\alpha_1 + \alpha_2 z_{i2} + \dots + \alpha_s z_{is})$$

Videre setter vi den inn i $var(y_i) = \sigma_i^2 = E(e_i^2)$ funksjonen for å få:

$$e_i^2 = E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 z_{i2} + \dots + \alpha_s z_{is}$$

Vi lar $v_i = e_i^2 - E(e_i^2)$ gjenspeile differansen mellom det kvadrerte feilen og gjennomsnittet. Ut ifra ligningen over kan vi lage uttrykket:

$$e_i^2 = E(e_i^2) + v_i + \alpha_1 + \alpha_2 z_{i2} + \dots + \alpha_s z_{is} + v_i$$

Da den avhengige variabelen e_i^2 ikke er observert, må en subsidiere ved å estimere en minste kvadratrot \hat{e}_i^2 . Vi kan da lage uttrykket:

$$\hat{e}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 z_{i2} + \dots + \alpha_s z_{is} + v_i$$

Det vi vil finne ut av, er hvorvidt variablene $z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{is}$ hjelper oss i å finne variasjonen i minste kvadrats residual \hat{e}_i^2 . Da R^2 måler proporsjonene av varians i \hat{e}_i^2 forklart gjennom z , er det en naturlig kandidat for en test statistikk. Når H_0 er sann, må observasjon størrelsen N multipliseres med R^2 ha en X^2 distribusjon med $S - 1$ frihetsgrader. Det vil si:

$$X^2 = N * R^2 \sim X_{S-1}^2$$

(Wooldridge 2016)

11.5 Multikolaritet

Variance inflation factor (VIF) testene er kalkulert ved å ta en predator og kjøre en regresjon av den mot alle andre predatorene i modellen. Dette vil gi en R^2 verdi, hvilket så kan bli satt inn i VIF formelen. i er den predatoren vi leter etter (altså: x_1 eller x_2), formelen er slik:

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

((Wooldridge 2016)s.98)

11.6 Newey-West modell

Newey West modellen er en modell som korrigerer for seriekorrelasjon og heteroskedastisitet. Dette gjør den ved å justere standardfeilen. Newey-West standardfeil må bli kalkulert ved bruk av laggs. De blir kalkulert fra en distribusjon av lags fra OLS residualene, og en må spesifiserer den lengste laggen som auto kovariansen skal kalkuleres etter. Vanligvis vil en lag som overskrider periodisiteten til dataen være tilstrekkelig.

I OLS-regresjon er regresjon koeffisienten kalkulert ved:

$$B = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

Og kovarians matrisen av B er:

$$\text{cov}(B) = (X^T X)^{-1} X^T S X (X^T X)^{-1}$$

Hvor

$$S = \sigma^2 I$$

Dette kan bli estimert ved å bruke kovarians matrisen av residualene, som er en diagonal matrise hvor diagonalen består av verdier $\frac{n}{(n-k)*\sigma^2}$. Dette stemmer da $E[e] = 0$ og $E[ee^T] = 0$. Tilsvarende er:

$$X^T SX = \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^n e_i^2 X_i^T X_i = \frac{n}{n-k} X^T (R * X)$$

Hvor R er kolonne vektoren som består av e_i^2 verdier.

Newey-West metoden bruker samme framgangsmåte som vist over, bortsett fra at $X^T SX$ er kalkulert på et litt annet vis. Standardfeilen som et resultat er kalt heteroskedasticity og seriekorrelasjon corrected (HAC) standard errors.

Når det er seriekorrelasjon med laggs opp til $h > 0$, brukes følgende formel:

$$X^T SX = \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^n e_i^2 X_i^T X_i + \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^h \left(1 - \frac{i}{h+1}\right) \sum_{j=i+1}^n e_j e_{j-i} (X_j^T X_{j-i} + X_{j-i}^T X_j)$$

Hvor X_i er den i^{th} raden i den designerte matrisen X . Den første summen i formelen er verdien av $X^T SX$ når det ikke er noe seriekorrelasjon (altså $h = 0$).

Newey-West metoden behandler seriekorrelasjon med laggs opp til h , og dermed antar den at laggs over h kan bli ignorert. Merk at Newey-West metoden ikke bare korrigerer for seriekorrelasjon, men korrigerer også for heteroskedastisitet. (Zaiontz 2020)

11.7 BLUE

Best linear unbiased estimator, hvor “best” står for minimum variansen eller den smaleste spredningen av observasjoner. Mer spesifikt, når modellen tilfredsstill forutsetningene, følger OLS-koeffisientestimatene tettest mulig samling av observasjoner sammenlignet med andre estimatmetoder.

11.8 Peso problemet

Peso problemet oppsto da den meksikanske renten var betraktelig høyere enn renten i USA, dette på tross av en konstant valutakurs mellom meksikanske Peso og USD. Dette

fenomenet oppsto som en konsekvens av frykt blant investorer for at Pesoen skulle devalueres og de krevde en risikopremie for å investere i valutaen.

11.9 Dot.com krisen

Dot.com boblen, også kjent som internettboblen, var en rask økning i amerikanske teknologiske aksjevurderinger som ble drevet av investeringer i internettbaserte selskaper under bull marked på slutten av 1990-tallet.

Dot.com boblen vokste hovedsakelig på grunn av blant annet spekulative- og kjapphetsbaserte investeringer. En overflod av risikovillig kapital for oppstartsbedrifter og at store deler av investeringene i dot.com ikke klarte å generere profitt. (Hayes 2019a)

12.0 Appendiks B – Standard tabeller

12.1 Utvidet regresjon – Newey west

12.1.1 Utvidet modell USD/NOK

12.1.1.1 Utvidet regresjonsligninger USD/NOK

Her presenteres utvidede regresjonsmodeller for UDRP til USD/NOK, for alle tidsperspektiver.

- USD/NOK

$$\begin{aligned} \Delta s_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_t^{Poljepris} & 12.1 \\ & + \beta_{3,k} X_t^{DiffOsebxSP500} + \beta_{4,k} X_t^{KPIDIFFUSNO} \\ & + \beta_{5,k} X_t^{Pvolatilitet} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

12.1.2 Utvidet modell EURO/NOK

Tabell 12-1 - Utvidet regresjonsligning EURO/NOK

	(1 mnd) SPOTEUNO	(3 mnd) SPOTEUNO	(6 mnd) SPOTEUNO	(12 mnd) SPOTEUNO
RATEDIFFEUNO	0.495 (0.850)	-0.507 (1.032)	-0.616 (0.957)	-0.884 (1.010)
Poljepris	-0.006 (0.010)	0.002 (0.016)	0.030* (0.016)	0.063 (0.047)
DiffOsebxDax30	-0.055*** (0.017)	-0.051 (0.041)	-0.019 (0.070)	-0.077 (0.104)
KPIDIFFEUNO	0.000 (0.002)	0.001 (0.006)	0.003 (0.020)	0.040 (0.055)
Pvolatilitet	0.007** (0.003)	0.009 (0.014)	-0.016 (0.017)	0.011 (0.042)
_cons	0.000 (0.001)	0.005 (0.004)	0.009 (0.009)	0.032 (0.031)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.053	0.029	0.053	0.121

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell 12-2 - Sammensatt-hypotese for utvidede regresjonsligning EURO/NOK

Hypotese EUR/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t,1m}^{Grunn\ reg}$	0.7661
$\Delta S_{t,3m}^{Grunn\ reg}$	0.3473
$\Delta S_{t,6m}^{Grunn\ reg}$	0.2451
$\Delta S_{t,12m}^{Grunn\ reg}$	0.1821

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

12.1.2.1 Utvidet regresjonsligninger EURO/NOK

Her presenteres diverse utvidede regresjonsmodeller for UDRP til EURO/NOK, for alle tidsperspektiver.

- EUR/NOK

$$\begin{aligned} \Delta s_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_t^{Poljepris} & 12.2 \\ & + \beta_{3,k} X_t^{DiffOsebxDax30} + \beta_{4,k} X_t^{KPIDIFFEUNO} \\ & + \beta_{5,k} X_t^{Pvolatilitet} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

12.1.3 Utvidet modell JPY/NOK

Tabell 12-3 - Utvidet regresjonsligning JPY/NOK

	(1 mnd)	(3 mnd)	(6 mnd)	(12 mnd)
	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO
RATEDIFFJAPANNO	1.406 (1.126)	1.089 (1.343)	1.513 (1.569)	0.806 (1.374)
Poljepris	-0.026 (0.026)	-0.012 (0.032)	0.097* (0.052)	0.004 (0.087)
DiffOsebxNikkei	-0.045 (0.028)	-0.108* (0.060)	-0.027 (0.068)	0.117 (0.122)
KPIDIFFJapanNO	0.000 (0.004)	0.003 (0.012)	-0.049 (0.041)	0.081 (0.048)
Pvolatilitet	0.028** (0.011)	0.016 (0.029)	0.008 (0.033)	0.049 (0.089)
_cons	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.011)	-0.007 (0.025)	-0.034 (0.054)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.057	0.042	0.127	0.135

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell 12-4 - Sammensatt-hypotese for utvidede regresjonsligning JPY/NOK

Hypotese JPY/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t,1m}^{Grunn reg}$	0.8354
$\Delta S_{t,3m}^{Grunn reg}$	0.9946
$\Delta S_{t,6m}^{Grunn reg}$	0.9475
$\Delta S_{t,12m}^{Grunn reg}$	0.4575

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

12.1.3.1 Utvidet regresjonsligninger JPY/NOK

Her presenteres utvidede regresjonsligning for UDRP til JPY/NOK, for alle tidsperspektiver.

- JPY/NOK

$$\begin{aligned} \Delta s_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_t^{\text{Poljepris}} & 12.3 \\ & + \beta_{3,k} X_t^{\text{DiffOsebxNikkei}} + \beta_{4,k} X_t^{\text{KPIDIFFJapanNO}} \\ & + \beta_{5,k} X_t^{\text{Pvolatilitet}} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

12.1.4 Utvidet modell SEK/NOK

Tabell 12-5 - Utvidet regresjonsligning SEK/NOK

	(1 mnd) SPOTSEKNO	(3 mnd) SPOTSEKNO	(6 mnd) SPOTSEKNO	(12 mnd) SPOTSEKNO
RATEDIFFSEKNO	-0.280 (0.618)	-0.171 (0.843)	-0.393 (0.702)	-0.010 (0.655)
Poljepris	-0.002 (0.010)	0.013 (0.019)	0.057*** (0.018)	0.055* (0.031)
DiffOsebxOmx30	-0.038 (0.028)	-0.075** (0.035)	-0.086 (0.055)	0.063 (0.088)
KPIDIFFSEKNO	-0.003* (0.002)	0.003 (0.006)	-0.008 (0.019)	0.021 (0.027)
Pvolatilitet	0.001 (0.004)	-0.004 (0.012)	0.011 (0.018)	0.017 (0.029)
_cons	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.006)	-0.006 (0.011)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.025	0.028	0.096	0.173

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell 12-6 - Sammensatt-hypotese for utvidede regresjonsligning SEK/NOK

Hypotese SEK/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn reg}$	0.0917*
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn reg}$	0.1491
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn reg}$	0.0880*
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn reg}$	0.2388

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

12.1.4.1 Utvidet regresjonsligninger SEK/NOK

Her presenteres utvidede regresjonsmodeller for UDRP SEK/NOK, for alle tidsperspektiver.

SEK/NOK

$$\begin{aligned} \Delta S_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_t^{Poljepris} & 12.4 \\ & + \beta_{3,k} X_t^{DiffOsebxOmx30} + \beta_{4,k} X_t^{KPIDIFFSEKNO} \\ & + \beta_{5,k} X_t^{Pvolatilitet} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

12.1.5 Utvidet modell CHF/NOK

Tabell 12-7 - Utvidet regresjonsligning CHF/NOK

	(1 mnd) SPOTCHFNO	(3 mnd) SPOTCHFNO	(6 mnd) SPOTCHFNO	(12 mnd) SPOTCHFNO
RATEDIFFCHFNO	-0.475 (0.823)	-1.338 (1.007)	-0.628 (0.954)	-0.922 (1.269)
Poljepris	-0.016 (0.013)	0.012 (0.020)	0.006 (0.032)	0.067 (0.053)
DiffOsebxSmi	-0.060** (0.026)	-0.095* (0.056)	0.045 (0.082)	-0.025 (0.121)
KPIDIFFCHFNO	0.001 (0.002)	0.002 (0.008)	0.017 (0.019)	0.086* (0.043)
Pvolatilitet	0.016** (0.006)	0.007 (0.017)	0.004 (0.025)	0.032 (0.042)
_cons	0.003 (0.002)	0.015* (0.008)	0.018 (0.015)	0.038 (0.039)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.073	0.047	0.041	0.247

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell 12-8 - Sammensatt-hypotese for utvidede regresjonsligning CHF/NOK

Hypotese CHF/NOK	$\alpha = 0, \beta = 1$ Prob > F
$\Delta S_{t,1m}^{Grunn reg}$	0.2007
$\Delta S_{t,3m}^{Grunn reg}$	0.0668*
$\Delta S_{t,6m}^{Grunn reg}$	0.2156
$\Delta S_{t,12m}^{Grunn reg}$	0.1995

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

12.1.5.1 Utvidet regresjonsligninger CHF/NOK

Her presenteres diverse utvidede regresjonsmodeller for UDRP til CHF/NOK, for alle tidsperspektiver.

- **CHF/NOK**

$$\begin{aligned} \Delta S_{k,t} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{k,t}^h - i_{k,t}^u) + \beta_{2,k} X_t^{Poljepris} & 12.5 \\ & + \beta_{3,k} X_t^{\text{Diff0sebxSmi}} + \beta_{4,k} X_t^{\text{KPIDIFFCHFNO}} \\ & + \beta_{5,k} X_t^{\text{Pvolatilitet}} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned}$$

13.0 Appendiks C - Økonometriske tester

13.1 Test av stasjonærhet

Tabell 13-1 under viser resultatet for en «Augmented» Dickey-Fuller-Test av valutakursendringer og rentedifferanser mellom Norge og USA. Testen sier at om testverdi $>$ kritiskverdi, må vi forkaste H_0 om ikke-stasjonærhet.

Tabell 13-1 – Stasjonærhet ADF test USD/NOK

USD/NOK	Konstant t - ADF	Konstant og trend t - ADF	“Plain” t - ADF
$\Delta S_{t,1m}^{usdnok}$	-12.979***	-12.973***	-12.984***
$\Delta S_{t,3m}^{usdnok}$	-9.996***	-9.989***	-10.013***
$\Delta S_{t,6m}^{usdnok}$	-8.871***	-8.803***	-8.871***
$\Delta S_{t,12m}^{usdnok}$	-5.224***	-5.145***	-5.238***
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	-1.990	-2.060	-1.928*
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	-1.826	-1.882	-1.819*
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	-2.699*	-2.838	-2.490**
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	-2.948*	-3.129	-2.718***

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabellen viser resultat for henholdsvis 1, 3, 6 og 12 måneders perspektiv. Vi kan se at alle valutakursendringene er stasjonære på 1% nivå, uavhengig av tidshorisont. Dette er naturlig, da valutakursendringene er på differanseform. Dette gjelder for diverse versjoner av testen, konstant, konstant og trend og «plain».

Videre ser vi på resultatet av stasjonærhet av rentedifferansen mellom Norge og USA. Her kan vi se at resultatene er mer variert både med hensyn til test type og tidsperspektiv, men fortsatt stasjonær. På 1 og 3 måneders perspektiv ser vi at det kun er «Plain» som er signifikant på 10% nivå. Videre ser vi at for 6 måneder er Konstant signifikant på 10%-nivå og 5%-nivå på «plain». På 12 måneder ser vi at konstant er på 5% og «plain» på 1%-nivå. Det er noe varierende resultater her, både på test type og signifikant-nivå. Allikevel kan vi konkludere med at rentedifferansen for alle tidsperspektiv er stasjonære på minimum 10%-nivå.

Tabell 13-2 under viser resultatet for en «Augmented» Dickey-Fuller-Test av valutakursendringer og rentedifferanser mellom Norge og Europa.

Tabell 13-2 – Stasjonæritet ADF test EURO/NOK

EUR/NOK	Konstant t - ADF	Konstant og trend t - ADF	“Plain” t - ADF
$\Delta S_{t,1m}^{eurnok}$	-14.926***	-14.919***	-14.908***
$\Delta S_{t,3m}^{eurnok}$	-10.602***	-10.592***	-10.565***
$\Delta S_{t,6m}^{eurnok}$	-8.503***	-8.468***	-8.475***
$\Delta S_{t,12m}^{eurnok}$	-6.767***	-6.693***	-6.728***
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	-3.803***	-3.763**	-2.425**
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	-3.291**	-3.223*	-2.092**
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	-5.125***	-5.059***	-3.005***
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	-5.210***	-5.212***	-2.815***

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

I likhet med USD/NOK er alle valutakursendringene for samtlige tester og tidsperspektiver for EURO/NOK signifikante på 1%-nivå. Dette er å forvente for alle valutakursendringer mellom NOK og utenlandsk valuta. Resultatet for rentedifferansen mellom Norge og Europa viser gode signifikansnivåer. Vi kan se at alle testene, både type og tidshorisont, er signifikant på minst 5% nivå.

Tabell 13-3 under viser resultatet for en «Augmented» Dickey-Fuller-Test av valutakursendringer og rentedifferanser mellom Norge og Japan.

Tabell 13-3 – Stasjonærhet ADF test JPY/NOK

JPY/NOK	Konstant t - ADF	Konstant og trend t - ADF	“Plain” t - ADF
$\Delta S_{t,1m}^{jpnok}$	-13.357***	-13.341***	-13.344***
$\Delta S_{t,3m}^{jpnok}$	-9.851***	-9.817***	-9.815***
$\Delta S_{t,6m}^{jpnok}$	-7.826***	-7.765***	-7.796***
$\Delta S_{t,12m}^{jpnok}$	-5.364***	-5.255***	-5.352***
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	-2.159	-2.779	-1.385
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	-1.974	-2.600	-1.303
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	-2.942**	-4.080**	-1.624*
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	-3.024**	-5.094***	-1.608*

Standard errors are in parenthesis
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Valutakursendringene er alle signifikante på 1%-nivå på alle tidshorisonter og test typer. Rentedifferansen mellom Norge og Japan er den første som viser tegn til ikke-stasjonærhet. Vi ser dette for 1 og 3 måneder, der ingen av test-typene er signifikante, noe som tilsier at dataen er ikke-stasjonær. Dette er noe som det er viktig å ta hensyn til når vi benytter dataen videre. Det skal allikevel nevnes at om en kjører en test hvor H_0 sier at dataen er stasjonær, vil resultatene vise at vi ikke kan forkaste H_0 . Det kan derfor se ut til at dataen befinner seg et sted på midten uten klarhet om den er stasjonær eller ikke. Videre for 6 og 12 måneder ser vi at rentedifferansen er signifikant på minst 5%-nivå.

Tabell 13-4 under viser resultatet for en «Augmented» Dickey-Fuller-Test av valutakursendringer og rentedifferanser mellom Norge og Sverige.

Tabell 13-4 – Stasjonæritet ADF test SEK/NOK

SEK/NOK	Konstant t - ADF	Konstant og trend t - ADF	“Plain” t - ADF
$\Delta S_{t,1m}^{seknok}$	-14.417***	-14.437***	-14.434***
$\Delta S_{t,3m}^{seknok}$	-9.962***	-9.985***	-9.993***
$\Delta S_{t,6m}^{seknok}$	-8.194***	-8.249***	-8.258***
$\Delta S_{t,12m}^{seknok}$	-6.853***	-7.137***	-6.946***
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	-3.175**	-3.661**	-2.963***
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	-2.197	-2.528	-1.981**
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	-3.335**	-3.718**	-3.027***
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	-4.083***	-4.177**	-3.527***

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Valutakursendringene er alle signifikante på 1%-nivå på alle tidshorisonter og test typer. Vi kan se at rentedifferansen mellom Norge og Sverige i høy grad er stasjonær. På alle tidshorisonter utenom 3 måneder er minst en av testene signifikant på 1% nivå, og ingen lavere enn 5%. På 3 måneder er det kun «Plain» som er signifikant på 5% nivå. Rentedifferansen er da signifikant stasjonær på minst 5% for alle tidsperspektiver.

Tabell 13-5 under viser resultatet for en «Augmented» Dickey-Fuller-Test av valutakursendringer og rentedifferanser mellom Norge og Sveits.

Tabell 13-5 – Stasjonærhet ADF test CHF/NOK

CHF/NOK	Konstant t - ADF	Konstant og trend t - ADF	“Plain” t - ADF
$\Delta S_{t,1m}^{chfnok}$	-15.874***	-15.887***	-15.727***
$\Delta S_{t,3m}^{chfnok}$	-11.385***	-11.413***	-11.112***
$\Delta S_{t,6m}^{chfnok}$	-7.526***	-7.592***	-8.258***
$\Delta S_{t,12m}^{chfnok}$	-7.607***	-7.694***	-6.731***
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	-3.377**	-3.560**	-1.485
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	-3.412**	-3.618**	-1.398
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	-5.047***	-5.333***	-2.140**
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	-4.648***	-5.476***	-1.961**

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Som alle de andre valutakursendringene, er forholdet mellom Norge og Sveits på alle test typer og tidshorisonter signifikante på 1% nivå.

Rentedifferansen mellom de to er også signifikant på minst 5% på alle tidshorisonter og test-typer, bortsett fra 1 og 3 måneder «plain» som ikke er signifikant. Vi kan dermed si at dataen her er stasjonær for alle tidsperspektivene.

13.2 Test seriekorrelasjon

Vi tester for seriekorrelasjon for å se om feilledet er korrelert over tid. Seriekorrelasjon er forholdet mellom en variabel og «lagged» versjon av seg selv over forskjellige tidsintervaller. Seriekorrelasjon er korrelasjonen av én variabel med en form av seg selv som er "foran eller bak" i "tid". Vi benytter oss av Durbin-Watson test for å se om regresjonsdataen vår inneholder seriekorrelasjon. Dette gjør vi for å se om vi trenger å utføre tiltak for å justere regresjonsdataen i en ordinær UDRP ligning. Dette gjør vi for å få regresjonsverdier som er mest mulig pålitelig.

I tabell 13-6 til og med 13-10 under kan vi se resultatene for seriekorrelasjon av regresjonsdataen for samtlige land. Som tidligere nevnt i teoridelen, er optimal verdi 2 og

verdier $0 < 2$ er positiv seriekorrelasjon og $2 > 4$ er negativ seriekorrelasjon.

Tommelfingerregelen er at om den er 0,5 over eller under 2, er det av liten konsekvens.

Tabell 13-6 - Seriekorrelasjon USD/NOK

Seriekorrelasjon	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	1.28461
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	1.848421
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	2.275542
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	2.043038

Tabell 13-7 – Seriekorrelasjon EURO/NOK

Seriekorrelasjon	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	1.538477
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	1.970699
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	2.227265
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	2.537963

Tabell 13-8 – Seriekorrelasjon JPY/NOK

Seriekorrelasjon	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	1.341306
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	1.796533
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	2.08487
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	2.025458

Tabell 13-9 – Seriekorrelasjon SEK/NOK

Seriekorrelasjon	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	1.477811
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	1.846509
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	2.184191
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	2.563798

Tabell 13-10 – Seriekorrelasjon CHF/NOK

Seriekorrelasjon	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	1.657521
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	2.096441
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	1.966175
$s \Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	2.717592

Vi kan se at samtlige land har relativt gode testresultater, hvor få observasjoner beveger seg utenom «tommelfingerregelen». Det er kun én tidsperiode fra hvert av datasettene til landene som overstiger denne verdien. For 1 måned i valutakrysset USD/NOK viser den tendenser til positiv seriekorrelasjon, samt 12 måneder for EURO/NOK som har en svak negativ seriekorrelasjon. Valutakrysset JYP/NOK og SEK/NOK i likhet med USD/NOK har en svak positiv seriekorrelasjon i én måneds perspektiv, CHF/NOK viser tegn til negativ seriekorrelasjon på 12 måneders regresjonsdata.

13.3 Test for heteroskedasitet

Vi har utføre en Breusch- Pegan test for å forsikre oss om at feilledet, betinget til forklaringsvariablene, er konstant over tid (Homoskedastisitet). Testens nullhypotese er at dataen er homoskedastisitet. Om P-verdien er signifikant vil det si at vi forkaster H_0 til fordel for H_1 og dataen er heteroskedastiske. Ved heteroskedastiske data, vil svaret vi får som følger av regresjonen ikke gi oss estimatet med lavest varians. Dette medfører at OLS skaper missgivende estimater av standardfeilen for koeffisienten.

Tabell 13-11 – Heteroskedasitet USD/NOK

Heteroskedasticity		
	chi2	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	15.13	0.0001***
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	14.30	0.0002***
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	5.04	0.0248**
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	0.51	0.4756

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Vi kan se at Breusch-Pegan testen for heteroskedasitet gir oss signifikante P-verdier for 1, 3 og 6 måneder. Det vil si at vi har heteroskedasitet i regresjonsdataen for USD/NOK. For 12 måneder ser vi at P-verdien ikke er signifikant og dermed kan vi beholde nullhypotesen om at regresjonsdataen inneholder Homoskedastisitet.

Tabell 13-12 - Heteroskedasitet EURO/NOK

Heteroskedasticity		
	chi2	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	1.68	0.1945
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	0.39	0.5328
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	2.31	0.1288
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	0.52	0.4729

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

For EURO/NOK er regresjonsdataen for samtlige P-verdier ikke-signifikant og følgelig Homoskedastiske.

Tabell 13-13 - Heteroskedasitet JPY/NOK

JPYNOK-Heteroskedasticity		
	chi2	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	12.50	0.0004***
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	7.24	0.0071***
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	8.68	0.0032***
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	2.56	0.1098

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

JPY/NOK har identiske utfall som USD/NOK hvor de tre første tidsperspektivene har signifikante verdier som gjør regresjonsdataen heteroskedastisk for disse periodene. 12 måneder er ikke-signifikant og homoskedastisk.

Tabell 13-14 - Heteroskedasitet SEK/NOK

SEKNOK-Heteroskedasticity		
	chi2	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	0.11	0.7425
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	4.92	0.0265**
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	0.03	0.8570
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	0.79	0.3750

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Regresjonsdataen for SEK/NOK viser et betraktelig bedre utfall enn JYP/NOK og USD/NOK, da alle regresjonsdataen uten 3 måneder er homoskedastisk.

Tabell 13-15 - Heteroskedasitet CHF/NOK

CHF/NOK-Heteroskedasticity		
	chi2	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Grunn Reg}$	4.26	0.0390**
$\Delta S_{t.3m}^{Grunn Reg}$	0.10	0.7494
$\Delta S_{t.6m}^{Grunn Reg}$	0.84	0.3591
$\Delta S_{t.12m}^{Grunn Reg}$	0.94	0.3310

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

I likhet med SEK/NOK har CHF/NOK kun ett tilfelle som ikke er homoskedastisk, henholdsvis på 1 måneds perspektiv.

Som vi kan se er det en del varierende svar både mellom tidsperioder og de forskjellige landene. Hvor USD/NOK og JPY/NOK har regresjonsdata som er stort sett heteroskedastisk, med unntak av 12 måneders perspektiv. Resten av landene og tidsperiodene gir stort sett ønskelige svar ved ikke-signifikante verdier for alle perioder unntatt én. Unntaket er EURO/NOK som gir oss homoskedastisk regresjonsdata over alle perioder.

13.4 Utvidet UDRP-ligning

Når vi utfører en Dickey-fuller test av variablene i den utvide ligningen, henholdsvis for oljepris, inflasjonsutvikling, konjunkturer og usikkerhet, ser vi at samtlige variabler har stasjonære data³⁶.

Vi kan se at resultatene fra stasjonærtesten av oljeprisen er svært positiv for samtlige tidsperspektiver og testmetoder, da alt er signifikant på 1% nivå. Inflasjonsutvikling viser også i stor grad veldig stasjonær data. For USD/NOK er det kun «konstant og trend» på 12 måneder som er på 5% signifikant nivå, de resterende tidsperspektivene og testmetodene er på 1% nivå. Både EURO/NOK og JPY/NOK signifikante på 1% nivå for alle dimensjoner. Videre har SEK/NOK flesteparten av dimensjonene på 1% nivå, med unntak av 12 måneder perspektiv hvor signifikansnivået er 5%, 5% og 1% for henholdsvis, Konstant, Konstant og Trend og Plain. Til slutt viser resultatene fra CHF/NOK 1% signifikansnivå for alt utenom 12 måneder konstant og trend, hvor den er på 5% nivå.

Vi kan se at samtlige resultater for inflasjonsutvikling har stasjonær regresjonsdata på minst 5% nivå for alle tidsperspektiver og metoder. Hvorav et flertall befinner seg på 1% nivå, så vi kan si med klarhet at det er stasjonære data i disse tilfellene.

For konjunkturvariablen, som ser på differansen mellom utvikling i OSBEX og utenlandsk børsindeks, har alle tidsperspektiver og metoder et signifikansnivå på minst 1%. Dette gjelder for samtlige konjunkturvariabler, henholdsvis,

Konjunktur^{OSBEX-S&P500}, *Konjunktur^{OSBEX-DAX30}*, *Konjunktur^{OSBEX-DAX30}*,
Konjunktur^{OSBEX-Nikkei}, *Konjunktur^{OSBEX-OMX30}* og *Konjunktur^{OSBEX-SMI}*.

Til slutt er usikkerhetsvariablene i en lignende situasjon som variablene konjunktur og oljepris. Her er all regresjonsdataen signifikant på minst 1% nivå og dataen er stasjonær.

³⁶ Tabeller i appendiks C 13.5 Stasjonærhet

Vi ser at alle variablene i den utvidede regresjonsligningen har stasjonær data på minst 5% nivå. Vi kan da se bort fra kointegrasjon for den utvidede regresjonsligningen, da dette kun utføres på ikke-stasjonær data.

Videre finner vi fra tabellene for heteroskedastisitet³⁷, hvor vi har utført en Breusch- Pagan test for diverse data, at det er noe blandede resultat. For USD/NOK er dataen todelt, hvor måned 1 og 6 viser tegn til heteroskedastisitet og 3 og 12 er homoskedastisitet. EUR/NOK og SEK/NOK viser noe bedre resultater enn de andre. Her er alle tidsperspektiver homoskedastisitet, utenom 1 måneds perspektiv. JPY/NOK har de mest ugunstige resultatene, hvor all data viser tegn til heteroskedastisitet. Til slutt har CHF/NOK liknende resultater som USD/NOK, hvor svaret er todelt. Her er måned 1 og 3 homoskedastisitet og 6 og 12 homoskedastisitet. Vi ser at mange av resultatene viser tegn til heteroskedastisitet, noe som betyr at feilleddet, betinget til forklaringsvariablene, ikke er konstant over tid. Vi må derfor være observante på dette når en bearbeider dataen videre, og ta forbehold for å motvirke dette.

Videre utfører vi en Durbin-Watson test for seriekorrelasjon, for å se om feilleddet i regresjonsligningen korrelerer (over tid) med noen av de nye variablene i den utvidede ligningen³⁸. Det er stort sett relativt positive svar fra Durbin-Watson metoden, i henhold til tommelfingerregelen om at 0.5 over eller under 2. For USD/NOK har alle d-statistikkene gode verdier rett rundt 2. Det er kun 1 måneders perspektiv som beveger seg utenom tommelfingerregelen på 0,5, med en verdi av 1.449989.

I resultatene har EUR/NOK alle d-statistikk-verdier innenfor intervallet på 0,5, og flesteparten er tilnærmet 2. JPY/NOK og SEK/NOK viser liknende resultater som USD/NOK, hvor 1 måneder perspektiv er den eneste som befinner seg en noe utenfor $2 \pm 0,5$, med henholdsvis 1.424239 og 1.446933. Videre har CHF/NOK ingen av d-statistikk-resultater som er verdt å bekymre seg for.

Vi kan se at resultatene fra samtlige tester er meget gode, hvor et stort flertall befinner seg rett rundt 2. De eneste verdiene som beveger seg utenfor tommelfingerregelen på $2 \pm 0,5$

³⁷ Tabeller i Appendiks C 13.7 Heteroskedastisitet

³⁸ Tabeller i Appendiks C 13.6 Seriekorrelasjon

er USD/NOK, JPY/NOK og SEK/NOK på 1 måneds perspektiv. Det er derfor noe indikasjon for at det er positiv seriekorrelasjon i de utvidede regresjon ligningene, men ingenting som vi mener er alvorlig.

Da vi har mer enn én uavhengig variabler i den utvidede regresjonsligningen, vil vi utføre en VIF-test for å se om det eksisterer multikollinearitet mellom de uavhengige variablene.

USD

	VIF	1/VIF
DiffOsebxSP500	1.247	.802
Pvolatilitet	1.218	.821
Poljepris	1.091	.917
KPIDIFFUSNO	1.079	.927
RATEDIFFUSNO	1.014	.986
Mean VIF	1.13	.

Euro

	VIF	1/VIF
Poljepris	1.096	.913
DiffOsebxDax30	1.092	.915
KPIDIFFEUNO	1.011	.989
RATEDIFFEUNO	1.007	.993
Pvolatilitet	1.001	.999
Mean VIF	1.041	.

JPY

	VIF	1/VIF
DiffOsebxNikkei	1.022	.978
Pvolatilitet	1.012	.988
Poljepris	1.011	.989
KPIDIFFJapanNO	1.003	.997
RATEDIFFJAPANNO	1.003	.997
Mean VIF	1.01	.

SEK

	VIF	1/VIF
DiffOsebxOmx30	1.126	.888
Poljepris	1.119	.894
KPIDIFFSEKNO	1.043	.959
RATEDIFFSEKNO	1.027	.974
Pvolatilitet	1.001	.999
Mean VIF	1.063	.

CHF

	VIF	1/VIF
DiffOsebxSmi	1.129	.886
Poljepris	1.09	.918
Pvolatilitet	1.036	.965
RATEDIFFCHFNO	1.003	.997
KPIDIFFCHFNO	1.002	.998
Mean VIF	1.052	.

Som vi ser fra tabellene for 1 månedesperspektiv for samtlige land, er det ingen som viser noen tendens til multikollinearitet. Eksempelvis ville det være sterk multikollinearitet mellom variablene om verdien er 10 eller høyere. Om den er over 4 burde en se nærmere på problemet, men vi kan se at ingen er i nærheten av slike verdier. Dette gjelder også for de resterende tidsperspektivene³⁹, hvor den høyeste verdien er for Sveits 12 måneders perspektiv, der DiffOsebxsmi som er konjunktur har en VIF verdi på 3,29.

³⁹ Tabeller i Appendiks C 13.8 Multikollinearitet (VIF)

13.5 Utvidet regresjon – Stasjonæritet DF test

13.5.1 Oljepris

Oljepris – Stasjonæritet DF test Tabell 13-16

Oljepris	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{Poljepris}$	-14.436***	-14.416***	-14.439***
$\Delta S_{t.3m}^{Poljepris}$	-11.137***	-11.098***	-11.147***
$\Delta S_{t.6m}^{Poljepris}$	-10.220***	-10.116***	-10.264***
$\Delta S_{t.12m}^{Poljepris}$	-6.500***	-6.370***	-6.527***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

13.5.2 KPI-differanse/inflasjonsutvikling

USA - Stasjonæritet DF test Tabell 13-17

KPIDIFF USNO	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{kpidiffusno}$	-16.745***	-16.804***	-16.750***
$\Delta S_{t.3m}^{kpidiffusno}$	-11.077***	-11.170***	-10.665***
$\Delta S_{t.6m}^{kpidiffusno}$	-12.099***	-12.099***	-12.099***
$\Delta S_{t.12m}^{kpidiffusno}$	-4.344***	-4.218**	-3.625***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

EURO - Stasjonæritet DF test Tabell 13-18

KPIDIFF EUNO	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{kpidiffeuno}$	-19.091***	-19.466***	-19.031***
$\Delta S_{t.3m}^{kpidiffeuno}$	-9.891***	-11.808***	-9.919***
$\Delta S_{t.6m}^{kpidiffeuno}$	-9.844***	-9.860***	-8.179***
$\Delta S_{t.12m}^{kpidiffeuno}$	-4.728***	-4.615***	-3.461***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Japan - Stasjonæritet DF test Tabell 13-19

KPIDIFF JPNO	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{kpidiffjpno}$	-19.306***	-19.288***	-17.882***
$\Delta S_{t.3m}^{kpidiffjpno}$	-13.763***	-13.878***	-13.659***
$\Delta S_{t.6m}^{kpidiffjpno}$	-9.076***	-9.243***	-7.144***
$\Delta S_{t.12m}^{kpidiffjpno}$	-4.669***	-4.680***	-4.341***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sverige - Stasjonæritet DF test Tabell 13-20

KPIDIFF SVENO	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{kpidiffsveno}$	-17.578***	-17.818***	-17.536***
$\Delta S_{t.3m}^{kpidiffsveno}$	-10.678***	-11.565***	-10.454***
$\Delta S_{t.6m}^{kpidiffsveno}$	-9.251***	-10.704***	-8.884***
$\Delta S_{t.12m}^{kpidiffsveno}$	-3.100**	-3.619**	-3.157***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sveits - Stasjonæritet DF test Tabell 13-21

KPIDIFF CHFNO	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{kpidiffchfno}$	-20.992***	-21.538***	-20.024***
$\Delta S_{t.3m}^{kpidiffchfno}$	-12.572***	-13.292***	-12.238***
$\Delta S_{t.6m}^{kpidiffchfno}$	-8.404***	-8.951***	-7.759***
$\Delta S_{t.12m}^{kpidiffchfno}$	-4.171***	-4.047**	-3.770***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

13.5.3 Børsindekser

OSEBX/S&P 500 - Stasjonær DF test Tabell 13-22

OSEBX-S&P500			
	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{DiffOsebxSP500}$	-19.631***	-19.650***	-19.659***
$\Delta S_{t.3m}^{DiffOsebxSP500}$	-9.225***	-9.247***	-9.263***
$\Delta S_{t.6m}^{DiffOsebxSP500}$	-6.940***	-6.877***	-6.986***
$\Delta S_{t.12m}^{DiffOsebxSP500}$	-5.601***	-5.461***	-5.638***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

OSEBX/DAX 30 - Stasjonær DF test Tabell 13-23

OSEBX-DAX 30			
	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{DiffOsebxDax30}$	-20.547***	-20.547***	-20.567***
$\Delta S_{t.3m}^{DiffOsebxDax30}$	-11.764***	-11.772***	-11.793***
$\Delta S_{t.6m}^{DiffOsebxDax30}$	-8.601***	-8.612***	-8.648***
$\Delta S_{t.12m}^{DiffOsebxDax30}$	-4.690***	-4.553**	-4.703***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

OSEBX/NIKKEI - Stasjonær DF test Tabell 13-24

OSEBX-Nikkei			
	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{DiffOsebxNikkei}$	-19.359***	-19.430***	-19.094***
$\Delta S_{t.3m}^{DiffOsebxNikkei}$	-10.645***	-10.748***	-10.188***
$\Delta S_{t.6m}^{DiffOsebxNikkei}$	-8.801***	-9.032***	-8.107***
$\Delta S_{t.12m}^{DiffOsebxNikkei}$	-5.799***	-6.545***	-4.718***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

OSEBX/OMX30 - Stasjonæritet DF test Tabell 13-25

OSEBX-OMX 30	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{DiffOsebxOmx30}$	-19.841***	-19.926***	-19.869***
$\Delta S_{t.3m}^{DiffOsebxOmx30}$	-12.013***	-12.243***	-12.064***
$\Delta S_{t.6m}^{DiffOsebxOmx30}$	-8.753***	-9.032***	-8.826***
$\Delta S_{t.12m}^{DiffOsebxOmx30}$	-4.596***	-4.683***	-4.655***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

OSEBX//SMI - Stasjonæritet DF test Tabell 13-26

OSEBX-SMI	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{DiffOsebxSmi}$	-16.733***	-16.826***	-16.745***
$\Delta S_{t.3m}^{DiffOsebxSmi}$	-11.379***	-11.645***	-11.407***
$\Delta S_{t.6m}^{DiffOsebxSmi}$	-8.090***	-8.326***	-8.112***
$\Delta S_{t.12m}^{DiffOsebxSmi}$	-5.639***	-5.693***	-5.606***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

13.5.4 Usikkerhet

Usikkerhet - Stasjonæritet DF test Tabell 13-27

Usikkerhet	Intercept t - ADF	Intercept and trend t - ADF	Non t - ADF
$\Delta S_{t.1m}^{Pvolatilitet}$	-23.222***	-23.190***	-23.254***
$\Delta S_{t.3m}^{Pvolatilitet}$	-14.910***	-14.846***	-14.971***
$\Delta S_{t.6m}^{Pvolatilitet}$	-9.974***	-9.877***	-10.052***
$\Delta S_{t.12m}^{Pvolatilitet}$	-5.558***	-5.395***	-5.660***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

13.6 Utvidet regresjon – Seriekorrelasjon DW test

USA – Seriekorrelasjon – DW test Tabell 13-28

USD/NOK	
	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	1.449989
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	2.03798
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	1.960258
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	1.795289

EURO - Seriekorrelasjon – DW test Tabell 13-29

EUR/NOK	
	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	1.640553
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	2.029071
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	2.047317
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	1.972889

Japan - Seriekorrelasjon – DW test Tabell 13-30

JPY/NOK	
	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	1.424239
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	1.830894
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	1.720833
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	1.742388

Sverige - Seriekorrelasjon – DW test Tabell 13-31

SEK/NOK	
	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	1.446933
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	1.882003
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	2.072791
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	2.186704

CHF/NOK	Durbin-Watson d-statistic
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	1.772883
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	2.135244
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	1.939753
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	2.038488

13.7 Utvidet regresjon - Heteroskedasitet

USA - Heteroskedasitet Tabell 13-33

USD/NOK-Heteroskedasticity		
	chi2(1)	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	20.76	0.0000***
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	0.06	0.8015
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	4.15	0.0416**
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	0.37	0.5423

EURO - Heteroskedasitet Tabell 13-34

EUR/NOK-Heteroskedasticity		
	chi2(1)	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	7.80	0.0052***
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	1.60	0.2061
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	0.91	0.3400
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	0.38	0.5373

Japan - Heteroskedasitet Tabell 13-35

JPY/NOK-Heteroskedasticity		
	chi2(1)	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	46.66	0.0000***
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	6.24	0.0125**
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	7.19	0.0073***
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	3.72	0.0536*

Sverige - Heteroskedasitet Tabell 13-36

SEK/NOK-Heteroskedasticity		
	chi2(1)	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	7.27	0.0070***
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	0.04	0.8404
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	0.23	0.6306
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	0.18	0.6750

Sveits - Heteroskedasitet Tabell 13-37

CHF/NOK-Heteroskedasticity		
	chi2(1)	Prob > chi2
$\Delta S_{t.1m}^{Utvidet Reg}$	49.14	0.0000***
$\Delta S_{t.3m}^{Utvidet Reg}$	4.82	0.0281**
$\Delta S_{t.6m}^{Utvidet Reg}$	0.02	0.8930
$\Delta S_{t.12m}^{Utvidet Reg}$	0.08	0.7707

13.8 Utvidet regresjon - Multikollinearitet - VIF test

USA – Multikollinearitet 3 mnd Tabell 13-38

	VIF	1/VIF
DiffOsebxSP500	1.265	.79
Pvolatilitet	1.131	.884
Poljepris	1.093	.915
KPIDIFFUSNO	1.093	.915
RATEDIFFUSNO	1.063	.941
Mean VIF	1.129	.

USA – Multikollinearitet 6 mnd Tabell 13-39

	VIF	1/VIF
DiffOsebxSP500	1.566	.639
Poljepris	1.248	.802
Pvolatilitet	1.247	.802
RATEDIFFUSNO	1.213	.824
KPIDIFFUSNO	1.135	.881
Mean VIF	1.282	.

USA – Multikollinearitet 12 mnd Tabell 13-40

	VIF	1/VIF
RATEDIFFUSNO	1.82	.549
DiffOsebxSP500	1.735	.576
Pvolatilitet	1.604	.623
Poljepris	1.359	.736
KPIDIFFUSNO	1.308	.765
Mean VIF	1.565	.

Euro – Multikollinearitet 3 mnd Tabell 13-41

	VIF	1/VIF
Poljepris	1.25	.8
DiffOsebxDax30	1.22	.82
KPIDIFFEUNO	1.052	.95
RATEDIFFEUNO	1.033	.968
Pvolatilitet	1.021	.979
Mean VIF	1.115	.

Euro – Multikollinearitet 6 mnd Tabell 13-42

	VIF	1/VIF
DiffOsebxDax30	1.541	.649
Poljepris	1.529	.654
Pvolatilitet	1.064	.94
RATEDIFFEUNO	1.034	.967
KPIDIFFEUNO	1.03	.971
Mean VIF	1.24	.

Euro – Multikollinearitet 12 mnd Tabell 13-43

	VIF	1/VIF
DiffOsebxDax30	1.753	.57
Poljepris	1.577	.634
RATEDIFFEUNO	1.323	.756
KPIDIFFEUNO	1.233	.811
Pvolatilitet	1.162	.861
Mean VIF	1.41	.

Japan – Multikollinearitet 3 mnd Tabell 13-44

	VIF	1/VIF
Pvolatilitet	1.046	.956
DiffOsebxNikkei	1.042	.959
Poljepris	1.016	.984
RATEDIFFJAPANNO	1.015	.985
KPIDIFFJapanNO	1.005	.995
Mean VIF	1.025	.

Japan – Multikollinearitet 6 mnd Tabell 13-45

	VIF	1/VIF
Pvolatilitet	1.13	.885
DiffOsebxNikkei	1.128	.886
Poljepris	1.104	.906
KPIDIFFJapanNO	1.064	.94
RATEDIFFJAPANNO	1.033	.968
Mean VIF	1.092	.

Japan – Multikollinearitet 12 mnd Tabell 13-46

	VIF	1/VIF
Poljepris	1.152	.868
KPIDIFFJapanNO	1.107	.904
DiffOsebxNikkei	1.085	.922
Pvolatilitet	1.06	.944
RATEDIFFJAPANNO	1.053	.949
Mean VIF	1.091	.

SEK – Multikollinearitet 3 mnd Tabell 13-47

	VIF	1/VIF
Poljepris	1.293	.773
DiffOsebxOmx30	1.293	.773
KPIDIFFSEKNO	1.065	.939
RATEDIFFSEKNO	1.057	.946
Pvolatilitet	1.011	.989
Mean VIF	1.144	.

SEK – Multikollinearitet 6 mnd Tabell 13-48

	VIF	1/VIF
DiffOsebxOmx30	1.709	.585
Poljepris	1.592	.628
KPIDIFFSEKNO	1.129	.886
Pvolatilitet	1.062	.941
RATEDIFFSEKNO	1.029	.972
Mean VIF	1.304	.

SEK – Multikollinearitet 12 mnd Tabell 13-49

	VIF	1/VIF
DiffOsebxOmx30	1.362	.734
Poljepris	1.275	.784
KPIDIFFSEKNO	1.26	.794
Pvolatilitet	1.182	.846
RATEDIFFSEKNO	1.066	.938
Mean VIF	1.229	.

CHF – Multikollinearitet 3 mnd Tabell 13-50

	VIF	1/VIF
DiffOsebxSmi	1.28	.781
Poljepris	1.232	.812
RATEDIFFCHFNO	1.041	.961
Pvolatilitet	1.034	.967
KPIDIFFCHFNO	1.013	.987
Mean VIF	1.12	.

CHF – Multikollinaritet 6 mnd Tabell 13-51

	VIF	1/VIF
DiffOsebxSmi	2.395	.418
Poljepris	2.066	.484
RATEDIFFCHFNO	1.164	.859
Pvolatilitet	1.131	.884
KPIDIFFCHFNO	1.029	.971
Mean VIF	1.557	.

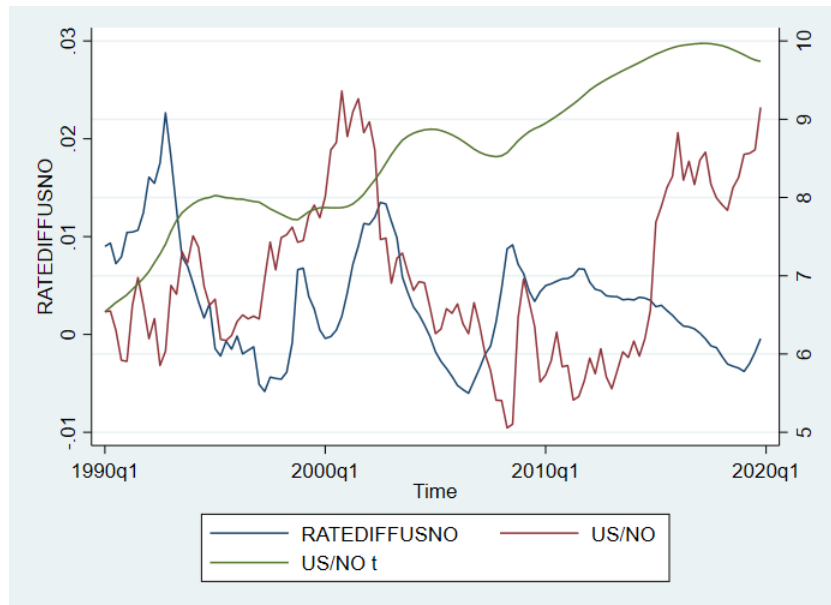
CHF – Multikollinaritet 12 mnd Tabell 13-52

	VIF	1/VIF
DiffOsebxSmi	3.291	.304
Poljepris	2.235	.447
RATEDIFFCHFNO	1.911	.523
Pvolatilitet	1.081	.925
KPIDIFFCHFNO	1.051	.952
Mean VIF	1.914	.

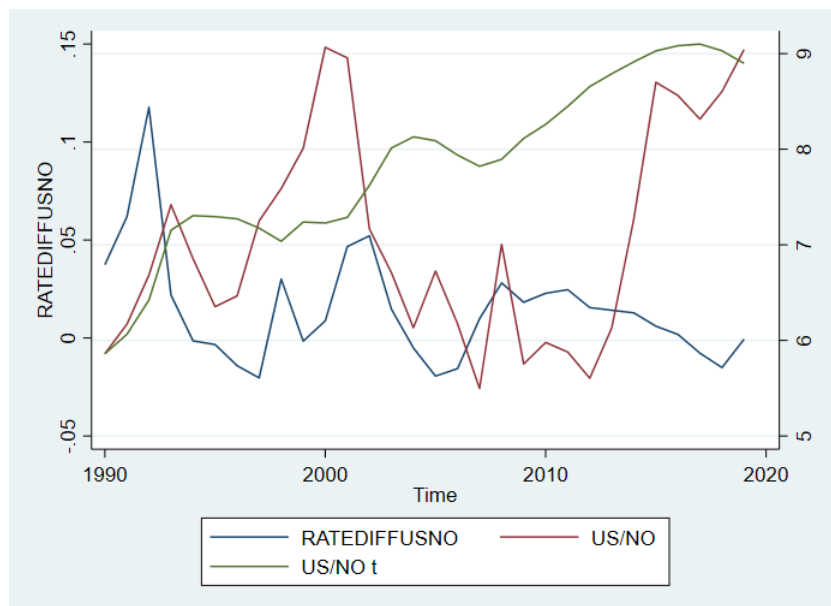
14.0 Appendiks D - Tillegg

14.1 Teoretisk, reell valutakurs og rentedifferanse

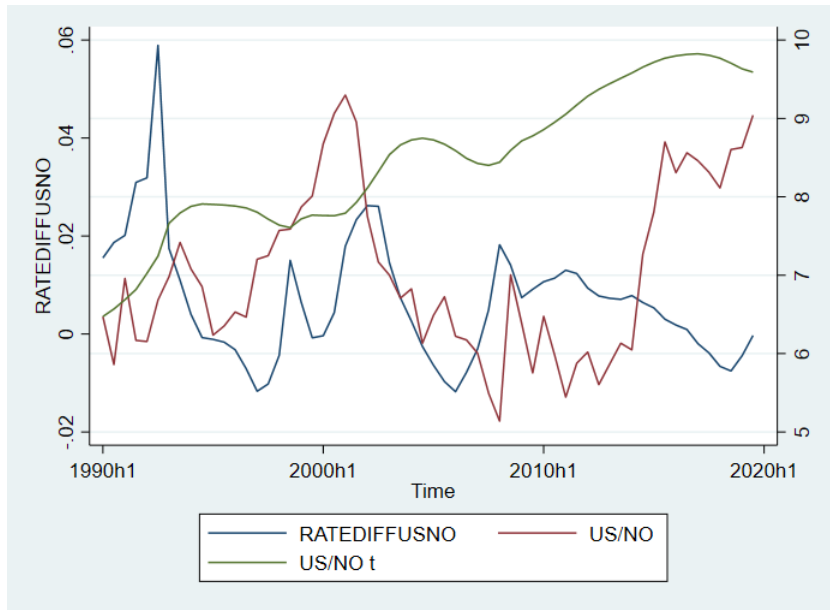
Her er grafer for 3, 6 og 12 måneder knyttet til teoretisk, reell valutakurs og rentedifferanse.



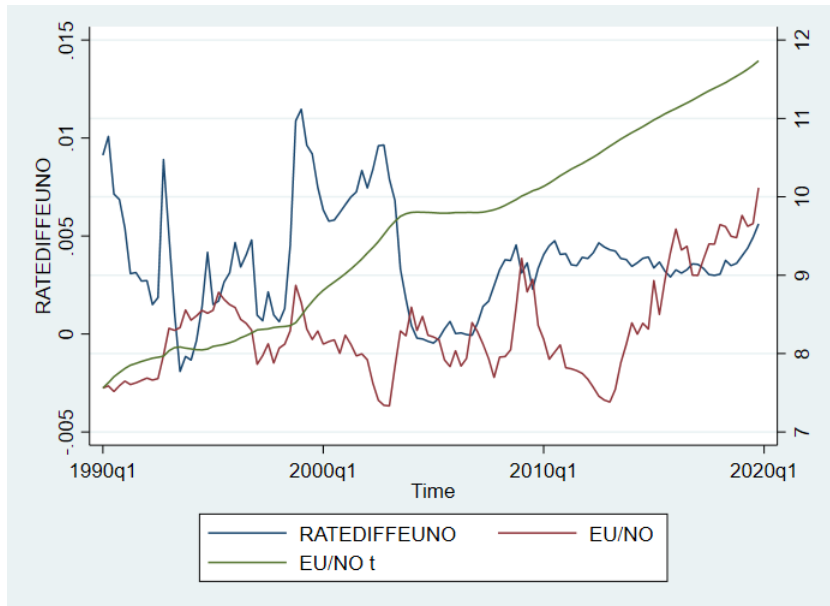
Figur 7 – USA 3mnd



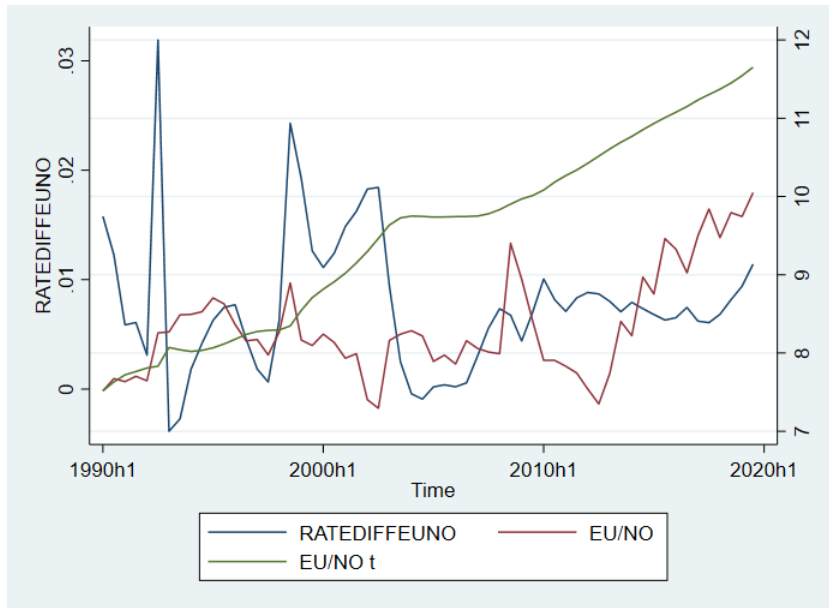
Figur 8 - USA 6mnd



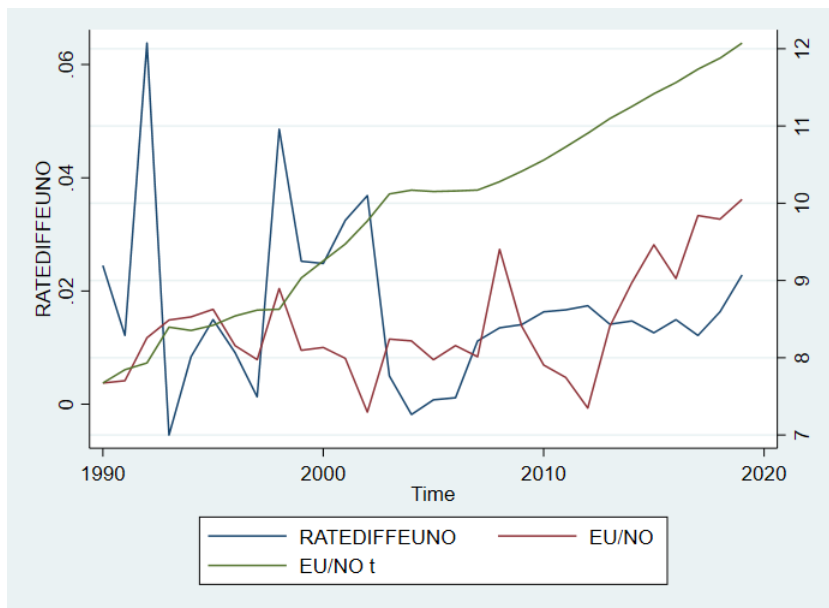
Figur 9 - USA 12mnd



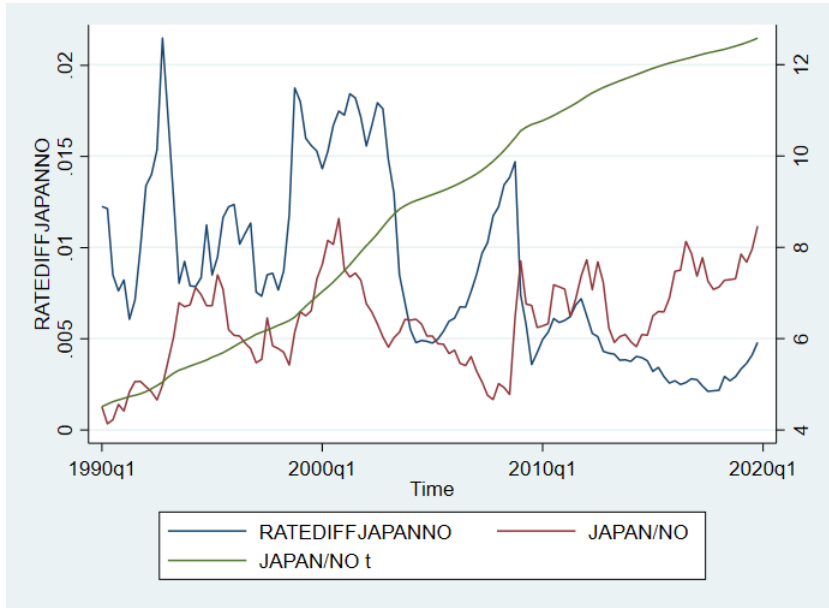
Figur 10 - Euro 3mnd



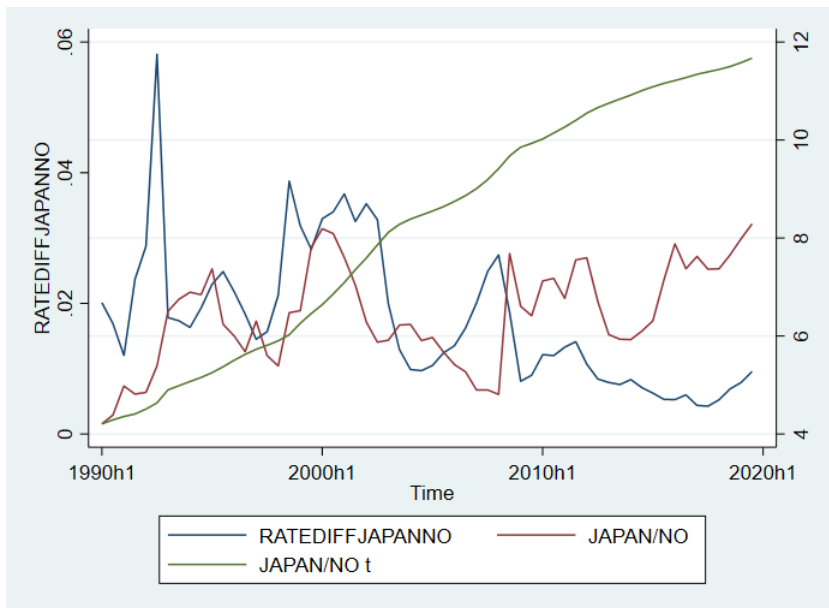
Figur 11 - Euro 6 mnd



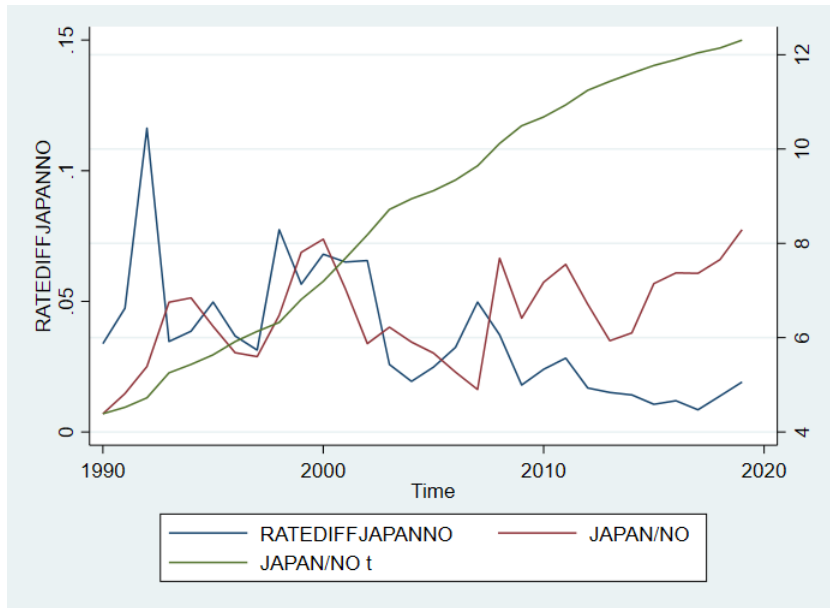
Figur 12 - Euro 12mnd



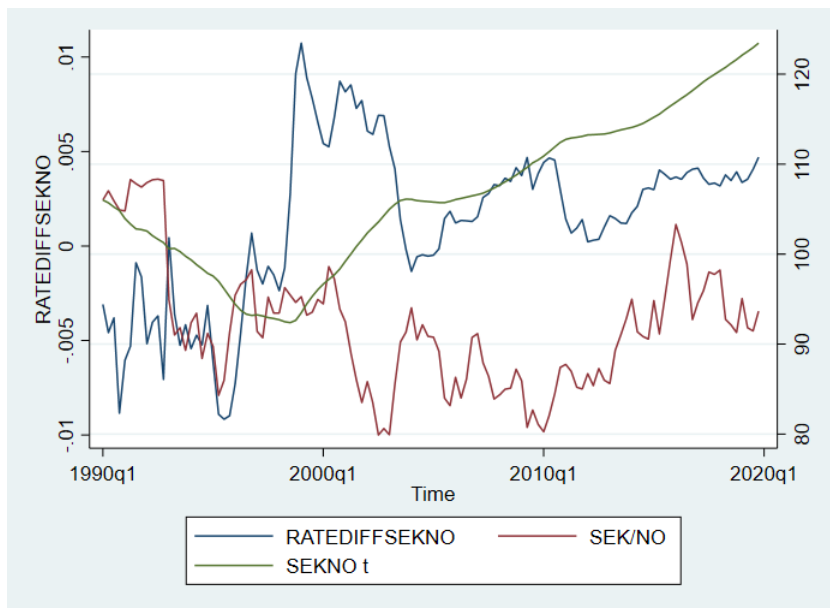
Figur 13- JPY 3mnd



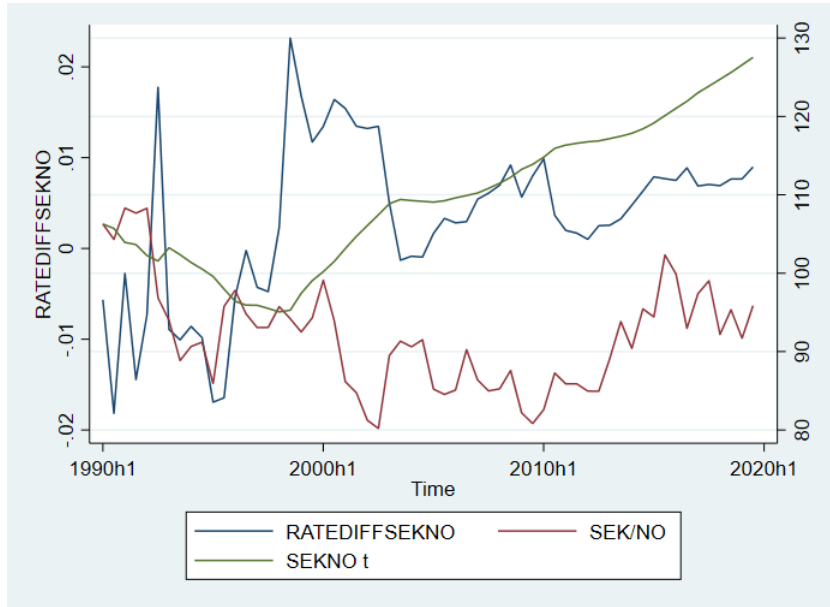
Figur 14 - JPY 6mnd



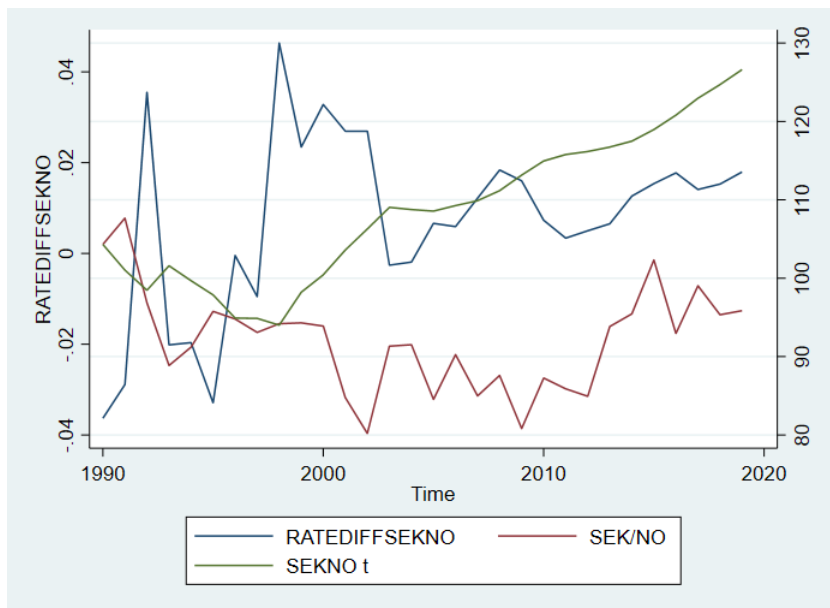
Figur 15 - JPY 12mnd



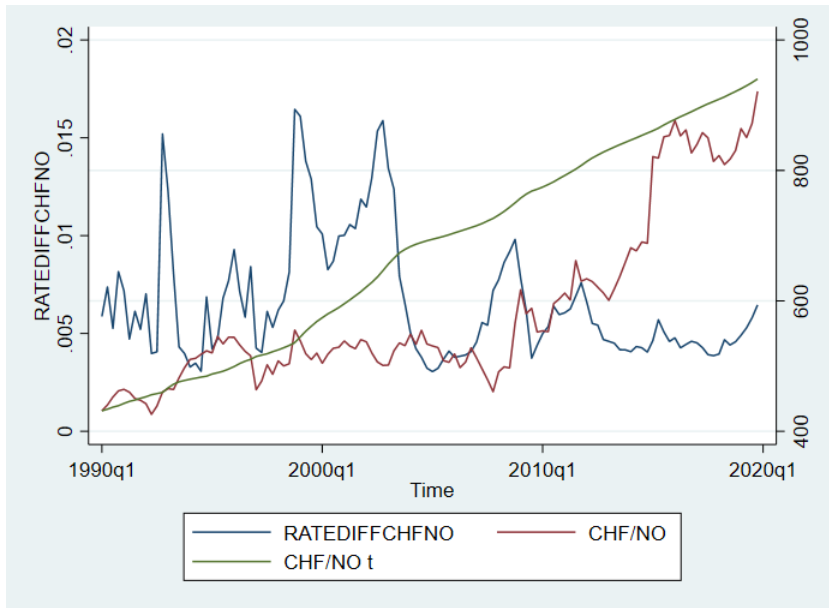
Figur 16 - SEK 3mnd



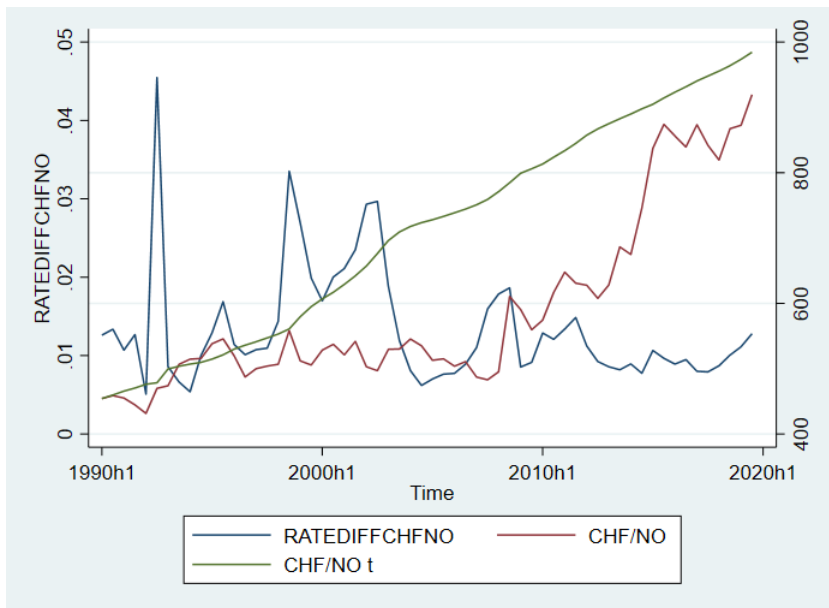
Figur 17 - SEK 6mnd



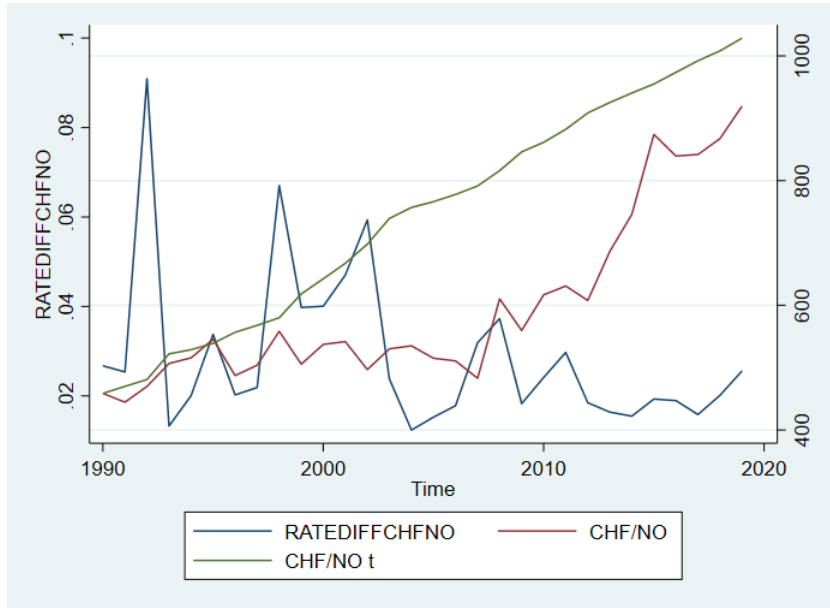
Figur 18 - SEK 12mnd



Figur 19 - CHF 3mnd



Figur 20 - CHF 6mnd



Figur 21 - CHF 12mnd

14.2 Grunnregresjoner - OLS

USA – Grunnregresjon Tabell 14-1

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTUSNO	SPOTUSNO	SPOTUSNO	SPOTUSNO
RATEDIFFUSNO	0.364	0.288	0.097	-0.066
	(0.666)	(0.873)	(0.853)	(0.717)
_cons	0.000	0.002	0.005	0.016
	(0.002)	(0.006)	(0.012)	(0.023)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.001	0.001	0.000	0.000

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Euro - Grunnregresjon Tabell 14-2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTEUNO	SPOTEUNO	SPOTEUNO	SPOTEUNO
RATEDIFFEUNOK	0.419	-0.385	-0.557	-0.429
	(0.758)	(0.916)	(0.932)	(0.901)
_cons	0.000	0.004	0.009	0.016
	(0.001)	(0.004)	(0.009)	(0.020)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.001	0.002	0.006	0.008

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Japan – Grunnregresjon Tabell 14-3

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTJAPAN NO	SPOTJAPAN NO	SPOTJAPAN NO	SPOTJAPAN NO
RATEDIFFJAPANNO	1.473	1.162	1.440	1.084
	(0.939)	(1.218)	(1.197)	(1.053)
_cons	-0.003	-0.005	-0.014	-0.018
	(0.003)	(0.012)	(0.025)	(0.046)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.007	0.008	0.025	0.038

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sverige - Grunnregresjon Tabell 14-4

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTSEKN O	SPOTSEK NO	SPOTSEK NO	SPOTSEK NO
RATEDIFFSEKNO	-0.515 (0.559)	-0.129 (0.676)	-0.376 (0.670)	-0.207 (0.600)
_cons	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.006)	-0.002 (0.013)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.002	0.000	0.006	0.004

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sveits - Grunnregresjon Tabell 14-5

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTCHFNO O	SPOTCHFNO O	SPOTCHFNO O	SPOTCHFNO O
RATEDIFFCHFNO	-0.333 (0.874)	-0.883 (1.093)	-0.778 (0.906)	-0.593 (0.848)
_cons	0.003 (0.002)	0.012 (0.008)	0.022 (0.014)	0.041 (0.029)
Obs.	359	119	59	29
R-squared	0.000	0.006	0.013	0.018

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

14.3 Utvidet regresjon - OLS

USA - Utvidet regresjonsmodell Tabell 14-6

	(1) SPOTUSNO	(2) SPOTUSNO	(3) SPOTUSNO	(4) SPOTUSNO
RATEDIFFUSNO	0.243 (0.662)	0.086 (0.886)	0.122 (0.873)	-0.131 (1.011)
Poljepris	-0.042*** (0.015)	-0.025 (0.028)	0.097** (0.038)	0.105 (0.065)
DiffOsebxSP500	-0.013 (0.030)	-0.036 (0.070)	-0.118 (0.106)	-0.167 (0.145)
KPIDIFFUSNO	0.004 (0.003)	0.026** (0.011)	-0.049* (0.028)	-0.017 (0.062)
Pvolatilitet	0.008 (0.008)	0.014 (0.021)	0.058 (0.042)	0.032 (0.079)
_cons	0.001 (0.002)	0.006 (0.006)	0.007 (0.012)	0.019 (0.027)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.043	0.091	0.196	0.127

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

EURO - Utvidet regresjonsmodell Tabell 14-7

	(1) SPOTEUNO	(2) SPOTEUNO	(3) SPOTEUNO	(4) SPOTEUNO
RATEDIFFEUNO	0.495 (0.753)	-0.507 (0.981)	-0.616 (0.982)	-0.884 (1.087)
Poljepris	-0.006 (0.008)	0.002 (0.015)	0.030 (0.026)	0.063 (0.045)
DiffOsebxDax30	-0.055*** (0.016)	-0.051 (0.038)	-0.019 (0.066)	-0.077 (0.116)
KPIDIFFEUNO	0.000 (0.001)	0.001 (0.005)	0.003 (0.020)	0.040 (0.046)
Pvolatilitet	0.007* (0.004)	0.009 (0.011)	-0.016 (0.023)	0.011 (0.043)
_cons	0.000 (0.001)	0.005 (0.004)	0.009 (0.010)	0.032 (0.027)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.053	0.029	0.053	0.121

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Japan - Utvidet regresjonsmodell Tabell 14-8

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO	SPOTJAPANNO
RATEDIFFJAPANNO	1.406	1.089	1.513	0.806
	(0.924)	(1.232)	(1.205)	(1.130)
Poljepris	-0.026	-0.012	0.097**	0.004
	(0.018)	(0.033)	(0.046)	(0.074)
DiffOsebxNikkei	-0.045*	-0.108	-0.027	0.117
	(0.026)	(0.067)	(0.087)	(0.145)
KPIDIFFJapanNO	0.000	0.003	-0.049	0.081
	(0.003)	(0.011)	(0.035)	(0.068)
Pvolatilitet	0.028***	0.016	0.008	0.049
	(0.009)	(0.025)	(0.051)	(0.080)
_cons	-0.002	-0.001	-0.007	-0.034
	(0.003)	(0.012)	(0.025)	(0.050)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.057	0.042	0.127	0.135

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sverige - Utvidet regresjonsmodell Tabell 14-9

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTSEKNO	SPOTSEKNO	SPOTSEKNO	SPOTSEKNO
RATEDIFFSEKNO	-0.280	-0.171	-0.393	-0.010
	(0.571)	(0.712)	(0.683)	(0.682)
Poljepris	-0.002	0.013	0.057**	0.055
	(0.010)	(0.018)	(0.026)	(0.035)
DiffOsebxOmx30	-0.038**	-0.075*	-0.086	0.063
	(0.018)	(0.044)	(0.065)	(0.094)
KPIDIFFSEKNO	-0.003*	0.003	-0.008	0.021
	(0.002)	(0.006)	(0.017)	(0.032)
Pvolatilitet	0.001	-0.004	0.011	0.017
	(0.004)	(0.012)	(0.023)	(0.038)
_cons	-0.000	-0.001	-0.001	-0.006
	(0.001)	(0.003)	(0.007)	(0.013)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.025	0.028	0.096	0.173

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sveits - Utvidet regresjonsmodell Tabell 14-10

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SPOTCHFNO	SPOTCHFNO	SPOTCHFNO	SPOTCHFNO
RATEDIFFCHFNO	-0.475 (0.851)	-1.338 (1.120)	-0.628 (1.008)	-0.922 (1.127)
Poljepris	-0.016 (0.011)	0.012 (0.021)	0.006 (0.035)	0.067 (0.056)
DiffOsebxSmi	-0.060*** (0.021)	-0.095** (0.047)	0.045 (0.083)	-0.025 (0.133)
KPIDIFFCHFNO	0.001 (0.002)	0.002 (0.007)	0.017 (0.023)	0.086* (0.044)
Pvolatilitet	0.016*** (0.005)	0.007 (0.015)	0.004 (0.028)	0.032 (0.044)
_cons	0.003 (0.002)	0.015* (0.008)	0.018 (0.015)	0.038 (0.037)
Obs.	357	117	58	28
R-squared	0.073	0.047	0.041	0.247

Standard errors are in parenthesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$