

NHH



Valutakursmodellering av råvarevaluater: den norske kronen og den canadiske dollaren

Trond Kvam

Veileder: Jan Tore Klovland

Masterutredning i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

Denne masterutredningen studerer forklaringsfaktorene bak råvarevalutaer, nærmere bestemt den norske kronen og den canadiske dollaren. Dette gjøres ved å konstruere økonometriske modeller for representative valutakursindekser for begge valutaene ved hjelp av et utvalg av sentrale forklaringsvariabler. Forklaringsvariablene inkluderer flere finansielle- og makroøkonomiske variabler som kan tenkes å påvirke valutakursene, deriblant en variabel som representerer gassprisen, en variabel som har fått liten oppmerksomhet i tidligere studier. Utredningen bidrar til kunnskap om informasjonsinnholdet i valutakursendringene gjennom tallfesting av en kort- og langtidssammenheng for begge valutaene. Resultatene bekrefter i stor grad den rådende generelle oppfatningen om at råvarevalutaer drives av felles faktorer, men fremhever i tillegg flere interessante funn og sammenhenger, som belyser at en analyse av råvarevalutaer utelukkende basert på endringer i råvarevariabler er utilstrekkelig.

Forord

Denne masterutredningen utgjør det avsluttede leddet av min mastergrad i økonomi og administrasjon, med spesialisering i finansiell økonomi, ved Norges Handelshøyskole (NHH).

Valget av tema kommer av min store interesse for valutamarkedet. En interesse som vokste etter masterkurset *Internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet* og som har styrket seg gjennom hele denne prosessen. Ideen bak studien oppstod etter en diskusjon med min veileder, professor Jan Tore Klovland, der vi fant ut at det ville være interessant å sammenlikne forklaringsfaktorene bak råvarevaluter. Dette for å undersøke i hvilken grad den generelle oppfatningen og uttalelsene om råvarevalutaer blant markedsaktører har empirisk belegg. I tillegg ville jeg undersøke hvilke effekter på kronekursen som isolert sett kunne tilskrives gassprisen. Denne variabelen har ikke blitt inkludert i tidligere studier så vidt meg bekjent, og potensiell empirisk støtte for denne variabelen vil være av høy interesse.

Avslutningsvis ønsker jeg å rette en stor takk til min veileder, professor Jan Tore Klovland ved Institutt for samfunnsøkonomi, for konstruktive tilbakemeldinger og presise og verdifulle innspill. I tillegg vil jeg takke alle dere som har korrekturlest og bidratt med nyttige kommentarer og gunstige råd til forbedringer av oppgaven.

Bergen, desember 2017

Trond Kvam

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	2
FORORD	3
INNHOLDSFORTEGNELSE	4
FIGURER	6
TABELLER	7
AKRONYMER	8
1. INNLEDNING	10
2. VALUTAMARKEDET OG RÅVAREVALUTAER	13
2.1 GENERELT OM VALUTAMARKEDET	14
2.2 AKTØRENE I VALUTAMARKEDET	14
2.3 EUROVALUTAMARKEDET	15
2.4 RÅVAREVALUTAER	16
3. TEORI	19
3.1 RENTEPARITET	19
3.1.1 <i>Dekket renteparitet</i>	19
3.1.2 <i>Udekket renteparitet</i>	21
3.2 KJØPEKRAFTSPARITET	23
3.2.1 <i>Absolutt kjøpekraftsparitet</i>	23
3.2.2 <i>Relativ kjøpekraftsparitet</i>	24
3.3 FUNDAMENTALE VALUTAKURSMODELLER	25
3.3.1 <i>Monetær valutakursmodell</i>	25
3.3.1.1 Overshooting	27
3.3.2 <i>News</i>	28
4. DATA OG METODE	30
4.1 DATASETT OG VARIABLER	30
4.1.1 <i>Norge</i>	31
4.1.2 <i>Canada</i>	42
4.1.3 <i>Transformering av data</i>	53
4.2 ØKONOMETRISK METODE	54
4.3 TIDSSERIEEGENSKAPER	55
4.3.1 <i>Stasjonaritet</i>	55
4.3.1.1 Dickey-Fuller-test	56
4.3.2 <i>Autokorrelasjon og heteroskedastisitet</i>	58
4.3.3 <i>Kointegrasjon</i>	58
4.3.3.1 Johansen-test	59
5. EMPIRISK ANALYSE	62
5.1 STASJONARITET	62
5.2 KOINTEGRASJON	65
5.2.1 <i>Norge</i>	66
5.2.2 <i>Canada</i>	68
5.3 VEKTOR FEILJUSTERINGSMODELL	69
5.3.1 <i>Vektor feiljusteringsmodell for KKI</i>	70
5.3.1.1 Langtidssammenhengen	70
5.3.1.2 Effektene fra langtidssammenhengen	71
5.3.1.3 Korttidsmodellen for KKI	74
5.3.1.4 Effektene i korttidsmodellen for KKI	77

5.3.2	<i>Vektor feiljusteringsmodell for CERI</i>	80
5.3.2.1	Langtidssammenhengen	80
5.3.3.2	Effektene fra langtidssammenhengen	81
5.3.3.3	Korttidsmodellen for CERI	83
5.3.3.4	Effektene i korttidsmodellen for CERI	85
5.4	OPPSUMMERING AV RESULTATENE	87
6.	OUT-OF-SAMPLE-ESTIMERING	89
6.1	NORGE	90
6.2	CANADA	91
7.	KONKLUSJONER	92
8.	KILDEHENVISNING	94
8.1	LITTERATURLISTE	94
8.2	DATAKILDER	99

Figurer

FIGUR 1 – TILBUD OG ETTERSPOERSEL ETTER VALUTA	13
FIGUR 2 – VALUTAOMSETNING	14
FIGUR 3 – UTVIKLING I RÅVAREVALUTAER MOT USD	17
FIGUR 4 – UTVIKLING I RÅVAREVALUTAER MOT EUR	17
FIGUR 5 – PROSENTVIS ENDRING I CADNOK FRA STARTTIDSPUNKT OG UTVIKLING I CADNOK	18
FIGUR 6 – RENTEPARITETSLINJEN	20
FIGUR 7 – UTVIKLINGEN I KKI	31
FIGUR 8 – UTVIKLINGEN I RENTEDIFFERANSEN MOT KKI	33
FIGUR 9 – UTVIKLINGEN I PRISDIFFERANSEN MOT KKI	34
FIGUR 10 – UTVIKLINGEN I OLJEPRISEN MOT KKI	35
FIGUR 11 – UTVIKLINGEN I GASSPRISEN MOT KKI	36
FIGUR 12 – UTVIKLINGEN I GASSPRISEN MOT OLJEPRISEN	37
FIGUR 13 – UTVIKLINGEN I GRI MOT KKI	38
FIGUR 14 – UTVIKLINGEN I INDUSTRIPRODUKSJON MOT BNP	39
FIGUR 15 – UTVIKLINGEN I INDUSTRIPRODUKSJON MOT KKI	40
FIGUR 16 – UTVIKLINGEN I OSEBX MOT KKI	41
FIGUR 17 – UTVIKLINGEN I S&P 500 INDEX MOT KKI	42
FIGUR 18 – UTVIKLINGEN I CERI	43
FIGUR 19 – UTVIKLINGEN I 3-MÅNEDERS CDOR MOT 3-MÅNEDERS LIBOR FOR CANADA	44
FIGUR 20 – UTVIKLINGEN I RENTEDIFFERANSEN MOT CERI	45
FIGUR 21 – UTVIKLINGEN I PRISDIFFERANSEN MOT CERI	46
FIGUR 22 – UTVIKLINGEN I OLJEPRISEN MOT CERI	47
FIGUR 23 – UTVIKLINGEN I GASSPRISEN MOT CERI	48
FIGUR 24 – UTVIKLINGEN I INDEKSEN FOR METALLER OG MINERALER MOT CERI	49
FIGUR 25 – UTVIKLINGEN I GRI MOT CERI	50
FIGUR 26 – UTVIKLINGEN I MÅNEDLIG BNP-INDEKS MOT FAKTISK BNP	51
FIGUR 27 – UTVIKLINGEN I MÅNEDLIG BNP-INDEKS MOT CERI	51
FIGUR 28 – UTVIKLINGEN I S&P/TSX COMPOSITE INDEX MOT CERI	52
FIGUR 29 – UTVIKLINGEN I S&P 500 INDEX MOT CERI	53
FIGUR 30 – VIRKELIG VERDI AV KKI MOT SIMULERT VERDI AV KKI	76
FIGUR 31 – VIRKELIG ENDRING I KKI MOT SIMULERT ENDRING I KKI	77
FIGUR 32 – VIRKELIG VERDI AV CERI MOT SIMULERT VERDI AV CERI	84
FIGUR 33 – VIRKELIG ENDRING I CERI MOT SIMULERT ENDRING I CERI	84
FIGUR 34 – VIRKELIG ENDRING I KKI MOT SIMULERT ENDRING I KKI OUT-OF-SAMPLE	90
FIGUR 35 – VIRKELIG ENDRING I CERI MOT SIMULERT ENDRING I CERI OUT-OF-SAMPLE	91

Tabeller

TABELL 1 – DF-GLS-TEST FOR NORGE, VARIABLER PÅ NIVÅFORM	63
TABELL 2 – DF-GLS-TEST FOR CANADA, VARIABLER PÅ NIVÅFORM	63
TABELL 3 – DF-GLS-TEST FOR NORGE, VARIABLER PÅ DIFFERENSIERT FORM	64
TABELL 4 – DF-GLS-TEST FOR CANADA, VARIABLER PÅ DIFFERENSIERT FORM	64
TABELL 5 – TRACE-TEST FOR NORGE	66
TABELL 6 – TRACE-TEST FOR CANADA	68
TABELL 7 – KORT- OG LANGTIDSEFFEKTER PÅ KKI	87
TABELL 8 – KORT- OG LANGTIDSEFFEKTER PÅ CERI	87

Akronymer

ACT – The Association of Corporate Treasurers

ADF – Augmented Dickey-Fuller

AR – Autoregressive

AUD – Australske dollar

BNP – Bruttonasjonalprodukt

CEER – Canadian Effective Exchange Rate index

CERI – Canadian-Dollar Effective Exchange Rate index

CIP – Dekket renteparitet

CAD – Canadiske dollar

CDOR – Canadian Dollar Offered Rate

DF-GLS – Dickey-Fuller-generalized least squares

ERS – Elliot, Rothenberg og Stock

EUR – Euro

EURIBOR – Euro Interbank Offered Rate

GBP – Britiske pund

GRI – Global risikoindeks

HKPI – Harmonisert konsumprisindeks

I(d) – Integrert av orden d

JPY – Japanske yen

KKI – Konkurranssekursindeksen

KPI – Konsumprisindeks

LIBOR – London Interbank Offered Rate

LM – Lagrange-multiplier

LNG – Liquefied natural gas

MAIC – Modified Akaike Information Criterion

NASDAQ – National Association of Securities Dealers Automated Quotations

NIBOR – Norwegian Interbank Offered Rate

NOK – Norske kroner

NYSE – New York Stock Exchange

NZD – New Zealand dollar

OLS – Ordinary least square

OSEBX – Oslo Børs Hovedindeks

PPP – Kjøpekraftsparitet

RESET – Regression Equation Specification Error Test

S&P500 – The Standard & Poor's 500 Index

SPU – Statens pensjonsfond utland

TSX – S&P/TSX Composite Index

UIP – Udekket renteparitet

USD – Amerikanske dollar

VAR – Vector autoregression

VECM – Vector error correction model

WTI – West Texas Intermediate

1. Innledning

Verdens største finansielle marked, valutamarkedet, blir daglig fulgt nøye av markedsaktører verden over. Markedets enorme potensielle innvirkning på nasjoner, bedrifter og individers økonomi gjør at kunnskap og informasjon om markedet er svært verdifullt. Følgelig har utallige empiriske studier og artikler forsøkt å identifisere sentrale drivere bak valutakursene samt konstruert flere modeller i håp om å predikere fremtidens kurser. Allikevel står Meese og Rogoff (1983) sin banebrytende studie fortsatt sterkt i litteraturen der en enkel modell av typen *random walk* kom bedre ut enn strukturelle modeller basert på makroøkonomiske variabler, målt etter prediksjonsevne. Senere forskning har demonstrert at selve forklaringskraften til strukturelle modeller har bedret seg, noe som har gitt en bedre innsikt i hva som har drevet valutakursene historisk.

Til tross for utfordringer knyttet til valutakurspredikeringer har empirien fortsatt gitt verdifull innsikt i informasjonsinnholdet og forklaringsfaktorer bak valutakurser. Tidligere empiriske studier av den norske kronen har belyst viktige drivere bak utviklingen til kronekursen historisk. Studiene har fremhevet mange av de samme forklaringsfaktorene og bidratt til større innsikt i bakgrunnen for kursbevegelsene. I tillegg har kronekursen ofte blitt inkludert i internasjonale studier av såkalte *oil currencies*, der effekten av oljeprisen har blitt sammenliknet mot et utvalg av antatt oljesensitive valutaer.

Inspirert av uttalelser fra markedsaktører samt markedets generelle oppfatning ønskes det her å finne ut om det er belegg for å kunne forsvare at råvaresensitive valutaer beveger seg i samme retning. Nærmere bestemt vil det undersøkes om forklaringsfaktorene bak kursutviklingen til den norske kronen og den canadiske dollaren harmoniserer. Som følge av de to økonomienes enorme forekomster av olje og gass virker det ikke helt urimelig ut i fra teori og økonomisk intuisjon at deres valutakurser påvirkes av de samme sjokkene grunnet deres betydelige råvareeksport. Det er derfor ønskelig å få en større innsikt bak driverne til kursene da faktorenes relative betydning er avgjørende for *hvor* mye og i *hvilken* grad kursene responderer og samvarierer til ulike makroøkonomiske og finansielle sjokk.

Olje- og gassandelen av Norge og Canadas eksport er betydelig og er en av hovedgrunnene til at oljerelaterte nyheter og deres valutakurser ofte anses for å være korrelert. Likevel er fokuset som oftest rettet mot olje og oljens effekt på kursendringene til tross for at naturgassen utgjør en solid andel av deres eksport. Dette kommer spesielt godt frem i nyhetsbildet i Norge der gassen blir viet liten oppmerksomhet sammenliknet mot oljen. Derfor vil det her forsøkes å kvantifisere en egen effekt fra naturgassen på valutakursene gjennom å inkludere gasspriser som en del av potensielle forklaringsvariabler for kursene.

Basert på utfordringene i det å lage gode prognoser for valutakurser fokuserer denne studien på å gi innsikt i hva som har drevet kursene historisk. Dette kan gi verdifull innsikt i informasjonsinnholdet i valutakursene samtidig som det vil gi et godt grunnlag for å kunne besvare forskningsspørsmålene fremlagt i denne studien. Det vil utarbeides en økonometrisk modell for både den norske kronen og den canadiske dollaren. Dette for å fremskaffe best mulig informasjon til analysen, noe som vil gi et bredere grunnlag for studiens avsluttende konklusjon.

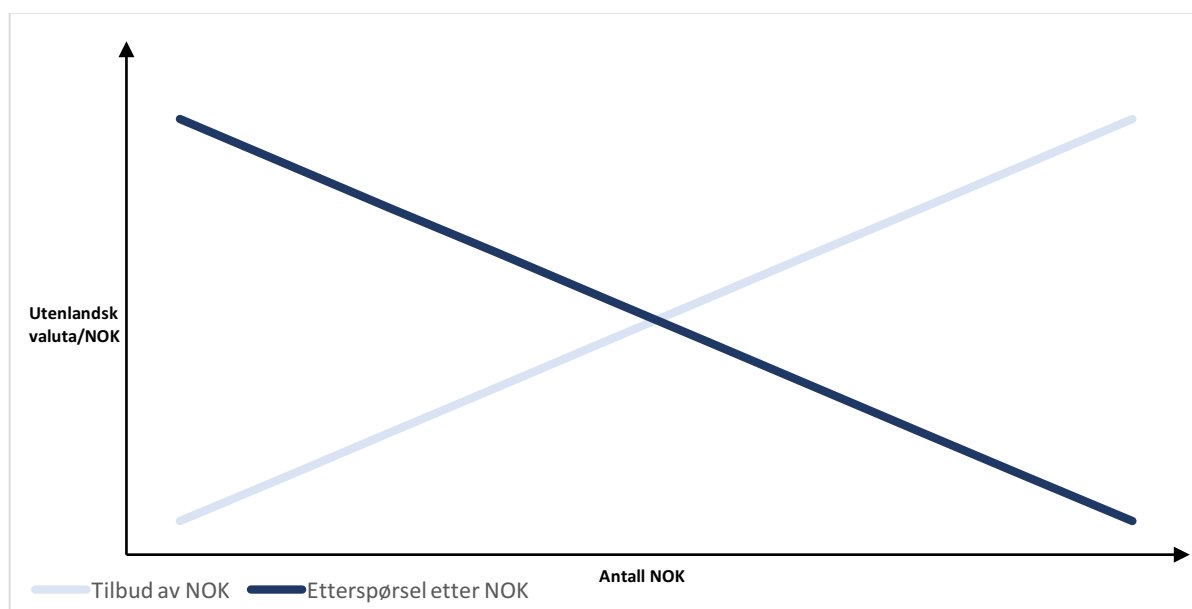
Studien fokuserer først og fremst på Norge og den norske kronen. Den canadiske dollaren er ment som sammenlikningsgrunnlag og derav er det hovedsakelig resultatene for den norske kronen som sammenliknes mot andre studier. Analysen av resultatene for den canadiske dollaren vil fokusere på sammenlikningen mot de norske resultatene, selv om andre momenter og referanser trekkes inn der det finnes hensiktsmessig. Referansestudiene den norske modellens resultater vil drøftes mot er Flatner, Tornes og Østnor (2010), Alstad (2010), Bernhardsen (2008), Norges Bank (2005), Naug (2003) og Bernhardsen og Røisland (2000). I likhet med denne studien benytter alle referansestudiene seg av konkurransekursindeksen for å måle effektene på den norske kronen.

Studien begynner med en kort utredning om valutamarkedet og råvarevalutaer i kapittel 2. Deretter introduseres relevant teori i kapittel 3 før datasettet drøftes i første delen av kapittel 4. Videre i kapittel 4 gjennomgås metoden etterfulgt av en presentering av de empiriske

resultatene i kapittel 5 med påfølgende analyse. Til slutt testes modellenes robusthet i kapittel 6 gjennom *out-of-sample*-estimering før det konkluderes avslutningsvis i kapittel 7.

2. Valutamarkedet og råvarevalutaer

En valuta har i hovedsak tre funksjoner. Den gjør det mulig å gjennomføre betalinger, fungerer som en regnskapsenhet og er et verdioppbevaringsmiddel. En valutakurs kan beskrives som prisen på et annet lands penger målt i eget lands valuta. Det vil si at verdens valutakurser viser den relative verdien av ulike lands pengeenheter. Valutakurser uttrykkes vanligvis i nominelle størrelser og det refereres vanligvis til spotkurser når valutakurser omtales, det vil si prisen for umiddelbar levering¹ av valuta. Med mindre noe annet er spesifisert er dette også utgangspunktet gjennom denne studien. Kursen til en helt fritt flytende valutakurs bestemmes gjennom tilbud og etterspørsel og illustreres i figuren nedenfor.



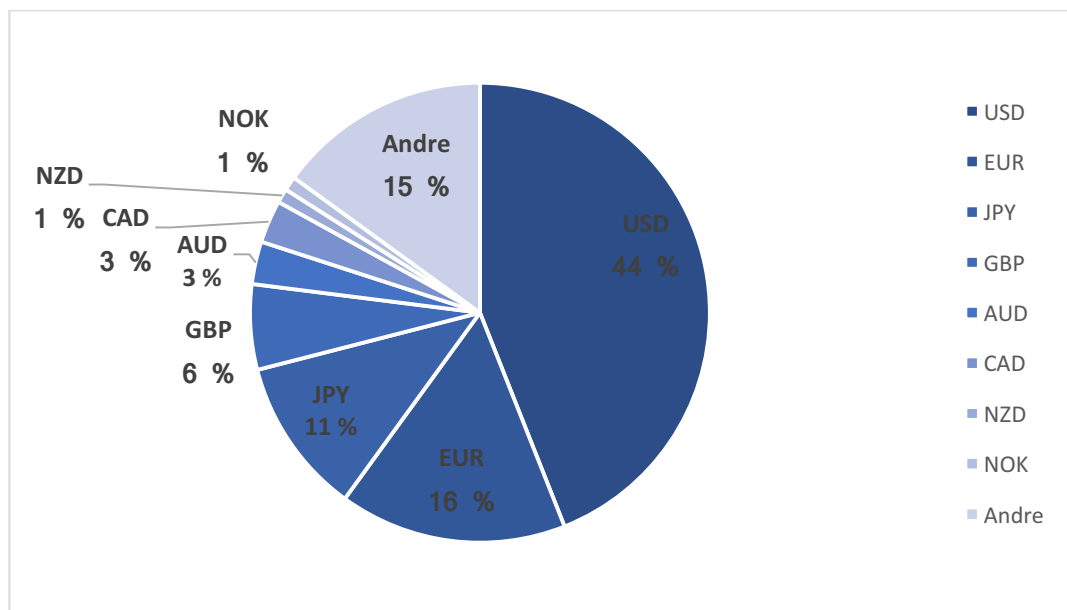
Figur 1 – Tilbud og etterspørsel etter valuta

Den vertikale akse viser hvor mye en må betale av utenlandsk valuta for å få 1 NOK, mens den horisontale akse viser antall NOK i markedet. Øker (minker) etterspørselen etter NOK ser en fra figuren at NOK appresierer (depresierer). Faktorer som en forventer påvirker etterspørselen etter valuta, enten gjennom teori eller økonomisk intuisjon, vil testes gjennom denne studien for å undersøke deres forklaringskraft av valutakursene.

¹ I praksis ikke senere enn to bankdager etter kontraktinngåelse.

2.1 Generelt om valutamarkedet

Valutamarkedet er verdens største finansielle marked og blir fulgt tett verden over av investorer, virksomheter og økonomier. Dets størrelse har gjort valuta til et svært viktig finansobjekt og det har en enorm påvirkning på verdens økonomier. Ifølge Bank for International Settlements (2016) ble det i april 2016 handlet for gjennomsnittlig 5,1 billioner USD per dag, noe som illustrerer markedets enorme størrelse. Fra figuren nedenfor ser en at valutahandel blir dominert av de største valutaene.



Figur 2 – Valutaomsetning

Figuren viser den totale valutaomsetningen for et utvalg av valutaer basert på gjennomsnittlig daglig handel i april 2016 (Bank for International Settlements, 2016). De oppgitte råvarevalutaene i figuren, det vil si NOK, CAD, AUD og NZD, utgjør rundt åtte prosent av den totale omsetningen. Ifølge Bank for International Settlements (2016) har både NOK og CAD sin omsetning økt relativt sett over den siste treårsperioden.

2.2 Aktørene i valutamarkedet

Valutamarkedet består av flere aktører. Bakgrunnen for deltakelse i markedet varierer blant deltakerne og noen av dem kan ha stor innflytelse på markedet. Fire av de største aktørene er:

- Myndigheter og sentralbanker – Preger etterspørselen etter valuta gjennom ulike penge- og finanspolitiske virkemidler. Flere sentralbankers nyere tids bruk av ukonvensjonelle virkemidler er blant virkemidlene som har påvirket etterspørselen den senere tid.
- Banker og andre finansielle institusjoner – Det gjennomføres blant annet store volum av valutatransaksjoner i interbankmarkedet. I tillegg driver disse aktørene en god del med valutasikring samt kjøp og salg av valuta.
- Globale selskaper – Aktører som driver med import og eksport. Større globale selskaper er ofte eksponert mot valutakursbevegelser. Dermed blir disse selskapene en annen viktig aktør i markedet da de ofte er opptatt av valutasikring.
- Spekulanter – Aktører som forsøker å tjene penger på valutahandel. Dette kan være hedgefond som gjerne opererer med store verdier og dermed kan ha stor innvirkning på markedene.

2.3 Eurovalutamarkedet

Eurovalutamarkedet er en viktig del av organiseringen av valutahandel i praksis. Levich (2001) definerer eurovalutamarkedet som markedet for valutainnskudd plassert under et annet regulatorisk regime enn de innskuddene som brukes til transaksjoner på hjemmemarkedet. Det kan for eksempel være et kroneinnskudd utenfor Norge. Dette markedet er en likvid markeds plass hvor internasjonal valutahandel mellom bankene (det internasjonale interbankmarkedet) foregår. Det består i beste velgående den dag i dag fordi det representerer et effektivt apparat for internasjonal kredittformidling og plasseringsvirksomhet. For at finansinstitusjoner skal kunne foreta seg raske og effektive porteføljusteringer av internasjonale verdipapirer er eurovalutamarkedet helt nødvendig (Klovland, 2016).

2.4 Råvarevalutaer

I henhold til teori og markedsaktørenes generelle oppfatning skal en økning i råvarepriser føre til en appresiering av et råvareeksporterende lands valuta. Råvarevaluter kan beskrives som valutaer som er nært knyttet til endringer i ulike råvarer. Det kommer av at disse landenes råvarer står for en betydelig del av deres eksport. Endringer i globale råvarepriser kan derfor potensielt forklare en stor del av deres *terms of trade*²-fluktueringer. *The terms of trade*, som kan beskrives som det relative forholdet mellom et lands priser av eksport mot dets priser av import, sier at en økning i dette relative forholdet vil føre til et bedre bytteforhold overfor utlandet. For et oljeeksporterende land som Norge viser Torvik (2003) hvordan en høyere oljepris isolert sett kan føre til en ressursallokering fra konkurranseutsatt sektor til skjermet sektor som igjen vil kunne medføre at realvalutakursen³⁴ appresierer. Også for andre råvareeksporterende land er det en tendens til at bytteforholdet med utlandet har en betydning for valutakursen (Bernhardsen & Røisland, 2000, s. 187).

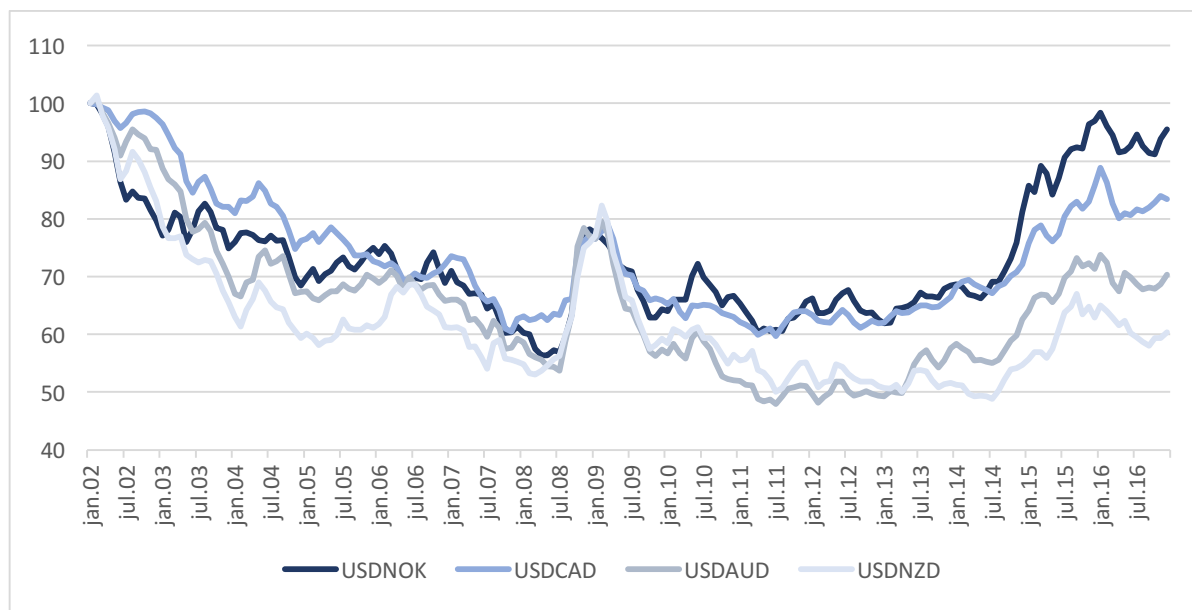
Når det refereres til råvarevalutaer er det ofte snakk om valutaene NOK, CAD, AUD og NZD. Akram (2000) finner en negativ sammenheng mellom oljeprisen og kronekursen, dog en ikke-lineær sammenheng. Det vil si at en økning (reduksjon) i oljeprisen resulterer i en appresiering (depresiering) av NOK. Chen og Rogoff (2003) finner at råvarepriser har en sterk og stabil innflytelse på valutaene CAD, AUD og NZD, der resultatene for CAD er noe mindre robuste⁵. Ut i fra illustrasjoner kan en observere at disse råvaresensitive valutaene har en nokså lik historisk utvikling til tross for at de er knyttet til forskjellige råvarer.

² Se Obstfeld og Rogoff (1996) for detaljer om teorien.

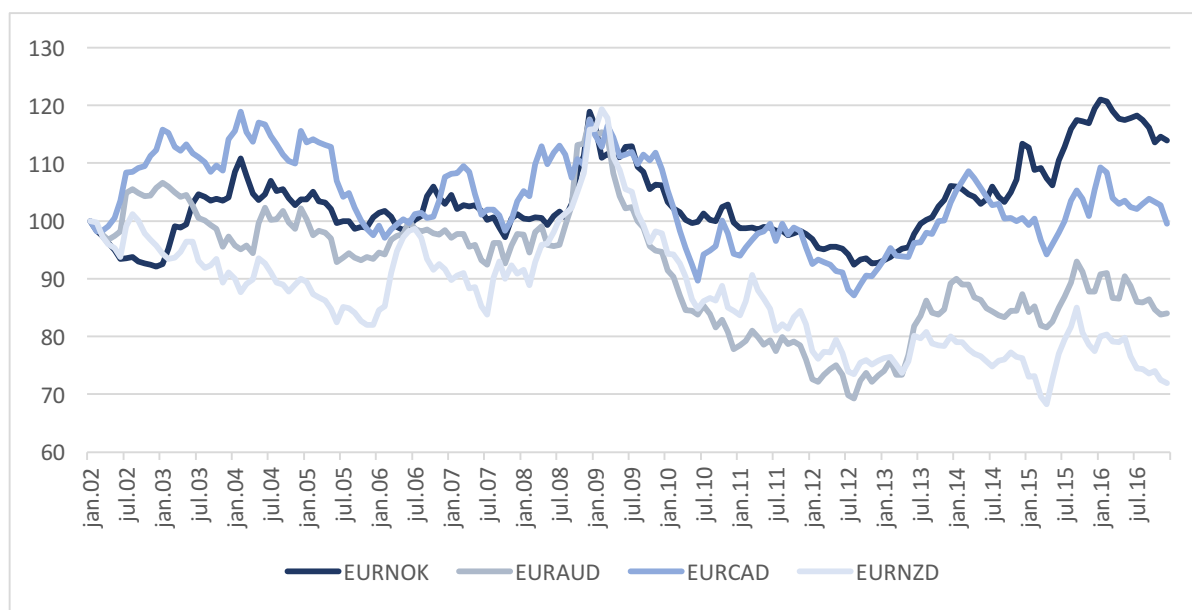
³ Realvalutakurs forklares i kapittel 3.2.

⁴ Med et pengepolitisk regime med flytende valutakurs der en har tiltro til at inflasjonsnivået nås vil endringen i realvalutakursen i stor grad komme ved en endring i den nominelle valutakursen (Torvik, 2003, s. 17; Naug, 2003, s.114).

⁵ Chen og Rogoff (2003) sin studie fokuserer på *non-energy*-råvarer, noe som kan forklare hvorfor CAD sine resultater er noe mindre robuste.



Figur 3 – Utvikling i råvarevalutaer mot USD

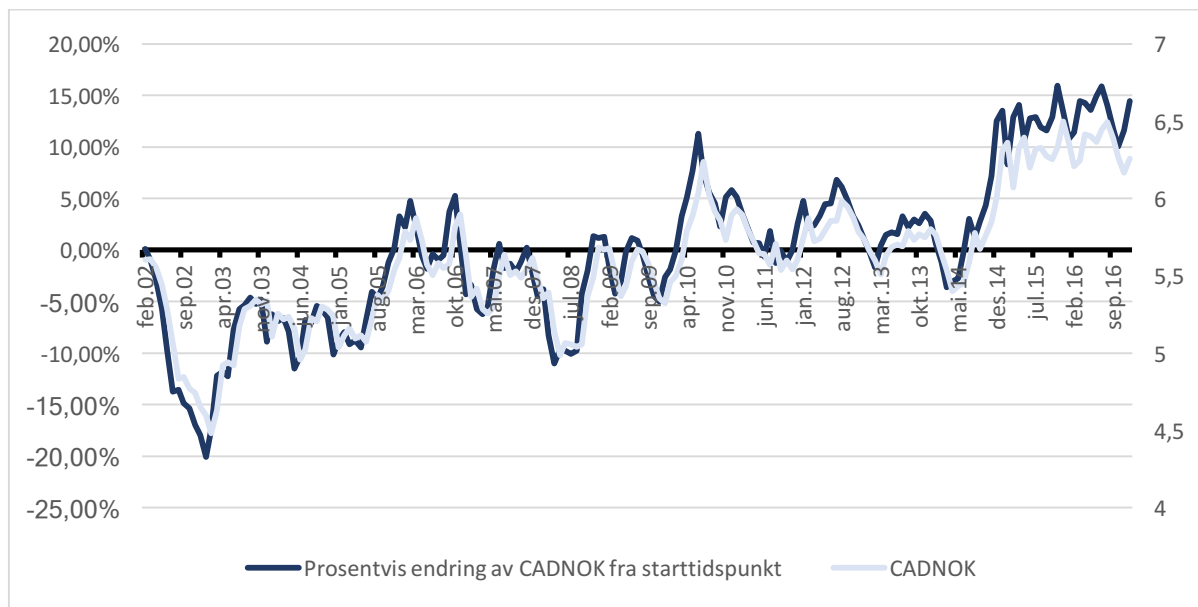


Figur 4 – Utvikling i råvarevalutaer mot EUR

Figurene ovenfor sammenlikner de fire råvarevalutaene mot henholdsvis USD og EUR. Alle kursene er indeksert med basisår i januar 2002 der indeksverdien er lik 100. Av Figur 3 fremgår det at kursene har en klar positiv korrelasjon. Mot EUR i figur 4 observeres det en heller liten grad av korrelasjon mellom valutaene før finanskrisen. Etter finanskrisen derimot øker samvariasjonen betraktelig og en ser en tydeligere sammenheng mellom råvarevalutaene. Figurene viser interessante observasjoner da det ser ut til at markedsaktører vurderer valutaene

til land som er avhengige av råvareeksport relativt likt til tross for at de er knyttet til ulike råvarer.

Norge og Canadas rike tilgang til naturressurser har gjort dem til store eksportører av olje og gass. Den enorme verdien naturressursene skaper for disse økonomiene gjør at en forventer at valutakursene deres i stor grad påvirkes av prisene de oppnår på eksporten av dem. Som en ser fra figur 3 og 4 er samvariasjonen mellom råvarevalutaene, uavhengig av hvilke(n) råvare(r) hver enkelt valuta er knyttet til, relativt høy. Ser en nærmere på figurene observerer en at endringene i NOK og CAD mot henholdsvis USD og EUR er mindre volatile sammenliknet med endringene i AUD og NZD mot samme de valutaene. Påfølgende figur gir et klarere bilde.



Figur 5 – Prosentvis endring i CADNOK fra starttidspunkt og utvikling i CADNOK

Fra figuren ser en hvordan kursen har beveget seg over en 15 års periode. Både nominell kurs (høyre akse) og prosentvis endring fra første observasjon vises (venstre akse). Den prosentvise endringen avviker aldri mer enn over 20 prosent fra den første observasjonen, noe som vitner om en relativt stabil valutakurs. Disse bemerkelsesverdige observasjonene tyder på at markedsaktørene også skiller mellom bestemte råvarer når de vurderer råvarevalutaene.

3. Teori

Variablene som inkluderes i valutakursmodelleringen i denne studien er basert på valutateori, annen forskning og/eller faktorer som markedsaktører forventer påvirker etterspørselen etter valuta. Ideen bak dette kapittelet er at leseren får en bedre forståelse for hva som driver valutakursene på kort- og lang sikt samtidig som det redegjøres for hvor bra hold det er i de ulike valutateoriene.

3.1 Renteparitet

Renteparitet er en teori som forsøker å forklare sammenhengen mellom en valutakurs og det relative rentenivået mellom to land. Pariteten omfatter både dekket renteparitet (CIP) og udekket renteparitet (UIP). CIP er en ren arbitrasjerelasjon, mens UIP innebærer åpne spekulative posisjoner.

3.1.1 Dekket renteparitet

CIP styres av et arbitrasjeprinsipp. Hypotesen er at det eksisterer et likevektsforhold mellom følgende variabler:

- Spot valutakurs S
- Terminkurs for samme valuta F
- Utenlandsk pengemarkedsrente i^*
- Innenlandsk pengemarkedsrente i

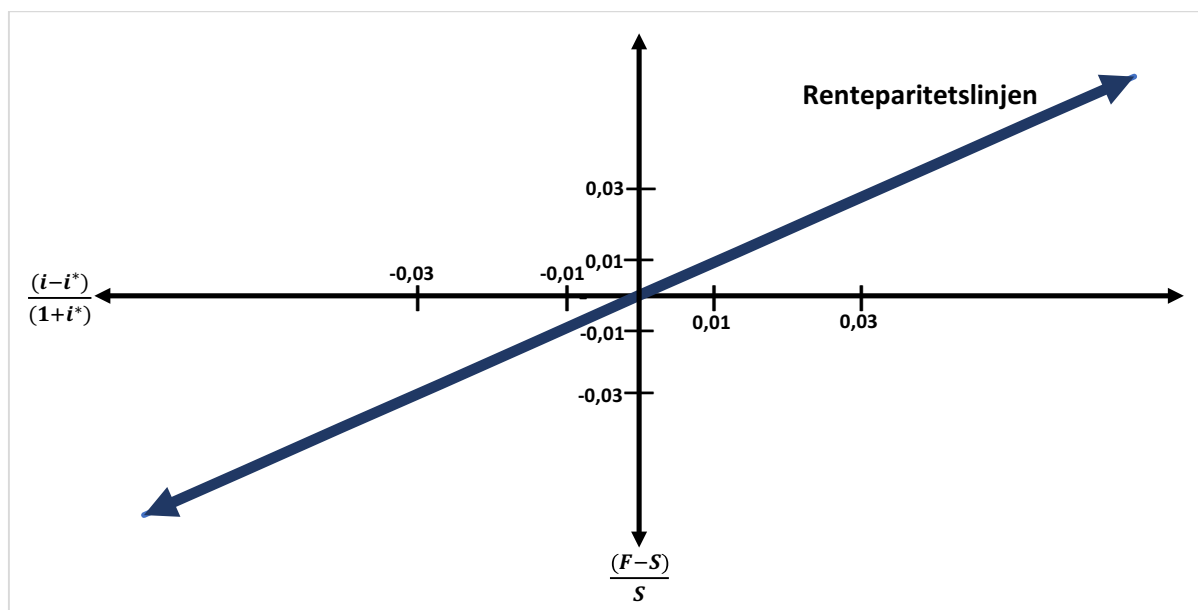
Renteinstrumentene antas å være likeverdige, det vil si at de har samme risiko, likviditet, løpetid et cetera. Dette kriteriet er kun oppfylt i euromarkedene som ble introdusert i kapittel 2.3. Forutsetningene for arbitrasjeprinsippet er ingen restriksjoner på kapitalbevegelser, ingen transaksjonskostnader og en investeringshorisont på 12 måneder⁶. I tillegg må valutakursene

⁶ Ved en investeringshorisont på d dager multipliseres alle rentevariablene med $\left(\frac{d}{360}\right)$ i CIP-likevektslikningen.

og rentene observeres på nøyaktig samme tidspunkt. Følgende sammenheng kan dermed utledes for CIP:

$$i - i^* = \frac{(F - S)}{S} * (1 + i^*) \quad (1)$$

Det betyr at de fire variablene står i ett nøyaktig innbyrdes forhold. Hvis en av variablenes verdi endres får dette betydning for minst en av de andre variablene. Hypotesen sier dermed at rentedifferansen mellom hjemlandet og utlandet er lik termintillegget (regnet som prosent) justert for $(1+i^*)$. I euromarkedene regner en med at CIP holder i meget stor utstrekning når det tas hensyn til transaksjonskostnader. Dette kommer av potensielle arbitrasjemuligheter hvis likningen ikke er i likevekt. Hvis forholdet ikke er i likevekt vet en fra standard arbitrasjeteori at markedsaktørene vil drive spot- og terminkursene for valuta og pengemarkedsrentene tilbake mot likevekt innen kort tid (Klovland, 2016).



Figur 6 – Renteparitetslinjen

Figur 6 illustrerer hvor CIP-likningen er i likevekt gjennom renteparitetslinjen. Den vertikale aksene viser verdien til rentedifferansen justert for $(1+i^*)$, mens den horisontale aksene viser termintillegget. Avvik fra renteparitetslinjen demonstrerer dermed arbitrasjemuligheter. Transaksjonskostnader kan også hensynstas i denne figuren ved at en tenker seg en parallell linje på hver side av renteparitetslinjen som representerer transaksjonskostnader.

Arbitrasjemuligheter vil da kun eksistere når avviket fra CIP overstiger en av de parallelle linjene som symboliserer transaksjonskostnaden.

3.1.2 Udekket renteparitet

I motsetning til CIP innebærer UIP risiko siden det innebærer at en tar åpne posisjoner i valutamarkedet. UIP er basert på individuelle forventninger til valutakursbevegelser og hypotesen er at det eksisterer et likevektsforhold mellom følgende variabler:

- Spot valutakurs S
- Forventet spotkurs i neste periode av samme valuta $E_t[S_{t+1}]$
- Utenlandsk pengemarkedsrente i^*
- Innenlandsk pengemarkedsrente i

UIP følger de samme forutsetningene som CIP i tillegg til at den forutsetter risikonøytrale investorer. Det samme gjelder kravet til renteinstrumentene og når valutakursen og rentene observeres. Dermed kan følgende sammenheng for UIP utledes:

$$i - i^* = \left(\frac{E_t[S_{t+1}] - S_t}{S_t} \right) * (1 + i^*) \quad (2)$$

Forskjellen fra CIP fremkommer fra likning 2 der en ser at terminkursen er byttet ut med en usikker, forventet fremtidig valutakurs. Hypotesen sier dermed at en forventer at en usikret plassering i utenlandsk valuta skal gi samme avkastning som en plassering hjemme. I praksis brukes ofte en forenklet versjon da dette ikke er en arbitrasjerelasjon som krever nøyaktighet samtidig som det er usikkerhet knyttet til forventningsleddet:

$$i - i^* \approx \left(\frac{E_t[S_{t+1}] - S_t}{S_t} \right) \quad (3)$$

Håland (2003) argumenterer i tillegg for at rentetillegget til valutakursendringen i de fleste praktiske tilfeller vil være av en så beskjeden størrelse at den kan ses bort fra. Den forenklete versjonen uttrykkes ofte på log-form når den testes empirisk:

$$i - i^* = E_t[s_{t+1}] - s_t, \quad (4)$$

der både spotkursen og den forventede valutakursen er på logaritmisk form (Klovland, 2016).

Chinn og Meredith (2004) studerte UIP på kort- og lang sikt for G7-landene. På kort sikt, det vil si opp til ett år, er resultatene nedslående og flere av valutaene beveger seg motsatt av det UIP krever. Dette inkluderer blant annet Canada. På lang sikt, det vil si 5-10 år i dette tilfellet, er resultatene derimot langt bedre. For noen av valutaene, inkludert Canada, kan UIP ikke avvises. Studien deres finner altså liten støtte til UIP på kort sikt, noe som er konsistent med andre studier. På lengre sikt gir studien derimot en bedre støtte til hypotesen. Håland (2003) studerte udekket renteparitet for NOK mot et utvalg av valutaer og finner sprikende resultater der noen av valutaene beveget seg i henhold til UIP, mens andre beveget seg motsatt av det hypotesen forventer.

Årsakene til at UIP ikke holder kan være flere. Det kan komme av tidsvarierende risikopremier som følge av risiko i kapitalmarkedene eller pesoproblemer⁷. For små renteforskjeller kan også transaksjonskostnader, likviditetspremier (for mindre likvide valutaer) og *home bias*⁸ være årsaker til at en ikke tar udekkete posisjoner for korte investeringsperioder. I tillegg er det utfordringer knyttet til testing av hypotesen empirisk da det ikke er noen entydig og direkte markedsinformasjon om størrelsen på forventet fremtidig valutakurs (Klovland, 2016). I praksis prøver en del valutaspekulanter å gå imot teorien om UIP ved å profitere på valutagevinster i valutamarkedet som denne hypotesen utelukker. Denne investeringsstrategien, også kjent som *carry trade*, går ut på at en låner penger i et lavrenteland for så å investere disse pengene i et høyrenteland. Investoren håper dermed på å tjene på rentedifferansen og en eventuell appresiering av valutaen det har blitt investert i.

⁷ Se Sill (2000).

⁸ Se Obstfeld og Rogoff (2000).

3.2 Kjøpekraftsparitet

Kjøpekraftsparitet (PPP) er en teori som forsøker å forklare sammenhengen mellom den relative inflasjonen (prisnivå) mellom to nasjoner og valutakursen. Teorien tar utgangspunkt i at den samme representative varekurven skal ha den samme prisen i to ulike land når en tar høyde for valutakursen. Dette impliserer at begge pengeenhetene har lik kjøpekraft og setter grunnlaget for realvalutakursen:

$$SR = \frac{S * P^*}{P}, \quad (5)$$

der:

- SR = realvalutakurs
- P = prisnivå hjemland
- P^* = prisnivå utland
- S = spotkurs

I henhold til PPP skal den reelle valutakursen være konstant over tid. Pariteten omfatter både absolutt PPP og relativ PPP.

3.2.1 Absolutt kjøpekraftsparitet

Absolutt kjøpekraftsparitet tar utgangspunkt i *loven om en pris*. Det vil si at valutakursen er den relative prisen på to lands penger. Med andre ord sier hypotesen at en valutakurs mellom to land skal tilsvare forholdet mellom pengenes kjøpekraft i de to landene. For at dette skal holde kreves det at realvalutakursen er lik en. Hypotesen krever dermed at følgende likevektsforhold er oppfylt:

$$S = \frac{P}{P^*} \quad (6)$$

Likevektsforholdet impliserer et en-til-en bytteforhold mellom to lands varer. Absolutt PPP har liten empirisk støtte. Dette kommer blant annet av at ikke alle varer handles internasjonalt. Dermed kan det argumenteres for at et land som over tid har relativt høyere produktivitetsvekst enn et annet vil få en realappresiering av sin valuta. Dette kommer av at produktivitetsveksten

vil resultere i et relativt høyere lønnsnivå, som igjen vil medføre at det relative prisnivået stiger. Denne forklaringen tilskrives ofte Balassa-Samuelson-effekten⁹ (Klovland, 2016).

3.2.2 Relativ kjøpekraftsparitet

Hypotesen om relativ PPP sier at den nominelle valutakursen skal utvikle seg over tid i samsvar med forskjellen i inflasjonsrater mellom to land. Teorien sier at valutakursen til det landet med høyest inflasjon skal depresiere. Prinsippet er her at en relativ endring i valutakursen skal tilsvare den relative endringen i prisnivået mellom to land slik at følgende forhold stemmer:

$$\frac{S_t}{S_0} = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (7)$$

Dette impliserer at realvalutakursen må være konstant, men den trenger ikke å være lik en (Klovland, 2016).

Relativ PPP uttrykkes ofte på logaritmisk form. Ved å ta utgangspunkt i likning 7 kan relativ PPP uttrykkes på logaritmisk form på følgende måte når S_0 normaliseres til 1¹⁰:

$$s = p - p^* \quad (8)$$

Empirisk har PPP liten forklaringskraft på kort sikt da avvikene fra PPP er store og volatile. Dornbusch (1976) sin *overshooting model* forklarer at disse avvikene kommer av at vareprisene tilpasser seg det nye likevektsnivået langt tregere enn valutakursene på kort sikt. På lang sikt har derimot flere studier vist at det er en klar tendens til at realvalutakursen beveger seg i henhold til hypotesen. Estimaten på halveringstiden er 3-5 år. Årsaken til at konvergeringshastigheten tilbake til likevekt er såpass høy er at det fortsatt eksisterer store handelsfriksjoner for flere internasjonale varer. Avvikene fra PPP på lang sikt har flere årsaker

⁹ Se Samuelson (1964) og Balassa (1964).

¹⁰ $\ln(1) = 0$

enn treghet i vareprisene. Her må det også tas hensyn til realøkonomiske forstyrrelser, deriblant Balassa-Samuelson-effekten (Rogoff, 1996, s. 647-665). For Norge sin del finner Akram (2000) støtte for PPP mellom Norge og deres handelspartnere med en halveringstid på halvannet år.

3.3 Fundamentale valutakursmodeller

3.3.1 Monetær valutakursmodell

I internasjonal finans er den monetære valutakursmodellen ofte referert til som *the standard workhorse*. Den vil også være utgangspunktet i denne studien og modellen beskrevet i dette delkapitlet bygger på Frankel og Rose (1995). Modellen tar utgangspunkt i UIP, PPP og pengemarkedslikevekt og argumenterer for at siden valutakursen er den relative prisen mellom innenlandsk og utenlandsk valuta, burde den bli bestemt av det relative tilbudet og etterspørselen etter disse valutaene. Pengemarkedslikevekten utledes på følgende måte (uten tidsnotasjon):

$$m - p = \beta y - \alpha i + \varepsilon \quad (9)$$

$$m^* - p^* = \beta y^* - \alpha i^* + \varepsilon^*, \quad (10)$$

der (* angir utland):

- m = pengemengde
- p = prisindeks
- y = realinntekt (reelt BNP)
- i = nominell rente
- ε = residual i pengemarkedslikevekt (monetær sjokkvariabel)

Ved å anta fullt fleksible priser utledes modellen videre med PPP:

$$s = p - p^* - v, \quad (11)$$

der v viser avvik fra PPP-relasjonen, og UIP utledes følgende:

$$i - i^* = E_t(s_{t+1} - s) + p, \quad (12)$$

der p utgjør risikopremien.

Ved å først trekke likning 10 fra likning 9, for så å sette inn både likning 11 og likning 12, kan følgende sammenheng utledes med fullt fleksible priser:

$$s = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha E_t(s_{t+1} - s) + \alpha p - (\varepsilon - \varepsilon^*) - v, \quad (13)$$

hvor fundamentalfaktorene for valutakursen er gitt ved:

$$f = (m - m^*) - \beta(y - y^*) - (\varepsilon - \varepsilon^*) - v + p \quad (14)$$

Ved å sette inn f for fundamentalfaktorene får en følgende utledning for valutakurslikningen, først utledet av Mussa (1976):

$$s = f + \alpha E_t(s_{t+1} - s) \quad (15)$$

I henhold til modellen depresierer (høyere verdi av s) valutakursen dersom:

- Pengemengden i hjemlandet øker (ekspansiv pengepolitikk)
- Pengemengden i utlandet minsker (kontraktiv pengepolitikk)
- Reell BNP i hjemlandet minsker (lavere økonomisk vekst)
- Reell BNP i utlandet øker (høyere økonomisk vekst)
- Risikopremien øker
- Det er en markedsforventning om en valutakursdepresiering

Den monetære valutakursmodellen med fullt fleksible priser er basert på mange strenge forutsetninger og lider empirisk av liten forklaringskraft. Allikevel har den vært svært populær på grunn av dens lettfattelighet og økonomiske intuitive sammenhenger (Frankel & Rose, 1995, s. 1705; Neely & Sarno, 2002, s. 52-53). Spesielt på kort sikt råder fortsatt resultatene fra Meese og Rogoff (1983). Dette kommer blant annet av utfordringene knyttet til å teste UIP empirisk da en forventer at en kjenner til forventningsleddet (jamfør kapittel 3.1.2) og hva som kom frem i kapittel 3.2.2. der en så at PPP-relasjonen har liten støtte på kort sikt. Det betyr at

forutsetningen om fullt fleksible priser, i hvert fall på kort sikt, er høyst diskutabel, noe som fører oss videre til Dornbuschs *overshooting model*.

3.3.1.1 *Overshooting*

Som følge av høy volatilitet i realvalutakurser på 1970-tallet ble det reist tvil om PPP-relasjonen holdt. Dermed ble den monetære modellen med *sticky prices* til, presentert av Dornbusch (1976), som tillot *overshooting* av valutakursen over dens langsiktige likevektskurs. Modellen prøver å forklare avvikene fra modellen ved å ta hensyn til at varemarkedene tilpasser seg sjokk og nyheter tregere enn finansmarkedene på kort sikt. Det betyr at modellen går vekk i fra forutsetningen om fullt fleksible priser (Neely & Sarno, 2002, s. 53).

I denne modellen antas det at andre variabler kompenserer for vareprisenes treghet. Det kan eksemplifiseres ved at en kontraktiv pengepolitikk (nedgang i hjemlig pengemengde som resulterer i en økning i hjemlig rente) vil føre til en appresiering av hjemlig nominell valutakurs på kort sikt. Dette fører til at den hjemlige valutakursen *overshoots*, det vil si at den appresierer mer på kort sikt enn den vil gjøre på lang sikt fordi finansmarkedene finner en ny kortsiktig midlertidig likevekt inntil varemarkedene også tilpasser seg. Korttidslikevekten er oppnådd når den forventede depresieringen av den hjemlige valutaen er lik rentedifferansen, det vil si når UIP holder. På mellomlang sikt vil vareprisene begynne å falle som følge av pengemengdenedgangen, noe som impliserer at realpengemengden øker og den hjemlige renten begynner å falle. Dermed depresierer valutakursen langsomt mot langtidslikevekten der UIP og PPP holder (Neely & Sarno, 2002, s. 53).

Denne strukturelle modellen har sine styrker gjennom intuitive økonomiske sammenhenger og teoretiske forankringer. Empiriske studier har derimot gitt lite oppløftende resultater for modellen i likhet med resultatene fra den monetære valutakursmodellen med fullt fleksible priser. Det betyr at også denne modellen presterer dårlig sammenliknet mot Meese og Rogoff (1983) sin enkle *random walk*-modell.

3.3.2 News

News er i denne sammenheng forventede og uventede nyheter som påvirker valutakurser. Kunnskap om *news* gir viktig innsikt og forståelse for hvordan valutakursene bestemmes i markedet og hvordan valutamarkedene beveger seg på kort sikt. Fra kapittel 3.3.1. så vi at den monetære valutakursmodellen kunne uttrykkes på følgende måte:

$$s = f + \alpha E_t(s_{t+1} - s) \quad (15)$$

Fundamentalfaktorene inkluderer variablene i den monetære valutakursmodellen, men kan også omfatte andre faktorer som har en effekt på valutakursen (Klovland, 2016).

Valutakursen i en periode avhenger av fundamentalfaktorene i samme periode og summen av neddiskonterte, forventede verdier av disse. Med andre ord er valutakursen en formuespris som avhenger av neddiskonterte verdier knyttet til fremtidige fundamentalfaktorer:

$$s_t = \left(\frac{1}{1+\alpha}\right) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i E_t f_{t+i}, \quad (16)$$

der $0 < \alpha < 1$. Markedet har til enhver tid en oppfatning av hvilke fundamentalfaktorer som er viktigst for valutakursen, det vil si hvilke faktorer som ligger i f . I tillegg har markedsaktørene en oppfatning av hvordan de fremtidige verdiene av komponentene i f_i vil utvikle seg over tid. Når det kommer ny informasjon om en/noen av fundamentalfaktorene vil dette endre valutakursen hvis den nye informasjonen endrer verdien av de forventede fremtidige fundamentalfaktorene. Faktoren $\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i$ illustrerer at markedseffekten av ny informasjon avhenger av tidspunktet nyheten stammer fra. Det vil si at nyheter knyttet til fundamentalfaktorer vil påvirke kursen i større grad desto nærmere i tid de er. *News* i periode t defineres som avviket mellom realisert verdi av fundamentalfaktorene og forrige periodes forventede verdier av disse:

$$news_t = f_t - E_{t-1}[f_t] \quad (17)$$

Det betyr at kursen endrer seg over tid når det kommer ny informasjon om utviklingen i fundamentalfaktorene eller at disse faktorene tolkes på en ny måte. Hvilke

fundamentalfaktorer som markedene oppfatter som viktige kan skifte fra periode til en annen, noe som gjør det vanskelig å identifisere stabile sammenhenger over tid (Klovland, 2016).

4. Data og metode

For å besvare forskningsspørsmålene og samtidig få innsikt i hvilke variabler som påvirker valutakursene, utvikles det to økonometriske modeller som tar utgangspunkt i representative valutakursindekser for henholdsvis Norge og Canada. Økonometri baserer seg på statistiske metoder for å estimere økonomiske sammenhenger. Økonometriske modeller kan beskrives som likninger som relaterer en avhengig variabel til et utvalg av uavhengige variabler og uobserverte forstyrrelser, der ukjente utvalgsparametere bestemmer *ceteris paribus*-effekten av hver uavhengig variabel (Wooldridge, 2014, s. 570). Modellene som estimeres vil presenteres gjennom en kort- og langtidssammenheng. På den måten forsøkes det å gi innsikt i hvordan forklaringsvariablene påvirker valutakursene både på kort- og lang sikt.

Modellene tar utgangspunkt i den monetære valutakursmodellen som ble introdusert i kapittel 3.3.1. Med dette utgangspunktet inkluderes relevante variabler fra denne modellen samt andre makroøkonomiske- og finansielle variabler det finnes hensiktsmessig å inkludere for å styrke modellenes robusthet og forklaringssevne.

4.1 Datasett og variabler

Datasettet består av månedlige observasjoner fra 2002 til og med 2016. Ved bruk av månedlig data glatter man ut de mest kortsiktige svingningene i valutakursene samtidig som det er enklere å håndtere sammenliknet mot daglig data. I tillegg oppnår man flere observasjoner sammenliknet mot kvartalsvis/årlig data, men det må da lages *proxies* for variabler som kun rapporteres kvartalsvis/årlig. Startdatoen er basert på Norges offisielle regimeskifteendring i 2001 slik at tidsseriene unngår strukturelle brudd¹¹. Denne startdatoen fungerer også fint for Canada da de har hatt inflasjonsstyring siden 1991. Når det refereres til hjemland (utland) menes det henholdsvis Norge (Eurosonen) og Canada (USA). I figurbetraktningene til variablene vil valutakursindeksen KKI/CERI sine verdier alltid være på primæraksen (venstreaksen), mens den aktuelle forklarende variabelen sine verdier vil være på

¹¹ Se Stock og Watson (2015) for inngående diskusjon om problemer knyttet til strukturelle brudd i tidsserier.

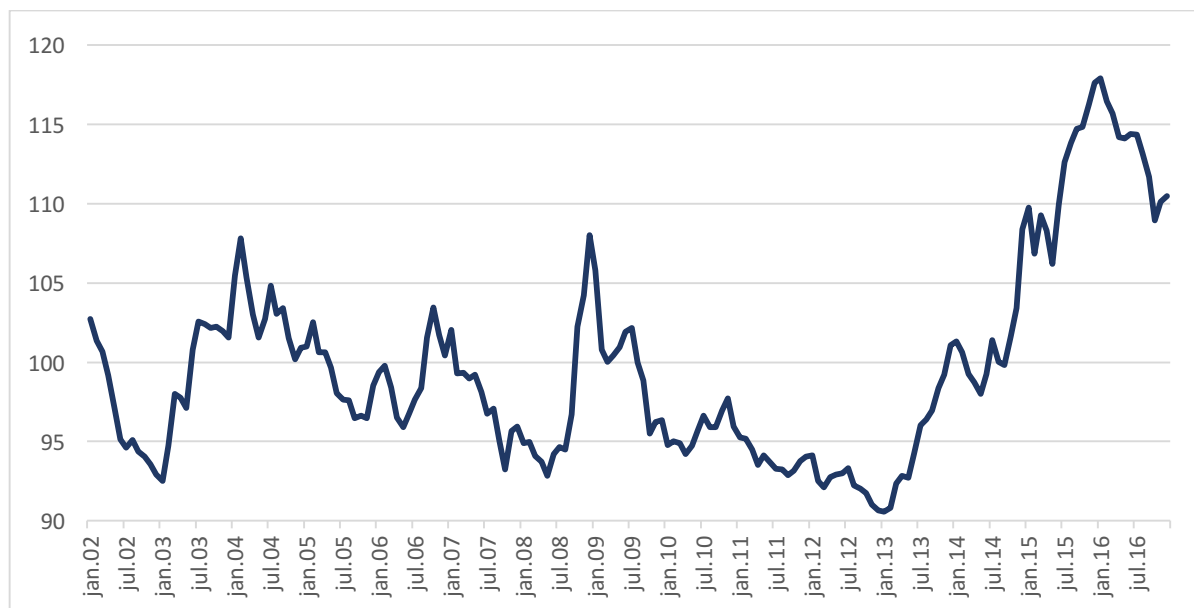
sekundæraksen (høyreaksen) om ikke noe annet er spesifisert. Kildene til dataen som brukes ligger i kildehenvisningen under datakilder.

4.1.1 Norge

Dataseriene som følger inngår i valutakursmodelleringen av NOK.

1. Konkurranskursindeksen (KKI)

Den avhengige variabelen som brukes for å undersøke hvilke effekter makroøkonomiske- og finansielle variabler har på den norske kronen er KKI¹². Den er beregnet på grunnlag av kursen på NOK mot et vektet gjennomsnitt av valutaene for Norges 25 viktigste handelspartnere. Observasjonene er månedssnittet av daglige noteringer. Indeksens basisår er 1990 og er satt lik 100. Stigende indeksverdi betyr depresierende kronekurs.



Figur 7 – Utviklingen i KKI

Fra figuren ser en at kronekursen deprimerte betydelig under finanskrisen, etterfulgt av en fireårsperiode med appresierende takter før den igjen deprimerte kraftig fra 2013-2016. Fra

¹² Se Norges Bank (2017) for beregning av KKI

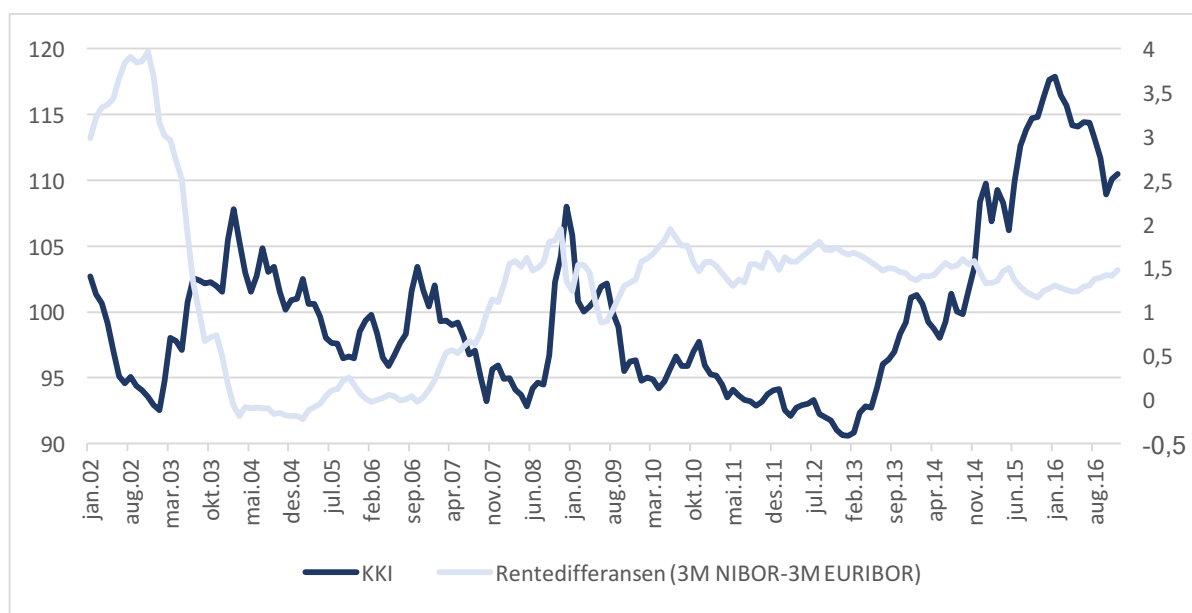
januar, 2016 har indeksen igjen vist en appresierende tone. Før finanskrisen skiller både 2002 og 2007 seg ut som gode år for kronetunge investorer, mens 2003 derimot viste lite oppløftende takter sett med deres øyne.

2. Rentedifferansen ($i-i^*$)

Rentedifferansen består av differansen mellom tremåneders pengemarkedsrenter for Norge og utlandet. Her vil pengemarkedsrenten for Eurosonen brukes som *proxy* for utlandet. Det ideelle ville vært å benytte seg av et veid gjennomsnitt av tremånedersrentene til Norges viktigste handelspartnere. utfordringer knyttet til å finne representative pengemarkedsrenter (jamfør kapittel 2.3) for alle handelspartnere over hele perioden har gjort at *proxien* har blitt foretrukket. Eurosonen har den soleklart høyeste vekten av handelspartnere i utregningen av KKI og ligger på rundt 40 prosent over hele perioden. Deres betydelige rolle for KKI og valutaens anerkjente rente gjør at *proxien* vurderes som tilfredsstillende i denne studien. Pengemarkedsrentene som brukes er NIBOR og EURIBOR for henholdsvis hjemland og utland. NIBOR er Norges interbankrente og er konstruert som en valutaswaprente¹³, mens EURIBOR er en ren interbankrente. Observasjonene er gjennomsnittet av månedlige noteringer.

Pengemarkedsrentene følger styringsrentene tett og fanger derfor opp pengepolitikken i de respektive landene. Bernhardsen (2012) finner bredt gjennomslag fra styringsrenten til pengemarkedsrentene for både Norge og Eurosonen samtidig som den ikke påvirker rentepåslaget. Løpetiden på pengemarkedsrentene er på 3 måneder og er dermed lengre enn observasjonshyppigheten. På den måten blir det tatt hensyn til markedets kortsiktige renteforventninger da de er integrert i tremånedersrentene.

¹³ Se Tafjord (2015) for detaljer om NIBOR.



Figur 8 – Utviklingen i rentedifferansen mot KKI

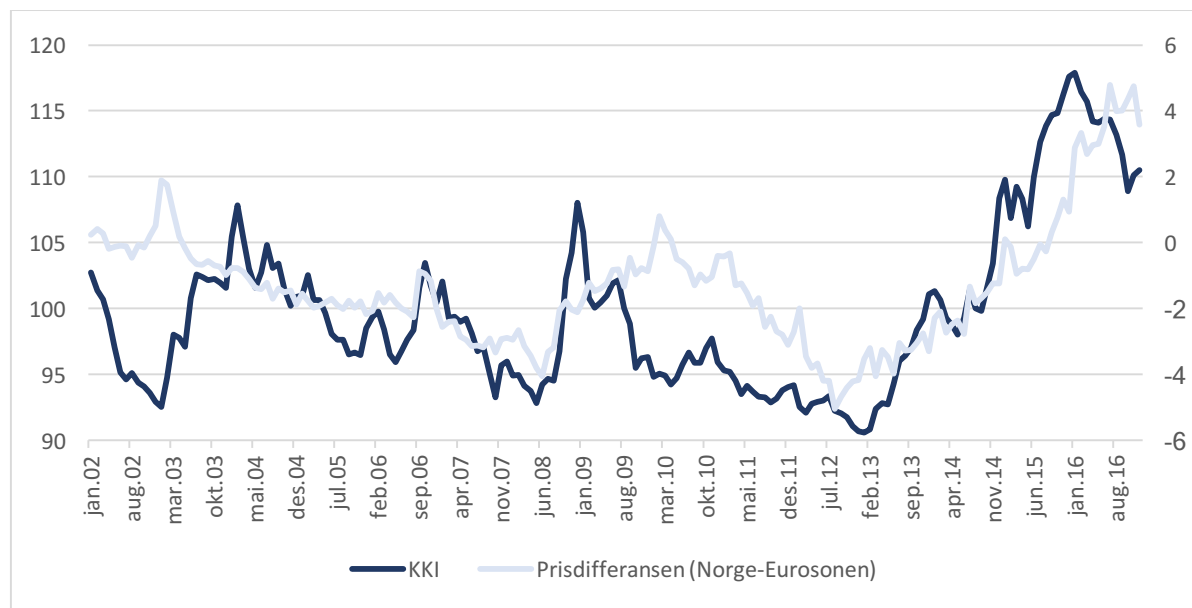
Figuren viser utviklingen i rentedifferansen i prosentpoeng mot KKI. Visuelt ser en fra startdatoen frem til finanskrisen at kronkursen har en tendens til å styrke seg når rentedifferansen øker. Den samme sammenhengen finner Kloster, Lokshall og Røisland (2003) i perioden mellom 2002 og første kvartal i 2003 for KKI. Etter finanskrisen har rentedifferansen vært mer stabil og med tanke på kronkursbevegelsene tyder det på at andre variabler har hatt en større innvirkning på kronkursen i denne perioden. Valutaspekulanter som baserer sin investeringsstrategi på *carry trade* har hatt mulighet til å tjene på både rentedifferanse og appresiering av høyrentevalutaen i enkelte perioder.

3. Prisdifferansen ($p-p^*$)

Prisdifferansen viser differansen mellom hjemlig og utenlandsk konsumprisindeks (KPI). Her brukes det en harmonisert konsumprisindeks (HKPI)¹⁴ for Norge og Eurosonen da denne er bedre egnet for sammenlikning når det er Eurosonen det sammenliknes mot. I likhet med rentedifferansen ville det optimale vært å bruke et veid gjennomsnitt av Norges viktigste handelspartnere. Av praktiske årsaker anses bruken av HKPI for Eurosonen som tilfredsstillende da Eurosonens vektning i utregningen av KKI er av en så betydelig karakter.

¹⁴ Se Statistisk Sentralbyrå (2017) for detaljer om hvordan HKPI utarbeides.

Basisåret for indeksene er 2015 der indeksene er lik 100. Observasjonene er månedlige da HKPI beregnes månedlig.



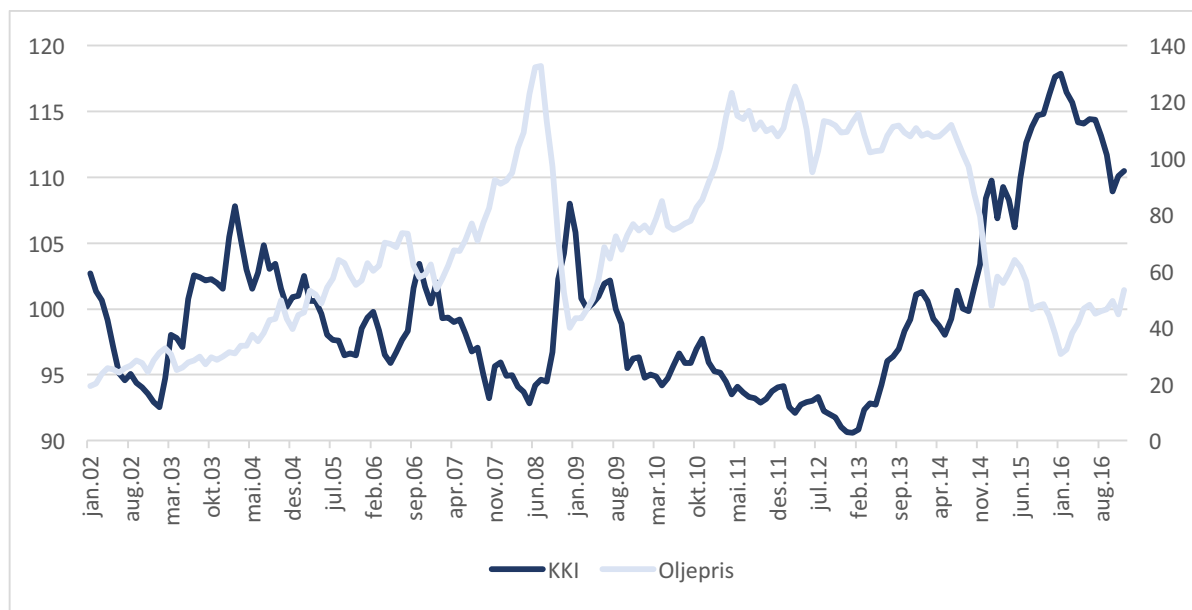
Figur 9 – Utviklingen i prisdifferansen mot KKI

Fra figuren ser en at den relative inflasjonen mellom Norge og Eurosonen har fluktuert en del. Samlet sett kan det bemerkes en tendens til at en økning (nedgang) i prisdifferansen fører til en depresiering (appresiering) av kronekursen, dog ganske varierende til tider. I perioden 2013-2016 kommer derimot den bemerkede tendensen tydelig frem.

4. Oljepris

Månedssnittet av prisen på den europeiske referanseoljen *Europe Brent Spot Price*¹⁵ benyttes for oljeprisen. Som følge av Norges enorme petroleumsindustri er oljeprisen en veldig populær variabel å inkludere i modelleringen av kronekursen. Bjørnstad og Jansen (2006) argumenterer for at det ideelle hadde vært å inkludere den gjenværende verdien av petroleumsformuen for å legge til grunn forventningene om fremtidige priser og produksjon i stedet for oljeprisen. Betydelige utfordringer med å fange opp dette gjør at oljeprisen blir foretrukket også i denne studien.

¹⁵ Måleenheten for prisen er antall USD per barrel.



Figur 10 – Utviklingen i oljeprisen mot KKI

Visuelt ser en at en positiv utvikling i oljeprisen ofte er forbundet med en appresiering av kronekursen. Dette samsvarer med funnene til Akram (2000) presentert under kapittel 2.4.

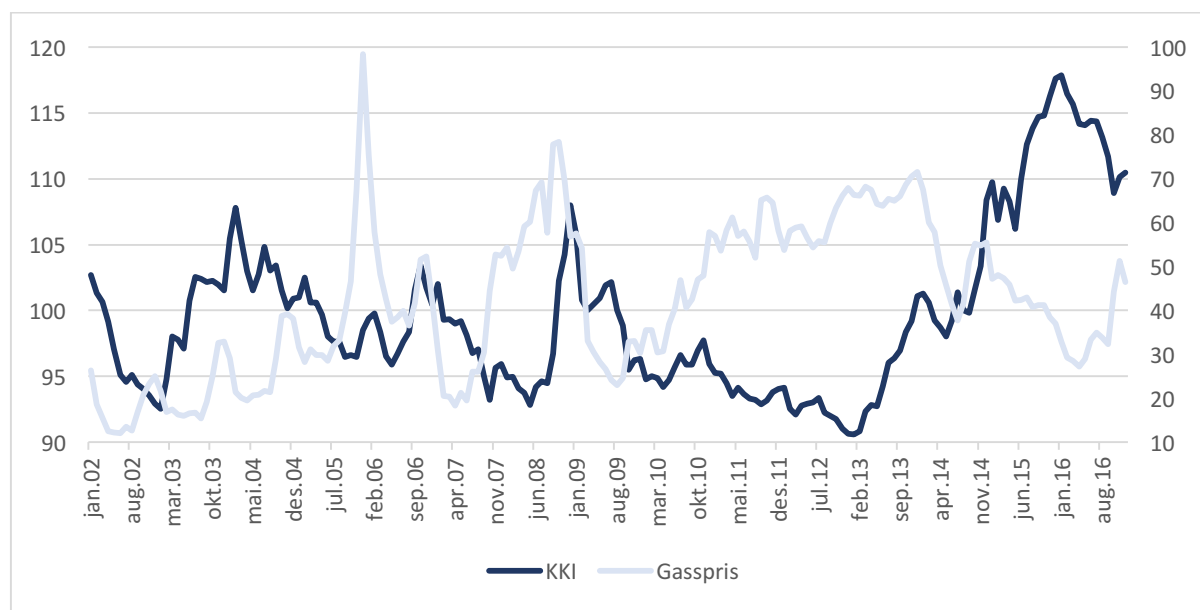
5. Gasspris

Historisk har utviklingen i gassprisen i stor grad fulgt utviklingen i oljeprisen. Dette kommer av at en stor del av salget skjer gjennom langsiktige kontrakter som har blitt inngått mellom importører og eksportører av naturgass i stor grad har vært indeksert mot oljeprisen. Til tross for at gassmarkedet stadig blir mer globalisert finnes det fortsatt en del regionale prisforskjeller. Dette skyldes blant annet forskjeller i infrastruktur og kostnader knyttet til lagring og transportering av naturgass. I tillegg kan kontraktsvilkårene variere fra en kontrakt til en annen, noe som kan bidra til enda større prisforskjeller av markedsværdien av gass¹⁶. I nyere tid antas det at spotprisene for gass har økt noe samtidig som mange av de oljeindekserte gasskontraktene har blitt reforhandlet som følge av høye norske eksportpriser sammenliknet mot britiske spotpriser i perioden 2009-2010. Reforhandlingene av gasskontraktene førte til at flere ble indeksert mot europeiske spotpriser for gass i stedet, en trend Stern og Rogers (2011)

¹⁶ Se Oljeskattekontoret (2011) for en oversikt over hvilke kontraktsvilkår som kan ha en innvirkning på markedsværdien av gass.

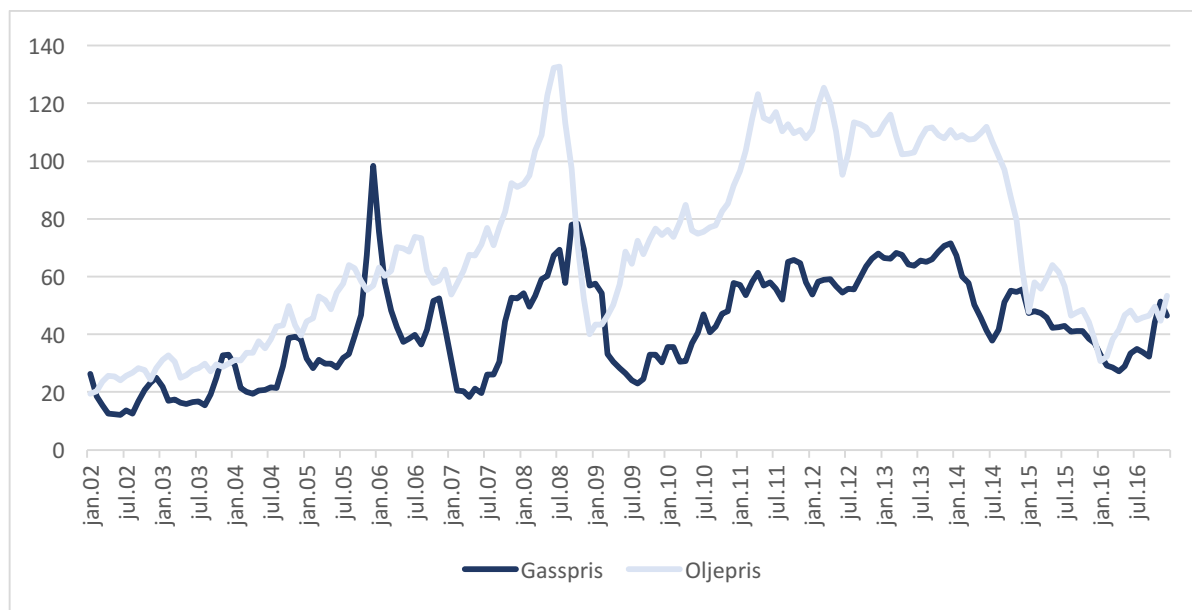
også fremla for utviklingen av gassmarkedet i Europa (Oljeskattekontoret, 2011, s. 8-9; Winje, Naug & Stavseng, 2011, s. 2-5).

På grunn av markedsaktørenes begrensede åpenhet rundt priser og kontraktsvilkår byr det på utfordringer når en skal finne en representativ variabel for gassprisen. I denne studien vil britiske gasspriser brukes, nærmere bestemt UK National Balancing Point¹⁷. Dette kommer av at den britiske spotprisen i stor grad er retningsgivende (og samtidig sterkt korrelert) for spotprisene i resten av Europa, samtidig som markedsaktører argumenterer for at dagens regionale prisforskjeller hovedsakelig kommer av forskjeller i fraktkostnadene som følge av tilbudsøkningen av flytende naturgass (LNG) (Oljeskattekontoret, 2011, s. 9; Winje et al., 2011, s. 3-8; Hovland, 2017). Det blir brukt månedssnittet av daglige noteringer av London Natural Gas Index, en indeks som representerer utviklingen i UK National Balancing Point.



Figur 11 – Utviklingen i gassprisen mot KKI

¹⁷ Måleenheten for prisen er antall *penny per therm*.



Figur 12 – Utviklingen i gassprisen mot oljeprisen

Fra figur 11 observerer man at en økning i gassprisen ser ut til å være knyttet til en kronkursappresiering fra starten av 2010 og utover. Før 2010 ser en noe av samme tendensen, men ikke i like stor grad. Figur 12 illustrerer olje- og gassprisens høye korrelasjon. Legg merke til det store oljeprisfallet under finanskrisen og i midten av 2014 sammenliknet med endringen i gassprisen. Det store prisfallet i oljeprisen relativt til gassprisen under finanskrisen var bakgrunnen for mange av de reforhandlede gasskontraktene som ble diskutert tidligere.

6. Global risikoindikator (GRI)

GRI representerer internasjonal finansiell uro. Den er basert på implisitt volatilitet som er hentet fra 1-måneders valutaopsjoner mellom JPY, EUR og USD. Her brukes månedssnittet av daglige observasjoner. Indeksen er kalkulert på bakgrunn av Brousseau og Scacciavillani (1999) og utledes slik:

$$GRI = \frac{2\sigma_{\$/\text{€}}\sigma_{\$/\text{¥}}\sigma_{\text{€}/\text{¥}}}{\sqrt{(\sigma_{\$/\text{€}} + \sigma_{\$/\text{¥}} + \sigma_{\text{€}/\text{¥}})(-\sigma_{\$/\text{€}} + \sigma_{\$/\text{¥}} + \sigma_{\text{€}/\text{¥}})(\sigma_{\$/\text{€}} - \sigma_{\$/\text{¥}} + \sigma_{\text{€}/\text{¥}})(\sigma_{\$/\text{€}} + \sigma_{\$/\text{¥}} - \sigma_{\text{€}/\text{¥}})}, \quad (18)$$

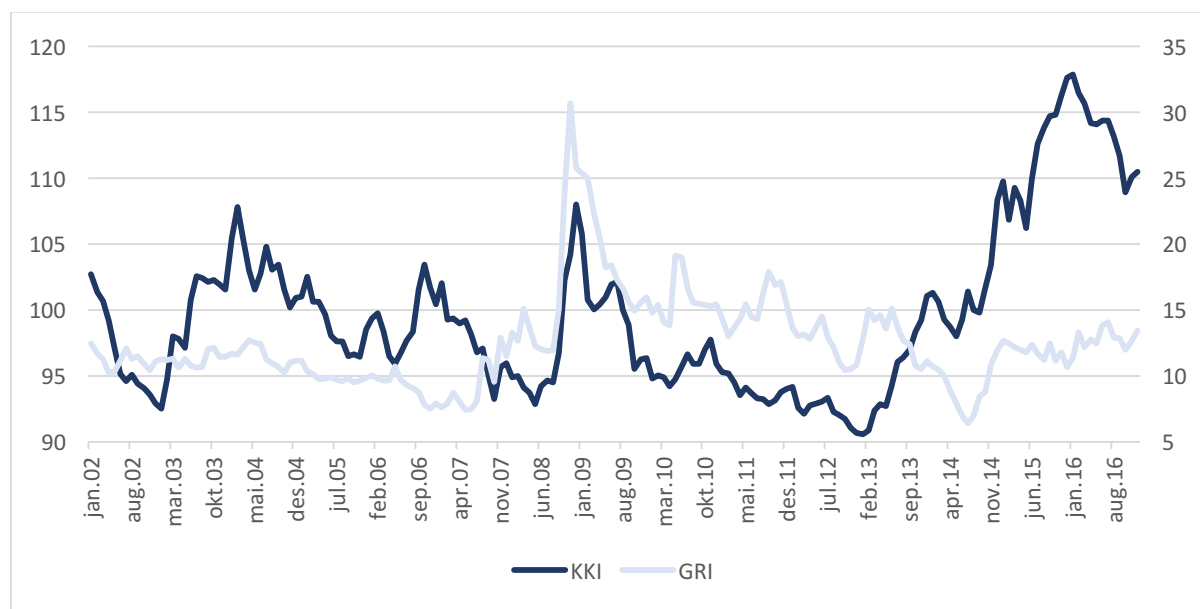
der:

- $\sigma_{\$/\text{€}}$ er implisitt volatilitet fra USDEUR

- $\sigma_{\$/\text{¥}}$ er implisitt volatilitet fra USDJPY
- $\sigma_{\text{€}/\text{¥}}$ er implisitt volatilitet fra EURJPY

En økning i GRI indikerer økt usikkerhet i valutamarkedene.

GRI er med for å undersøke om NOK anses som en *safe haven*. En valuta fungerer som en *safe haven* når internasjonale investorer plasserer midler i denne valutaen med tanke på å unngå tap og opprettholde god likviditet i perioder med stor usikkerhet i finansmarkedene (Klovland, 2016). Ved å inkludere denne variabelen undersøkes det om kronekursen har en tendens til å svekke seg når usikkerheten i verdensøkonomien øker.

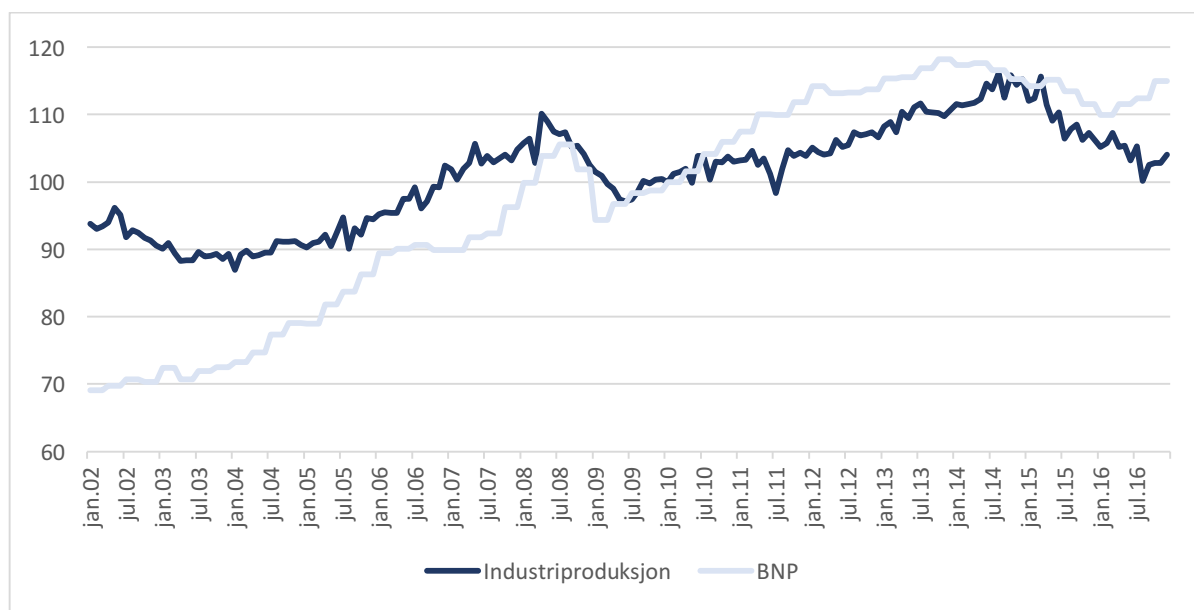


Figur 13 – Utviklingen i GRI mot KKI

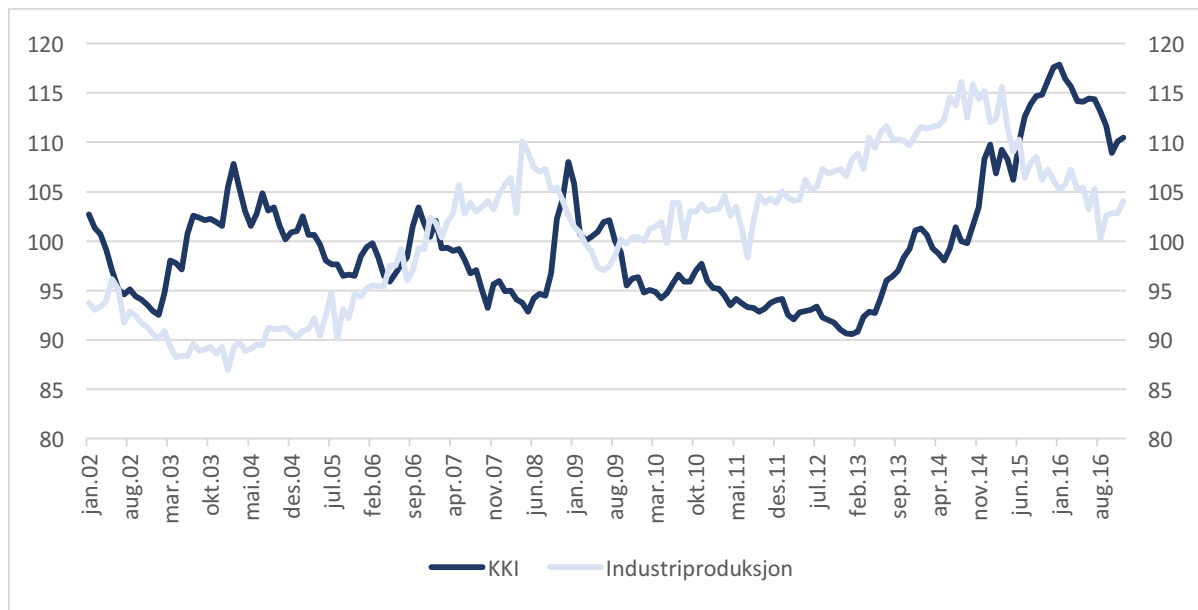
Figuren ovenfor viser en klar økning av GRI under finanskrisen, noe som tyder på at indikatoren fanger opp finansuro på en tilfredsstillende måte. Bortsett fra at NOK depresierer kraftig under finanskrisen er det vanskelig å se noen klar sammenheng mellom variablene. Flatner (2009) finner ikke resultater som tyder på at NOK er en *safe haven*-valuta. Han beskriver NOK som en valuta som hverken er trygg eller motsatt av trygg.

7. Industriproduksjon

I henhold til den monetære valutakursmodellen ønskes det å inkludere en variabel som representerer økonomisk aktivitet. Det optimale ville vært å benytte seg av BNP, men siden BNP kun rapporteres kvartalsvis kan den ikke brukes. En unøyaktig transformering kan gjøres ved å dele de observerte noteringene på tre, men ved en slik transformering kan variabelen kun bli brukt på nivåform ettersom flere av observasjonene ville ha endt opp med en verdi lik null på endringsform. Dermed brukes heller en *proxy* for BNP, nemlig månedlige noteringer av industriproduksjon. Industriproduksjon gir et godt bilde på innenlandsk verdiskapning og korrelerer sterkt med BNP med en korrelasjonskoeffisient på hele 0,91. På grunn av mangel på sammenliknbare indekser i utlandet vil denne variabelen inngå i modellen alene, i motsetning til den monetære valutakursmodellen der en ser på det relative forholdet mellom innenlandsk og utenlandsk realinntekt.



Figur 14 – Utviklingen i industriproduksjon mot BNP

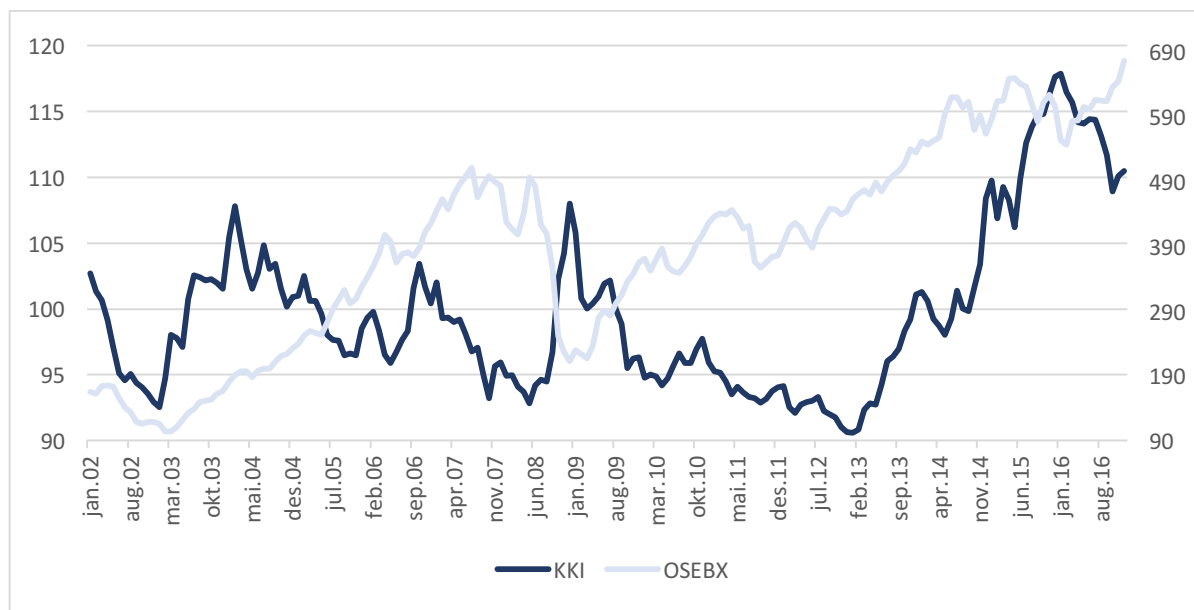


Figur 15 – Utviklingen i industriproduksjon mot KKI

Basisåret til indeksene er januar 2010 der indeksverdien er lik 100. Figur 14 viser, som korrelasjonskoeffisienten sier, at BNP og industriproduksjon har beveget seg i samme retning, men BNP's utvikling har vært noe mer volatil. Figur 15 illustrerer en viss sammenheng mellom variablene der høyere (lavere) økonomisk aktivitet ser ut til å samsvare med en appresiering (depresiering) av kronkursen. Fra 2013 og utover synes riktignok ikke denne sammenhengen å være til stedet lenger, og gir faktisk et motsatt bilde av relasjonen mellom variablene.

8. Oslo Børs Hovedindeks (OSEBX)

OSEBX er et representativt utvalg av alle noterte aksjer på Oslo Børs og representerer i denne studien det norske aksjemarkedet. Her brukes månedssnittet av daglige observasjoner. OSEBX inkluderes da det forventes at den vil ha en effekt på kronkursen som følge av at investorer trenger NOK for å investere i norske aksjer.

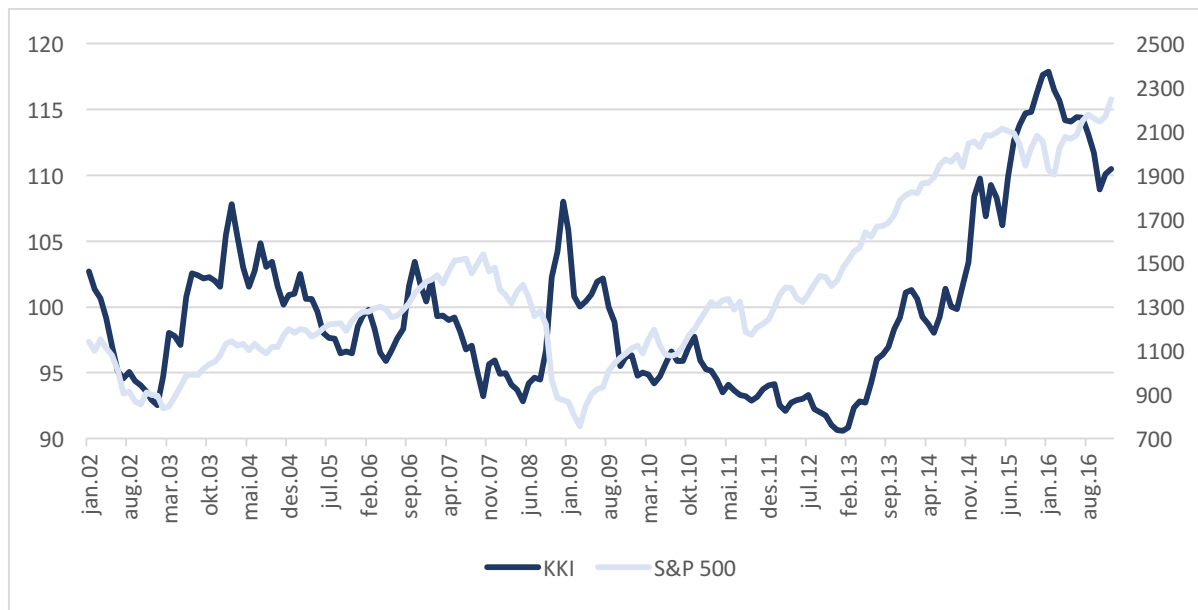


Figur 16 – Utviklingen i OSEBX mot KKI

Fra figuren er det vanskelig å observere en entydig sammenheng. Fra 2013-2016 ser en den samme uventede utviklingen som for industriproduksjon. Kronekursen depresierer til tross for at OSEBX stiger markant.

9. The Standard & Poor's 500 Index (S&P500)

S&P500 er en aksjeindeks som er basert på de 500 største selskapene, målt etter markedsverdi og aksjers likviditet, notert på NYSE og NASDAQ. Her brukes månedssnittet av daglige noteringer. S&P500s enorme omfang gjør den til en av de ledende aksjeindeksene både i USA og verden. Derfor er denne indeksen valgt til å representere det globale aksjemarkedet.



Figur 17 – Utviklingen i S&P 500 Index mot KKI

Fra figuren observeres det en viss sammenheng mellom S&P500 og kronekursen. En økning (nedgang) i indeksen ser ut til å være forbundet med en depresiering (appresiering) av NOK.

4.1.2 Canada

Dataseriene som følger inngår i valutakursmodelleringen av CAD.

1. *Canadian-Dollar Effective Exchange Rate index (CERI)*

Den avhengige variabelen som brukes for å undersøke hvilke effekter makroøkonomiske- og finansielle variabler har på den canadiske dollaren er CERI¹⁸. Den er beregnet på grunnlag av kursen på CAD mot et vektet gjennomsnitt av valutaene for Canadas 6 viktigste handelspartnere. Denne studien benytter seg av CERI i stedet for CEER¹⁹, som vektes mot 17 valutaer, da den ikke vil erstatte CERI før 2018. Her benyttes månedssnittet av daglige noteringer av CERI. Basisåret for indeksen er 1992 der indeksen er lik 100. Indeksen har blitt

¹⁸ Se Bank of Canada (2017a) for beregning av CERI.

¹⁹ Se Bank of Canada (2017b) og Barnett, Charbonneau og Poulin-Bellisle (2016) for detaljer om CEER.

gjort inverse slik at den kan tolkes på samme måte som KKI. Det betyr at CERI appresierer (depresierer) når indeksverdien synker (stiger).



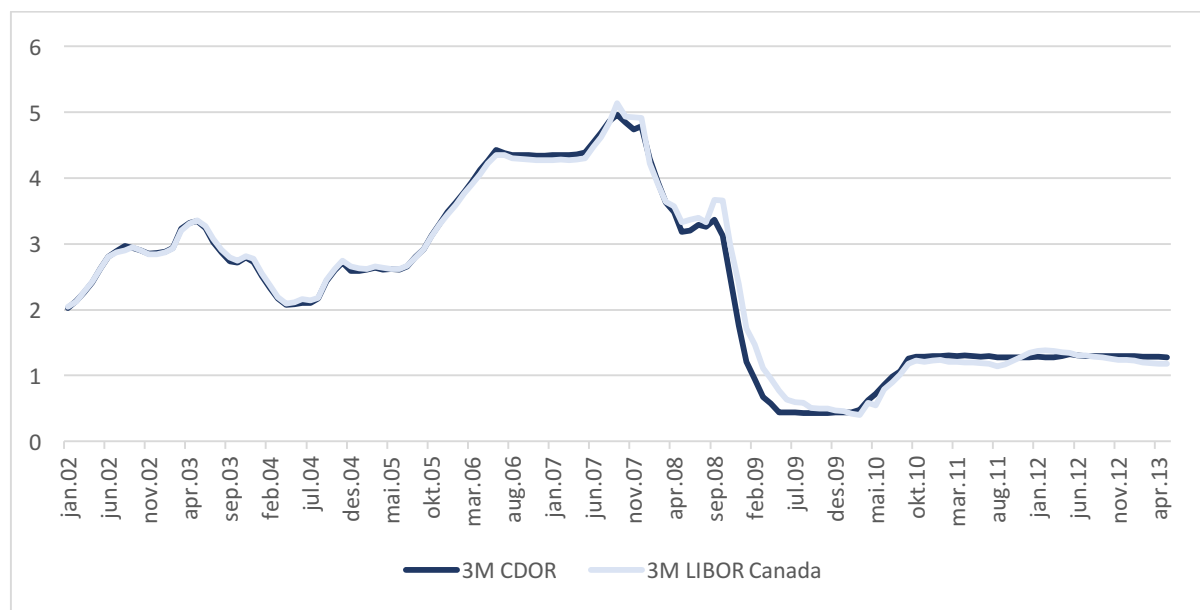
Figur 18 – Utviklingen i CERI

Visuelt observeres det en appresierende trend fra 2002-2008 etterfulgt av en forstyrrelse fra finanskrisen, for så å følge en depresierende trend fra 2013-2016.

2. Rentedifferansen ($i-i^*$)

Rentedifferansen kalkuleres ved bruk av tremåneders pengemarkedsrenter for Canada og utlandet. Her vil pengemarkedsrenten for USA brukes som *proxy* for utlandet. Ideelt sett skulle en ha benyttet seg av et veid gjennomsnitt av tremånedersrentene til Canadas viktigste handelspartnere, men på samme måte som for Norges handelspartnere er det også her knyttet utfordringer til å finne representative pengemarkedsrenter for alle handelspartnerne. Derfor er pengemarkedsrenten for USA foretrukket her. USA har den desidert største vekten av handelspartnerne i utregningen av CERI på hele 76 prosent over hele perioden. Landets betydelige rolle for CERI samt valutaens anerkjente rente gjør at *proxien* vurderes som tilfredsstillende i denne studien. Observasjonene er gjennomsnittet av daglige noteringer.

Tremånederspengemarkedsrentene som brukes er CDOR og LIBOR for henholdsvis hjemland og utland. I en rapport fra 2012 ble det konkludert med at LIBOR-renten for Canada ikke ble brukt nok av markedsaktører, noe som førte til at den i løpet av 2013 ikke ble notert lenger (ACT, 2013). Siden det ikke har oppstått noen direkte erstatning for LIBOR-renten til Canada vil derfor CDOR bli brukt som *proxy* for Canada. CDOR²⁰ er kjent som referanserenten i Canada for *banker's acceptance* med løpetid opp til ett år. Bank of Canada (2017d) viser til at CDOR kan anses som en *proxy* samtidig som ACT (2013) presenterer CDOR som et alternativ til LIBOR.



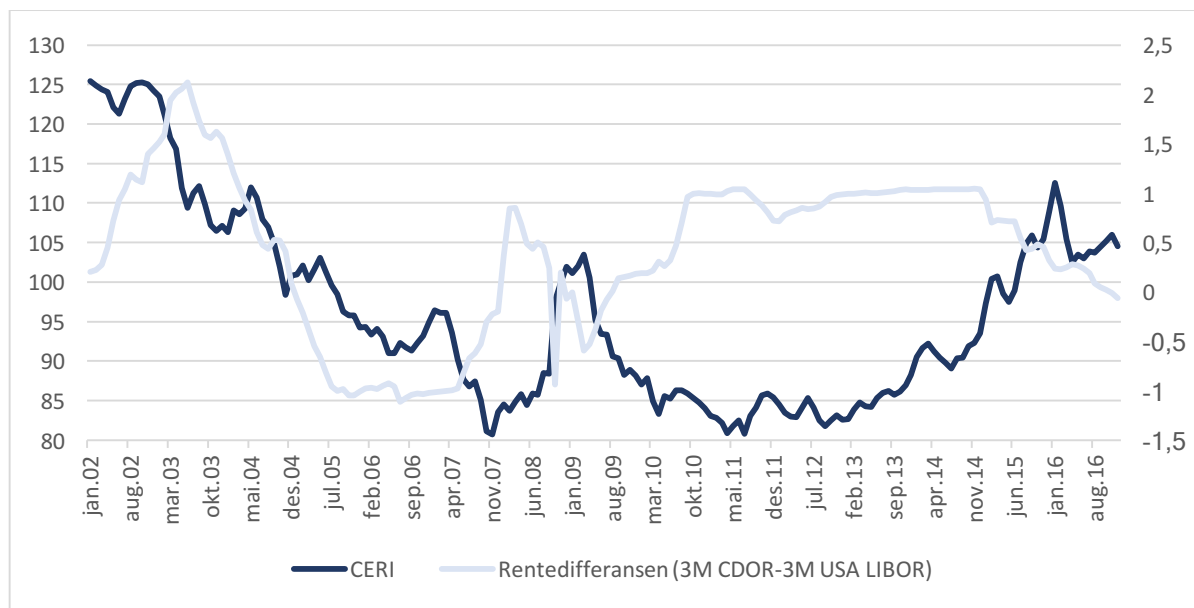
Figur 19 – Utviklingen i 3-måneders CDOR mot 3-måneders LIBOR for Canada

Som en ser i figuren beveger rentene seg nesten identisk med en korrelasjonskoeffisient på 0,99. Dermed vurderes bruken av CDOR som tilfredsstillende i denne studien.

I likhet med rentene som brukes i modelleringen av kronekursen har disse rentene lenger løpetid enn observasjonshyppigheten. På den måten blir det også her tatt hensyn til markedets kortsiktige renteforventninger da de er integrert i tremånedersrentene. I tillegg følger

²⁰ Se Thomson Reuters (2016) for detaljer om CDOR.

pengemarkedsrentene styringsrentene tett slik at pengepolitikken i de respektive landene trolig blir fanget opp.

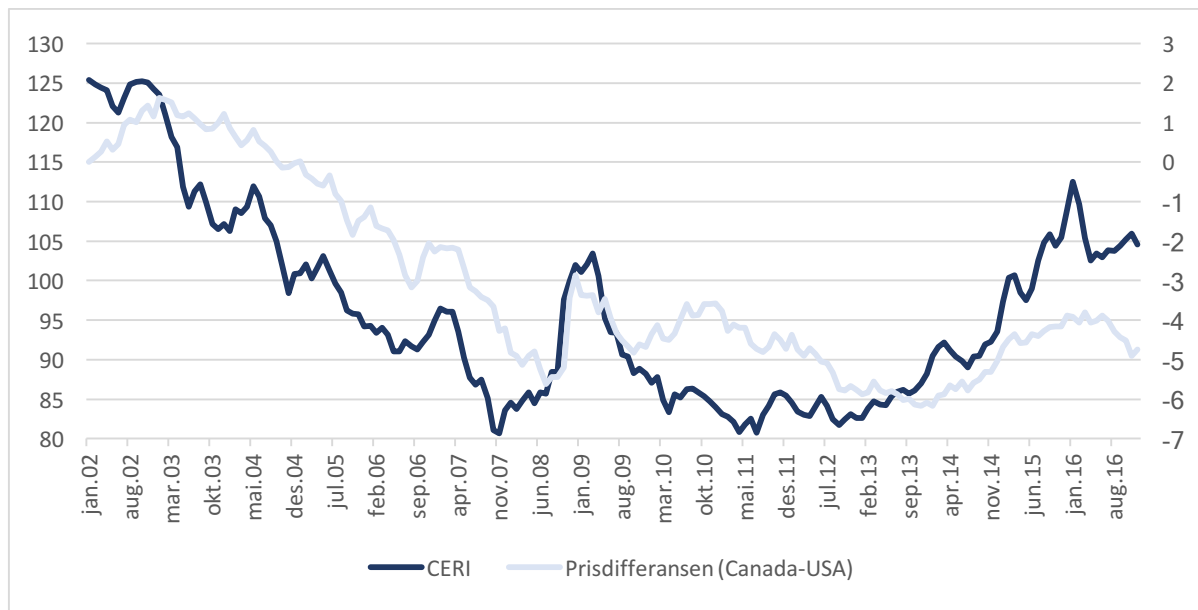


Figur 20 – Utviklingen i rentedifferansen mot CERI

Figuren viser ingen entydig sammenheng mellom den canadiske dollaren og rentedifferansen over perioden. I perioder beveger variablene i seg i den retningen UIP estimerer, mens i noen faser har *carry trade* vært lukrativt sett med historiske øyne.

3. Prisdifferansen ($p-p^*$)

Av samme årsaker som under modelleringen av kronkursen der Eurosonen ble brukt som utland vil USA bli brukt som utland her. Her brukes månedlige observasjoner av KPI i Canada og USA for henholdsvis hjemland og utland. Basisåret er satt til januar 2002 for begge tidsseriene der indeksene er lik 100.



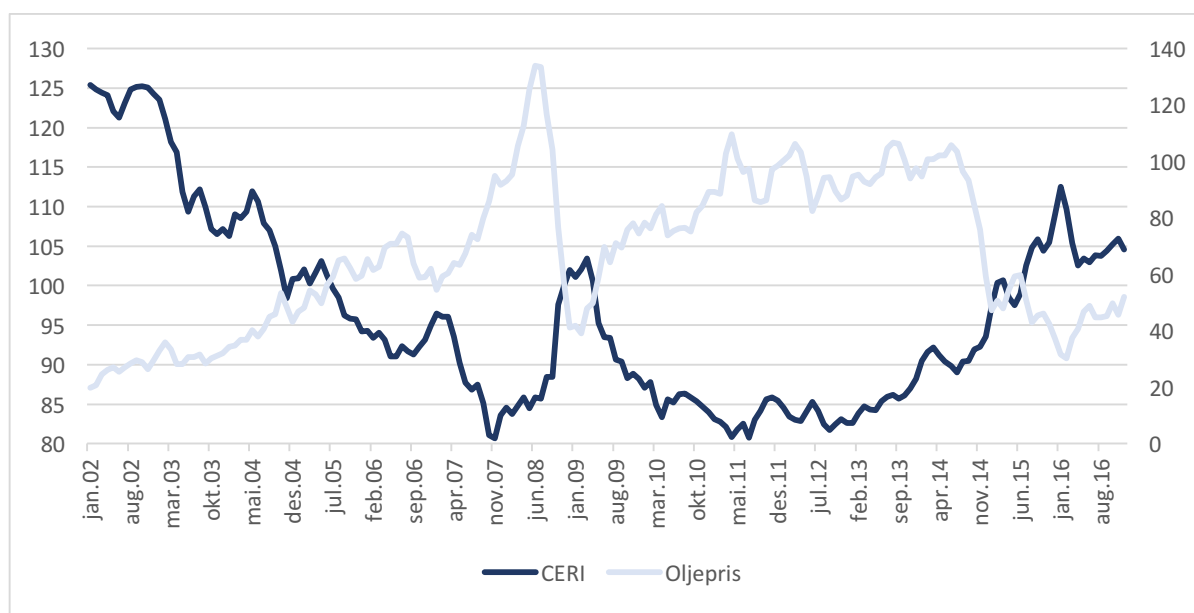
Figur 21 – Utviklingen i prisdifferansen mot CERI

Visuelt observeres det en relativt tydelig trend mot at en økning (nedgang) i prisdifferansen er forbundet med en depresiering (appresiering) av CAD. Det vil si at når inflasjonen i Canada øker relativt mot inflasjonen i utlandet ser det ut til at den canadiske dollarkursen depresierer slik PPP-hypotesen forventer.

4. Oljepris

For CAD sin modellering brukes prisen for referanseoljen *West Texas Intermediate*²¹ (WTI), som for øvrig er sterkt korrelert med *Europe brent spot* (korrelasjonskoeffisient på 0,98). Her brukes månedssnittet av daglige noteringer av spotprisen.

²¹ Måleenheten for prisen er antall USD per barrel.



Figur 22 – Utviklingen i oljeprisen mot CERI

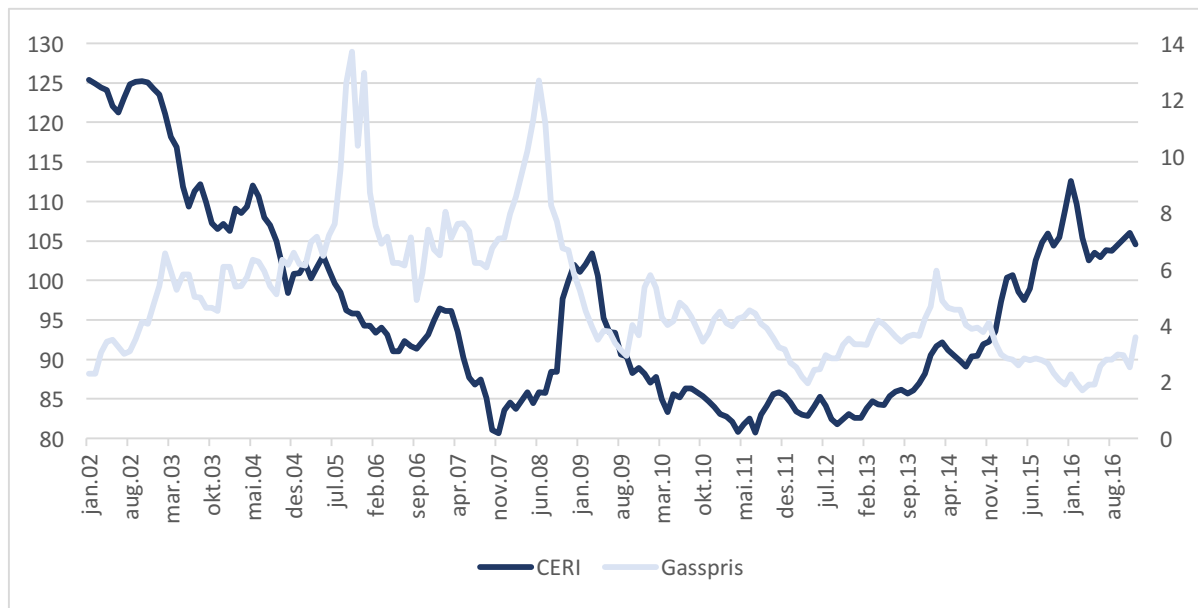
Fra figuren observeres det en relativ sterk tendens til at en økning (nedgang) i oljeprisen ser ut til å være forbundet med en appresiering (depresiering) av CAD. Dette samsvarer godt med Beckmann og Czudaj (2012) sine funn som blant annet finner ved bruk av månedlig data at en økning i oljeprisen fører til en appresiering av CAD mot USD. Disse observasjonene harmonerer bra med markedsaktørenes forventninger om den canadiske dollarens bevegelser knyttet til oljeprisen.

5. Gasspris

Berg, Guérin og Imura (2016) finner ved hjelp av en råvareindeks at prisene på energiråvarer er med på å forklare svingningene i CAD. På samme måte som med NOK forsøkes det her å skille ut effekten fra gassprisendringer på den canadiske dollaren, men også her er det utfordringer knyttet til å finne en representativ gasspris. For CAD vil *Henry Hub Natural Gas Spot Price*²² brukes som *proxy* da den er størst og det antas fri markedsflyt. I tillegg er det

²² Måleenheten for prisen er antall USD per million *British Thermal Unit*.

denne Bank of Canada benytter seg av når de kalkulerer sin egen råvareindeks²³. Observasjonene er månedssnittet av daglige noteringer.



Figur 23 – Utviklingen i gassprisen mot CERI

En kan observere en viss sammenheng der en økning i gassprisen går i sammen med en appresiering av CAD, dog ikke spesielt overbevisende.

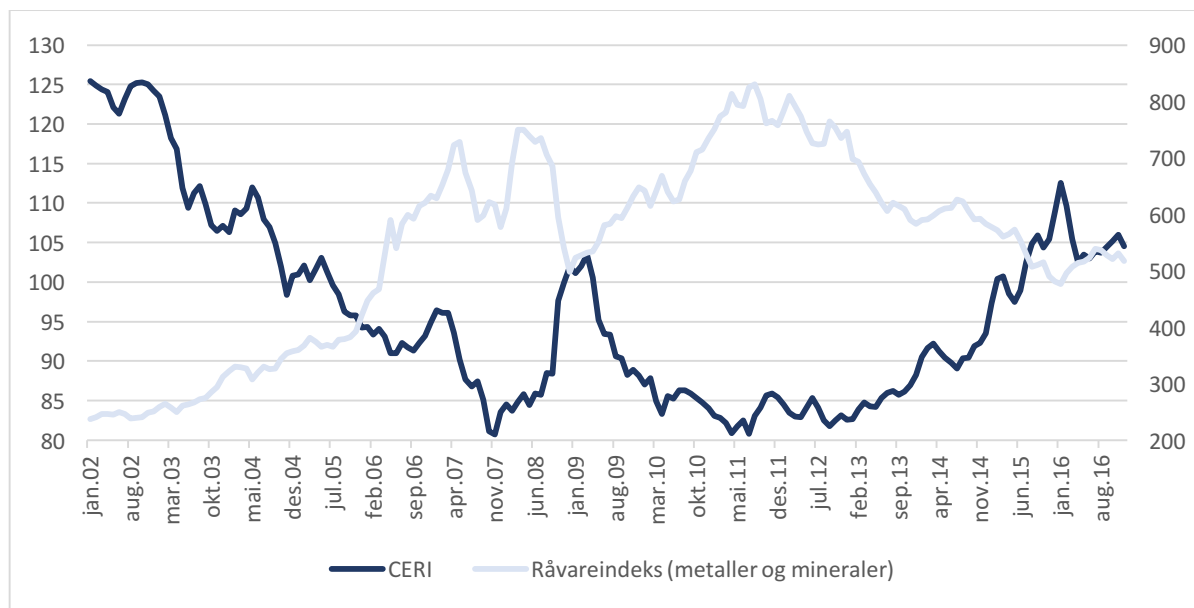
6. Metaller og mineraler (mmindeks)

I tillegg til olje og gass har Canada rikelig tilgang til metaller og mineraler. Som nevnt tidligere fant Chen og Rogoff (2003), som fokuserte på *non-energy*-råvarer, at råvarer har innflytelse på CAD. Berg, Guérin og Imura (2016) finner på samme måte som med energiråvarer at en råvareindeks basert på *non-energy*-råvarer er med på å forklare svingningene i CAD. Derfor forsøkes det her å skille ut effekten fra metaller og mineraler. Her brukes Bank of Canadas råvareindeks, men kun delen knyttet til metaller og mineraler²⁴. Den kalkuleres ved bruk av spot/transaksjonspriser i USD for råvarer produsert i Canada og solgt i verdensmarkedet.

²³ Bank of Canada bruker strengt tatt prisen knyttet til 1-måneders futures av denne prisen. Se Bank of Canada (2017c) for detaljer om indeksen.

²⁴ Se Bank of Canada (2017c) og datakilden for nærmere beskrivelse.

Observasjonene er månedlige noteringer av indeksen og basisåret er 1972 der indeksen er lik 100.

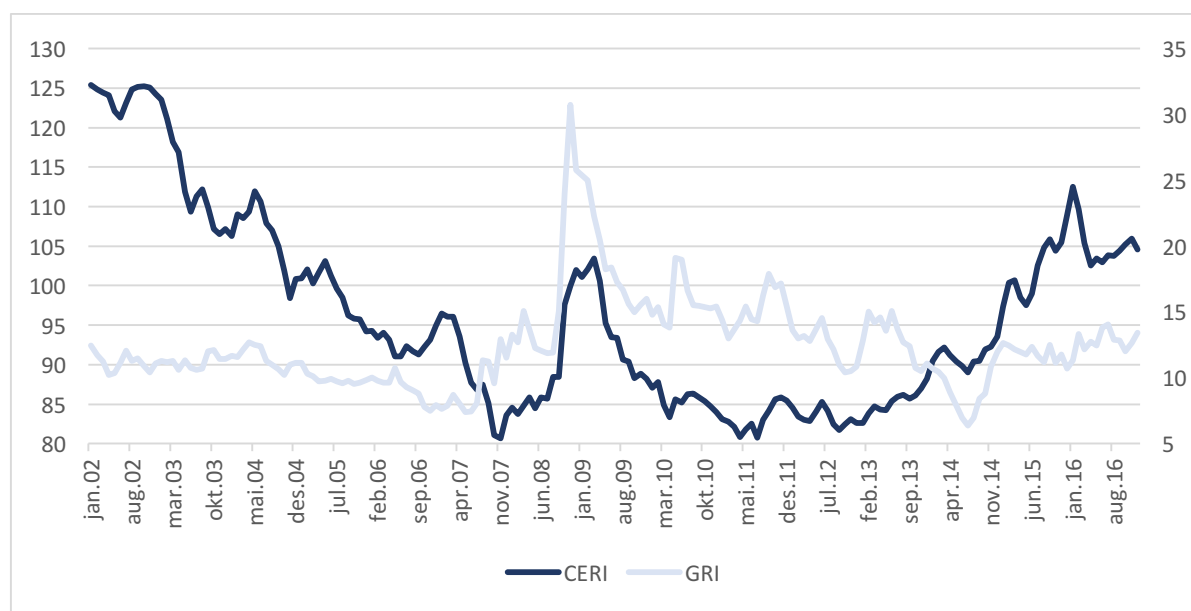


Figur 24 – Utviklingen i indeksen for metaller og mineraler mot CERI

Grafene ser ut til å vise en klar sammenheng mellom den canadiske dollarkursen og indeksen. En appresiering (depresiering) av CAD ser ut til å være forbundet med en økning (nedgang) i indeksen.

7. GRI

GRI måles her på samme måte som ved modelleringen av NOK for å fange opp markedsuro. Også her brukes månedssnittet av daglige noteringer.



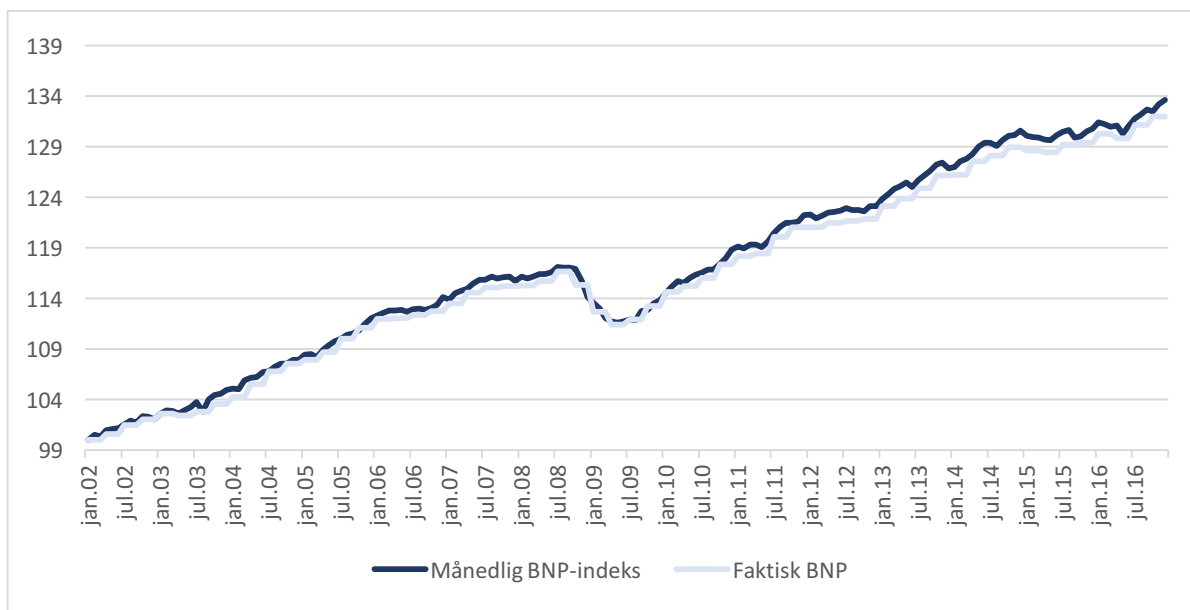
Figur 25 – Utviklingen i GRI mot CERI

En ser at CAD deprimerte kraftig under finanskrisen. Utenom den observasjonen er det vanskelig å se en klar sammenheng mellom variablene. Flatner (2009) kategoriserer CAD som hverken en *safe haven* eller motsatt av *safe haven*-valuta.

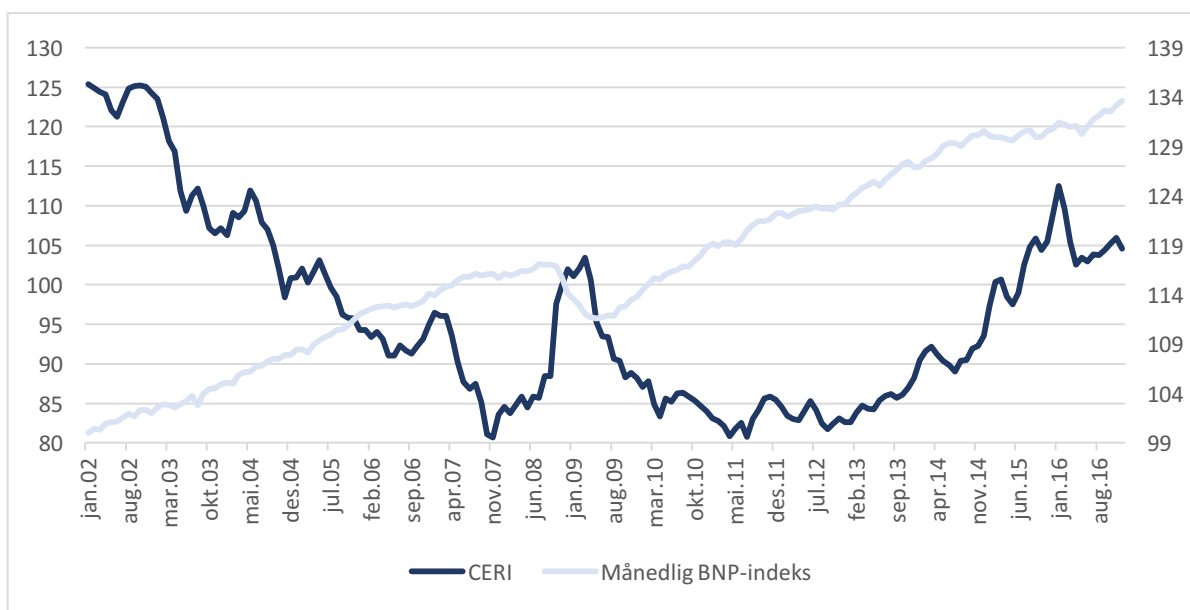
8. Bruttonasjonalprodukt (BNP)

I motsetning til Norge har Canada utarbeidet en tidsserie for BNP på månedlig basis²⁵. Med en korrelasjonskoeffisient mellom faktisk BNP og den månedlige tidsserien av BNP lik tilnærmet en, fungerer den utmerket til å representere økonomisk vekst. Dette kommer like tydelig frem i figur 26 der begge tidsseriene er indeksert med basisår i januar 2002 hvor indekserverdien er lik 100.

²⁵ Se Statistics Canada (2017) for detaljer.



Figur 26 – Utviklingen i månedlig BNP-indeks mot faktisk BNP

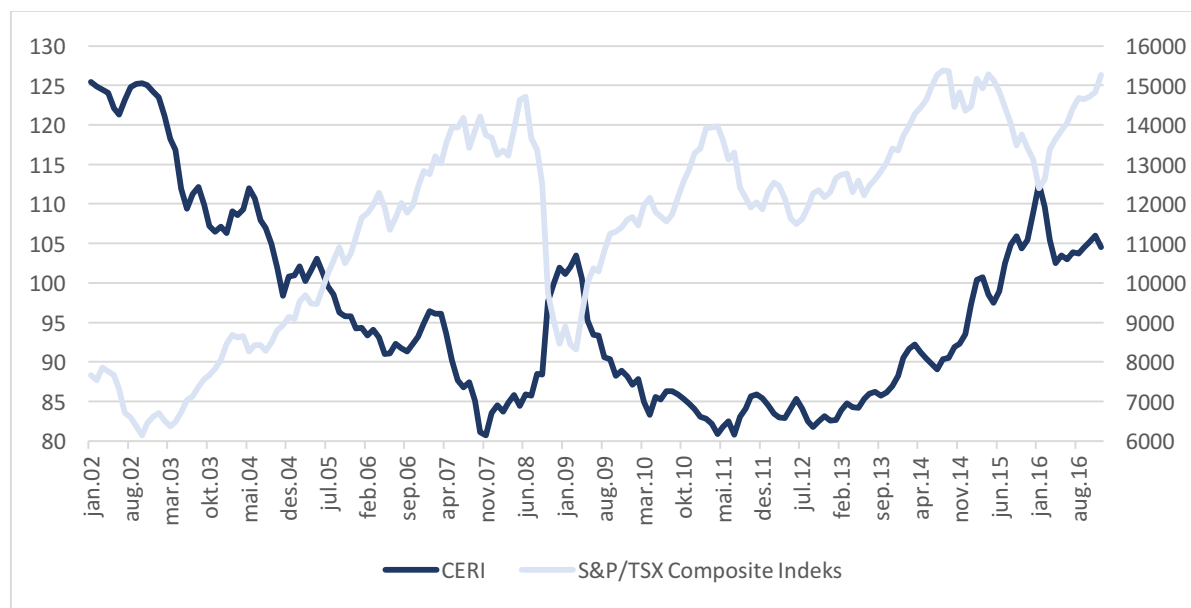


Figur 27 – Utviklingen i månedlig BNP-indeks mot CERI

I henhold til teori skal en økning i realinntekt føre til en appresiering av CAD. Ut i fra grafene er det vanskelig å observere om utviklingen har vært i samsvar med teorien eller ikke.

9. S&P/TSX Composite Index (TSX)

TSX representerer det hjemlige aksjemarkedet og er inkludert fordi det forventes at en endring i dette markedet vil ha en effekt på CAD da investorer trenger CAD for å investere i canadiske aksjer. Indeksen er referanseindeksen i Canada og er basert på de 250 største selskapene, målt etter markedsverdi og aksjers likviditet, notert på Toronto Stock Exchange. Her brukes månedssnittet av daglige noteringer.

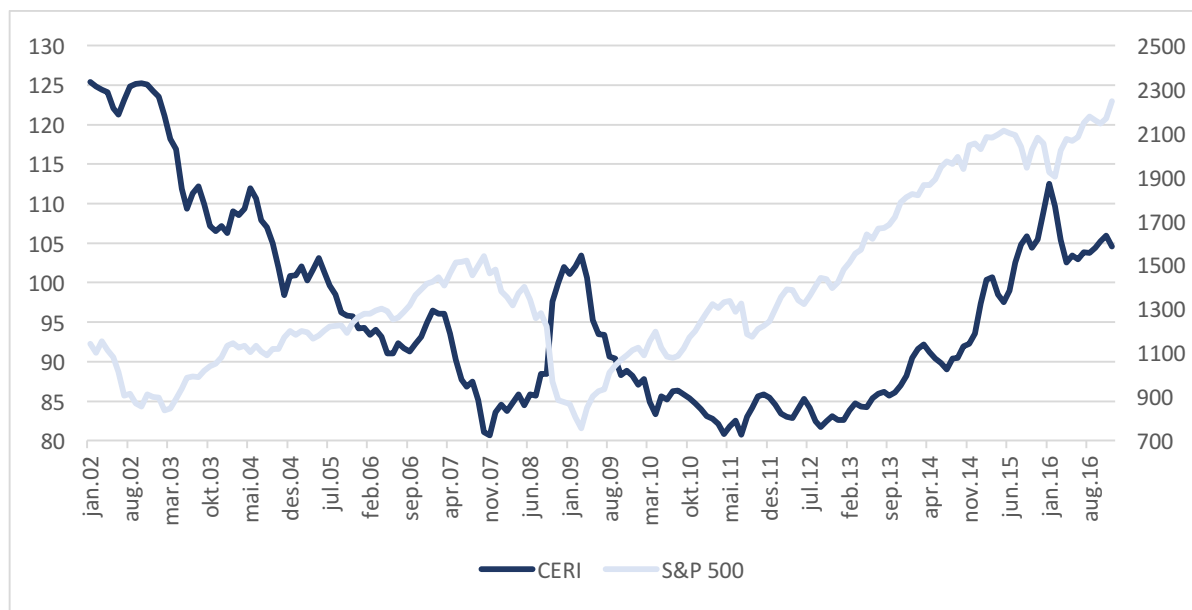


Figur 28 – Utviklingen i S&P/TSX Composite Index mot CER

Visuelt observeres det en viss sammenheng mellom TSX og CAD. En ser en tendens til at når TSX øker (synker) er det forbundet med en appresiering (depresiering) av CAD. Fra 2013 til første kvartal av 2015 er denne sammenheng tilnærmet snudd.

10. S&P500

I likhet med modelleringen av kronkursen representerer S&P500 også her det globale aksjemarkedet. Her brukes månedssnittet av daglige noteringer.



Figur 29 – Utviklingen i S&P 500 Index mot CERI

Den historiske utviklingen tyder på at det er en tendens til at en stigning (nedgang) i S&P500 medfører en appresiering av CAD, dog noe varierende. Fra midten av 2011 observeres det at denne tendensen ikke virker like aktuell lenger.

4.1.3 Transformering av data

Før estimeringen av modellvariablene blir alle variablene bortsett fra renter transformert til logaritmisk form. Dermed kan de estimerte koeffisientene tilnærmet tolkes som elastisiteter. Siden rentene allerede er oppgitt i prosent blir ikke de transformert.

Sammenhengene og tolkningene av figurbetragtningene av variablene bør tolkes med varsomhet. De er ment for å illustrere historisk utvikling samt gi en pekepinn på hvordan de ulike forklaringsvariablene har beveget seg mot valutakursene. Derfor er det viktig at en er klar over at sammenhengene som fremkommer her kan være misvisende da det er flere faktorer som påvirker valutakursene samtidig. For å kunne tallfeste sammenhengene vil valutakursene estimeres økonometrisk for å avdekke hvor viktige de ulike forklaringsfaktorene er.

4.2 Økonometrisk metode

For å analysere den økonomiske sammenhengen i denne studien vil det, som nevnt innledningsvis i kapittel 4, estimeres modeller for hver valutakursindeks. Den ene modellen tar sikte på å forklare den kortsiktige utviklingen til valutakursindeksene, mens den andre fokuserer på den langsiktige utviklingen. Modellene bygger på tidsserievariablene presentert i forrige delkapittel. Tidsserievariabler inneholder tidsserieegenskaper som må hensynstas og som vil bli gjennomgått i det påfølgende delkapittelet.

Korttidsmodellen estimeres ved bruk av velkjente *minste kvadraters metode* (OLS). For å kunne anvende den produserte regresjonsmodellen ved bruk av tidsserier settes det krav til standard forutsetninger for OLS av tidsserier. Forutsetningene inkluderer linearitet i parameterne, ikke perfekt kollinearitet, homoskedastisitet, ingen autokorrelasjon, normalitet i feilleddene og at forventningen til feilleddene er null²⁶ (Wooldridge, 2014, s. 279-285). I analysen av korttidsmodellen som presenteres senere blir det gjennomgått ulike diagnostiske tester for å undersøke hvorvidt noen av forutsetningene for modellen brytes.

Langtidsmodellen blir estimert ved å konstruere en vektor feiljusteringsmodell (VECM). En slik modell kan brukes til å undersøke langtidssammenhengen mellom variablene dersom det kan påvises at en eller flere integrerte variabler er kointegrerte. Under neste kapittel vil tidsserieegenskaper gjennomgå og en vil da få en mer inngående diskusjon om hvordan langtidsmodellen blir til.

²⁶ Se Wooldridge (2014) for mer inngående beskrivelse av forutsetningene.

4.3 Tidsserieegenskaper

4.3.1 Stasjonaritet

Stasjonaritet er ifølge Beckett (2013) den viktigste egenskapen til en tidsserie. Bruk av ikke-stasjonære tidsserier i en regresjon kan føre til spuriøse resultater. Det betyr at en modell kan oppnå resultater som indikerer signifikante sammenhenger selv om det ikke er tilfellet. Slike uønskede resultater kan komme av trender i tidsseriene, nærmere bestemt deterministisk eller stokastisk trend (Hill, Lim & Griffiths, 2012, s. 335-340).

En deterministisk trend betyr at tidsserien endres med en fast sats i hver periode. Denne trenden kan korrigeres for ved å inkludere en trendvariabel i modellen slik at tidsseriene blir stasjonære. En stokastisk trend er derimot tilfeldig og varierer over tid, der den enkleste formen er *random walk*. Ideen bak *random walk* er at morgendagens verdi er lik dagens verdi pluss en uforutsigbar endring. En utvidelse av denne modellen er *random walk with drift*, der en inkluderer en *drift* (konstantledd) i modellen slik at morgendagens verdi også avhenger av nivået på konstantleddet. Slike stokastiske trender kan lede til konklusjoner der en tror at tidsseriene har en sammenheng når det ikke er tilfellet. Det betyr at en kan unngå uønskede spuriøse resultater som følge av ikke-stasjonaritet ved å ikke inkludere en eller flere ikke-stasjonære tidsserier i modellen. Problemet med stokastisk trend kan løses ved differensiering av tidsseriene. Dette kommes tilbake til under utredningen av formelle tester for stasjonaritet (Stock & Watson, 2012, s. 588-593).

En tidsserie er kovarians-stasjonær (svak stasjonaritet) hvis følgende kriterier er oppfylt for tidsserievariabelen y_t til hvert tidspunkt t ²⁷:

- $E(y_t) = u$ (konstant gjennomsnitt)
- $var(y_t) = \sigma^2$ (konstant varians)
- $kov(y_t, y_{t+s}) = kov(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s$ (kovarians avhenger av s , ikke t)

²⁷ En strengt stasjonær prosess krever en konstant sannsynlighetsfordeling (Wooldridge, 2014, s. 306).

Det siste kriteriet betyr at kovariansen mellom to observasjoner kun avhenger av lengden mellom de to observasjonene, og ikke av når observasjonen er gjort (Wooldridge, 2014, s. 306-307). Bryter en av tidsseriene en av disse kriteriene vil den per definisjon være ikke-stasjonær.

4.3.1.1 Dickey-Fuller-test

En tidsserie som ikke er stasjonær sies å ha en *unit root*. Dermed kan en teste tidsseriene for *unit roots* for å avdekke om de er ikke-stasjonære. Den mest brukte formelle metoden for å undersøke hvorvidt en tidsserie har *unit root* eller ikke er ved hjelp av en Dickey-Fuller test, oppkalt etter Dickey og Fuller (1979). Denne testen tar utgangspunkt i en *autoregressive model* (AR)²⁸. En AR av første orden, AR(1), kan testes for *unit root* gjennom følgende modifiserte likning:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + u_t, \quad (19)$$

ved følgende hypoteser:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta < 0$$

Hvis nullhypotesen beholdes eksisterer det en *unit root* og variabelen er ikke stasjonær (Stock & Watson, 2015, s. 593).

Standardtesten presentert ovenfor anvendes kun av AR(1)-modeller. Tidsserier inneholder ofte autokorrelasjon, noe denne Dickey-Fuller-testen ikke fanger opp. Derfor må en ofte benytte seg av en utvidet versjon av testen, en *augmented Dickey-Fuller test* (ADF). Denne testen tar utgangspunkt i AR(p)-modeller som inkluderer laggede førstedifferanser av den aktuelle variabelen for å fjerne eventuell autokorrelasjon. Følgende regresjon kan testes ved bruk av en ADF-test:

²⁸ Se Stock & Watson (2015) for en nærmere beskrivelse av AR-modeller.

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-1} + u_t, \quad (20)$$

der p er antall lags og følgende hypotesetesting gjennomføres:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta < 0$$

Hvis nullhypotesen forkastes er tidsserien stasjonær. Denne testen kan gjennomføres både med og uten konstantledd og/eller trend (Stock & Watson, 2015, s. 593-596).

Selv om ADF-testen er den mest brukte i praksis vil denne studien bruke en *DF-GLS*-test for å undersøke om tidsseriene inneholder en *unit root*. Testen er utviklet av Elliot, Rothenberg og Stock (1996) og er en mer robust test enn ADF da den oftere forkaster nullhypotesen når alternativhypotesen er sann. Den gjennomføres ved å først estimere skjæringspunktet og trenden ved bruk av *generalized least squares*²⁹, for så å utføre en Dickey-Fuller-test der regresjonen ekskluderer både skjæringspunktet og en tidstrend. Antall lags som brukes i denne studien for DF-GLS-testene er basert på *Modified Akaike Information Criterion* (MAIC) etter Ng & Perrons (2001) sine funn. De kritiske verdiene for å avgjøre hypotesetestene er annerledes enn for ADF og er hentet fra Elliot, Rothenberg og Stock (1996) (Stock & Watson, 2015, s. 642-689).

Som tidligere nevnt kan stokastiske trender løses ved differensiering av tidsseriene. En tidsserie som blir stasjonær ved å differensieres en gang er en tidsserie som er integrert av første orden, $I(1)$. Stasjonære variabler er dermed integrert av orden null, $I(0)$. Med andre ord betegnes en variabel som må differensieres d ganger for å bli stasjonær å være integrert av orden d , $I(d)$ (Hill et al., 2012, s. 343-344).

²⁹ Se Stock & Watson (2015) for en nærmere beskrivelse.

4.3.2 Autokorrelasjon og heteroskedastisitet

Forutsetningene presentert i kapittel 4.2 krever at feilleddene både er homoskedastiske og ikke autokorrelerte. Ved autokorrelasjon vil ikke standardavvikene og t-verdiene til OLS være gyldige. Dermed må følgende forutsetning holde for feilleddene for at de ikke skal være autokorrelerte (Nilsen, 2015):

$$\text{kov}(u_i, u_j) = 0, \text{ for alle } i \neq j \quad (21)$$

I denne studien benyttes testen av Breusch (1978) og Godfrey (1978), Breusch-Godfrey LM-testen, for å undersøke om nullhypotesen beholdes. Det vil si at det ikke eksisterer autokorrelasjon. Årsaken til at denne testen brukes er at denne testen kan teste for autokorrelasjon av høyere orden. For å teste om residualene i modellene har konstant varians over tid (homoskedastiske) vil testen Breusch-Pagan/Cook-Weisberg for heteroskedastisitet brukes, oppkalt etter Breusch og Pagan (1979) og Cook og Weisberg (1983). Nullhypotesen for denne testen er at residualene er homoskedastiske.

4.3.3 Kointegrasjon

Den generelle regelen for tidsserier er at hvis en mistenker at de ikke er stasjonære skal de ikke brukes i modellen. Hvis to eller flere variabler deler en liknende stokastisk trend, det vil si at de aldri avviker for langt fra hverandre, finnes det derimot ett unntak fra den generelle regelen. Unntaket innebærer at disse to variablene, som begge har en *unit root*, har en langsiktig sammenheng. Dette refereres til som kointegrasjon, først foreslått i Granger (1981) og senere utvidet og formalisert i Engle og Granger (1987).

Gitt at y_t og x_t er ikke-stasjonære I(1)-variabler og gir følgende sammenheng:

$$y_t = a + \beta x_t + u_t \quad (22)$$

Da vil en også forvente at feilleddet er ikke-stasjonært siden det er en lineær kombinasjon av y_t og x_t :

$$u_t = y_t - \alpha - \beta x_t, \quad (23)$$

noe som betyr at også u_t er I(1). I noen tilfeller vil derimot feilleddet være stasjonert fordi begge I(1)-variablene sine *unit roots* ”kansellerer hverandre ut” og dermed er kointegrerte. De kointegrerte variablene kan dermed brukes i regresjonsmodeller fordi de gir en økonomisk tolkning gjennom en langsiktig likevektssammenheng. Det betyr at selv om tidsseriene kan avvike fra den langsiktige sammenhengen på kort sikt, representert gjennom feilleddet u_t , vil de følge hverandre på lang sikt (Hill et al., 2012, s. 346).

På samme måte som en kan gjøre tidsserier stasjonære ved å differensiere variablene ser en at den stokastiske trenden kan elimineres ved hjelp av kointegrasjon. Gitt at to variabler er I(1) kan en eliminere den stokastiske trenden ved å beregne $y_t - \beta x_t$, der β (kointegrasjonskoeffisienten) er satt for å eliminere den stokastiske trenden fra differansen. Hvis dette uttrykket (feiljusteringsleddet) er I(0), er variablene kointegrerte og de kan da brukes i en regresjonsanalyse på nivåform siden de er stasjonære (Stock & Watson, 2015, s. 692-693).

4.3.3.1 Johansen-test

En av de mest brukte metodene for å undersøke om variablene er kointegrerte, og som også vil bli benyttet i denne studien, er fremgangsmåten til Johansen-testen (Johansen, 1988; Johansen, 1991; Johansen & Juselius, 1990). Testen tar utgangspunkt i en *vektor autoregressiv modell*³⁰ (VAR). En slik multivariat modell utvider den univariate AR-modellen til en vektor bestående av flere variabler. Johansen-testen tester restriksjonene kointegrasjonen legger på en VAR-modell:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (24)$$

hvor y_t er en vektor av variabler i k dimensjoner som antas å være I(1)-serier (dog kan også være I(0)), A_i , $i=1, \dots, p$ er koeffisientmatrisen, mens ε_t er en vektor av residualene i k

³⁰ Se Bjørnland og Thorsrud (2014) for en nærmere beskrivelse av VAR-modell.

dimensjoner. Ved å trekke fra y_{t-1} fra begge sider av likhetstegnet i likning 24 sitter en igjen med følgende sammenheng:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (25)$$

hvor

- $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$
- $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$
- $I = \text{identitetsmatrisen}$

Likning 25 fremstår nå som en vektor feiljusteringsmodell der leddene på differanseform representerer korttidssammenhengen, mens leddene på nivåform representerer langtidssammenhengen (Wang, 2003, s. 18-19).

Egenskapene til matrisen Π er avgjørende for kointegrasjon. Hvis ikke y_t allerede er stasjonær må leddet Πy_{t-1} enten være null eller $I(0)$. Dette kravet er oppfylt i følgende tre situasjoner der k tilsvarer antall variabler i modellen og r tilsvarer antall lineære kombinasjoner:

1. Π har full rang. Det betyr at alle variablene i y_t er stasjonære ($k = r$)
2. Π har null rang. Det betyr ingen kointegrasjon og impliserer ingen lineære sammenhenger. Variablene på nivåform, leddet Πy_{t-1} , forsvinner fra likning 25 ($r = 0$)
3. Π har redusert rang. Det betyr at det da eksisterer opp til $(k - 1)$ kointegrerte forhold ($0 < r < k$)

Gitt at en har en redusert form for rang, slik situasjon tre beskriver, forutsetter en at det er mulig å faktorisere Π til:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (26)$$

hvor både α og β er matriser av dimensjon $(k * r)$ med rang r . Det finnes da r kointegrasjonsvektorer $\beta' y_t$, som er stasjonære $I(0)$ -serier. Stasjonariteten i $\beta' y_t$ impliserer en

langsiktig sammenheng mellom enten y_t eller en del av y_t . Variablene i konintegrasjonsvektorene vil dermed ikke avvike fra hverandre over tid, noe som betyr at individuelle avvik fra likevekt blant variablene i konintegrasjonsvektorene vil reverseres over tid. Likning 25 kan som følge av at Π har redusert rang utledes slik:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Ut fra likningen finner en informasjon om både korttidsdynamikken og langtidslikevekten mellom variablene y_t . Mens α angir hastigheten på hvor raskt systemet reverserer til likevekt, forteller $\beta' y_{t-1}$ størrelsen på avviket fra langtidslikevekten (Wang, 2003, s. 18-19; Harris & Sollis, 2003, s. 110-113).

Modellen fra likning 27 legger grunnlaget for kointegrasjonstestene samt modelleringen av kronekursen og den canadiske dollaren. Resultatene fra modelleringen, både korttidsdynamikkene og langtidslikevektene, vil bli presentert under de empiriske resultatene for valutakursene.

5. Empirisk analyse

I dette kapittelet vil resultatene presenteres med påfølgende diskusjoner om hvordan disse resultatene kan tolkes samtidig som de vil sammenliknes mot referansestudiene. Først gjennomgås hvorvidt tidsseriene er stasjonære eller ikke. Deretter undersøkes det gjennom kointegrasjonstester om det eksisterer noen langsiktige sammenhenger mellom variablene. På bakgrunn av kointegrasjonstestene vil det utledes vektor feiljusteringsmodeller. Fra de utledede vektor feiljusteringsmodellene fremkommer de langsiktige sammenhengene som legger grunnlaget for korttidsmodellene, der både kort- og langtidsdynamikkene blir tatt høyde for. Videre vil det bli gjennomført diagnostiske tester for å måle modellenes robusthet. Til slutt vil resultatene fra modellene til NOK og CAD sammenliknes. For å gjennomføre tester og analyser har Stata blitt benyttet.

5.1 Stasjonaritet

For å unngå bruk av ikke-stasjonære variabler blir alle tidsseriene testet for stasjonaritet ved hjelp av en DF-GLS-test. Nullhypotesen er at tidsseriene inneholder *unit roots*, det vil si at de ikke er stasjonære. Som nevnt brukes MAIC for finne optimalt antall lags og de kritiske verdiene for å avgjøre hypotesetestene er hentet fra Elliot, Rothenberg og Stock (1996). Maksimalt antall lags for testene er satt til seks.

Alle variablene blir testet med både konstant og konstant og trend når de er på nivåform. Det betyr at det antas at ingen av variablene har gjennomsnitt lik null da begge alternativene inkluderer en konstant. Alternativet som inkluderer konstant og trend tester om noen av variablene er trendstasjonære. Det vil si om variablene inneholder en deterministisk trend. Resultatene fra testen er gjengitt i tabell 1 og 2 for henholdsvis Norge og Canada sine variabler.

	Variabel	Med konstant	Med konstant og trend
1.	kki ^{nom}	-1.427 (4)	-1.437 (4)
2.	(i ^{NOK} -i ^{EUR})	-1.785* (6)	-2.140 (5)
3.	(p ^{NOR} -p ^{EUR})	-0.887 (1)	-0.766 (1)
4.	oljepris	-0.421 (6)	-1.039 (6)
5.	gasspris	-2.579** (1)	-3.824*** (1)
6.	gri	-2.827*** (1)	-2.851* (1)
7.	industriproduksjon	-0.433 (2)	-1.219 (2)
8.	osebx	0.050 (1)	-2.329 (1)
9.	s&p500	-0.342 (6)	-1.816 (6)
10.	(i ^{NOK} -i ^{EUR})*gri	-1.020 (1)	-1.496 (1)

*Antall lags i parentes
**Benyttet MAIC for å finne optimal antall lags
***Testverdiene sammenlignes mot de kritiske verdiene utarbeidet av ERS
**** *10 % signifikansnivå, **5 % signifikansnivå, ***1 % signifikansnivå

Tabell 1 – DF-GLS-test for Norge, variabler på nivåform

	Variabel	Med konstant	Med konstant og trend
1.	ceri ^{nom}	-0.627 (1)	-0.913 (1)
2.	(i ^{CAD} -i ^{USD})	-2.328** (5)	-2.359 (5)
3.	(p ^{CAN} -p ^{USA})	-0.393 (1)	-1.583 (1)
4.	oljepris	-0.466 (6)	-1.083 (6)
5.	gasspris	-1.223 (1)	-1.508 (1)
6.	mmindeks	-0.191 (1)	-0.674 (1)
7.	gri	-2.827*** (1)	-2.851* (1)
8.	bnp	1.878 (3)	-2.110 (3)
9.	s&p/tsx	-0.111 (6)	-2.191 (6)
10.	s&p500	-0.342 (6)	-1.816 (6)

*Antall lags i parentes
**Benyttet MAIC for å finne optimal antall lags
***Testverdiene sammenlignes mot de kritiske verdiene utarbeidet av ERS
**** *10 % signifikansnivå, **5 % signifikansnivå, ***1 % signifikansnivå

Tabell 2 – DF-GLS-test for Canada, variabler på nivåform

Antall lags er oppgitt i parentes ved siden av testverdiene samt signifikansnivået for variablene. I modellen for Norge er gassprisen og GRI stasjonære på nivåform, det vil si I(0)-variabler. I og med at 10 % signifikansnivå ikke vurderes som tilfredsstillende er det kun gassprisen som er stasjonær når trend inkluderes, mens rentedifferansen vurderes som ikke-stasjonær for begge alternativene. I modellen for Canada vurderes GRI og rentedifferansen som I(0)-variabler i alternativet uten trend. De resterende variablene i begge modellene forkaster ikke nullhypotesen om at de inneholder en *unit root*. Som følge av at majoriteten av

variablene for begge modellene ikke er trendstasjonære vil estimeringen av modellene fortsette uten en trendvariabel.

Variabler som er ikke-stasjonære kan gjøres stasjonære ved hjelp av differensiering, nærmere beskrevet i kapittel 4.3. Resultatene av *unit root*-testene når variablene er på endringsform er gjengitt i tabell 3 og 4 for henholdsvis Norge og Canada sine variabler.

	Variabel	Med konstant
1.	Δkki^{nom}	-2.031** (6)
2.	$\Delta(i^{NOK} - i^{EUR})$	-2.034** (3)
3.	$\Delta(p^{NOR} - p^{EUR})$	-3.967*** (6)
4.	$\Delta oljepis$	-4.117*** (4)
5.	$\Delta gasspris$	-2.069** (2)
6.	Δgri	-3.200*** (6)
7.	$\Delta industriproduksjon$	-2.172** (6)
8.	$\Delta os ebx$	-3.802*** (6)
9.	$\Delta s \& p 500$	-2.287** (6)
10.	$\Delta(i^{NOK} - i^{EUR}) * gri$	-1.950** (5)
*Antall lags i parentes		
**Benyttet MAIC for å finne optimal antall lags		
***Testverdiene sammenlignes mot de kritiske verdiene utarbeidet av ERS		
**** *10 % signifikansnivå, **5 % signifikansnivå, ***1 % signifikansnivå		

Tabell 3 – DF-GLS-test for Norge, variabler på differensiert form

	Variabel	Med konstant
1.	$\Delta ceri^{nom}$	-5.096*** (3)
2.	$\Delta(i^{CAD} - i^{USD})$	-3.689*** (5)
3.	$\Delta(p^{CAN} - p^{USA})$	-2.749*** (5)
4.	$\Delta oljepis$	-4.131*** (4)
5.	$\Delta gasspris$	-4.611*** (5)
6.	$\Delta mmindeks$	-4.563*** (4)
7.	Δgri	-3.200*** (6)
8.	Δbnp	-2.501** (5)
9.	$\Delta s \& p / tsx$	-4.362*** (3)
10.	$\Delta s \& p 500$	-2.287** (6)
*Antall lags i parentes		
**Benyttet MAIC for å finne optimal antall lags		
***Testverdiene sammenlignes mot de kritiske verdiene utarbeidet av ERS		
**** *10 % signifikansnivå, **5 % signifikansnivå, ***1 % signifikansnivå		

Tabell 4 – DF-GLS-test for Canada, variabler på differensiert form

Som en ser er alle variablene for begge modellene stasjonære når de er på endringsform³¹. Det betyr at de kan brukes i regresjonsmodeller uten frykt for at bruken av dem vil føre til spuriøse resultater.

5.2 Kointegrasjon

For å undersøke om det eksisterer kointegrerte forhold mellom variablene benyttes Johansen-testen. Her brukes det en *trace-test*, også kalt Johansen's *trace statistic method*, for å finne ut hvilken rang Π ³² har. *Trace-testen* tar utgangspunkt i nullhypotesen om at det er maksimum r kointegrasjonsvektorer. Det betyr at den først tester nullhypotesen om at det eksisterer maksimum null kointegrasjonsvektorer. Blir denne nullhypotesen avvist testes det for om det finnes maksimum en kointegrasjonsvektor. Slik gjentas denne prosedyren helt til nullhypotesen beholdes og det ikke kan påvises flere kointegrasjonsvektorer. For hver hypotesetest sammenliknes *trace*-verdien mot den aktuelle kritiske verdien. Overgår *trace*-verdien den kritiske verdien forkastes nullhypotesen og metoden fortsetter til neste hypotesetest. Antall lags benyttet for testen er basert på en *preestimation* av anbefalt antall lags for hvert alternativ gjennom Stata³³.

Fremgangsmåten for å finne de langsiktige forholdene rundt valutakursene starter med å undersøke om det foreligger kointegrasjon mellom variablene ved hjelp av Johansen-testen. Fremkommer det kointegrasjon vil sammenhengen prøves ut i en vektor feiljusteringsmodell. Her vil koeffisientene til variablene først undersøkes for om de er statistisk signifikante. Deretter vil koeffisientene vurderes etter om de opptrer tilfredsstillende i henhold til teori og økonomisk intuisjon. Slik vil prosedyren fortsette til modellene som utvikles er godt spesifisert. Resultatene fra *trace*-testene er presentert i de påfølgende underkapitlene.

³¹ I tabellen for Norge har antall lags for rentedifferansen og gassprisen blitt valgt manuelt da MAIC sitt forslag resulterte i *unit roots*. Færre lags enn det MAIC foreslår avviser nullhypotesen som en ser fra tabellen.

³² Matrisen Π rang indikerer antall kointegrasjonsvektorer.

³³ Se Stata (2017a) for detaljer.

5.2.1 Norge

	Variabler	Kointegrerte forhold	Trace-verdi	Kritisk verdi
1.	kki + rentediff	0	8,3131 (2)	15,41
2.	kki + prisdifff	0	11,4467 (2)	15,41
3.	kki + rentediff + prisdifff	0	28,8246 (2)	29,68
4.	kki + rentediff + oljepris	0	27,6958 (3)	29,68
5.	kki + prisdifff + oljepris	0	17,7312 (3)	29,68
6.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris	1	25,4564 (3)	29,68
7.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gasspris	1	45,8332 (2)	47,21
8.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gri	0	60,6687 (2)	68,52
9.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gasspris + gri	1	59,7634 (2)	68,52
10.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gasspris + gri + industriprod	3	38,2758 (2)	47,21
11.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gasspris + gri + industriprod + osebx	3	65,7631 (2)	68,52
12.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gasspris + gri + industriprod + osebx + s&p500	3	92,6393 (2)	94,15
13.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + industriprod	1	45,4464 (2)	47,21
14.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + industriprod + osebx	2	43,6018 (2)	47,21
15.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gri + industriprod	2	36,3428 (2)	47,21
16.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + gri + industriprod + s&p500	2	54,4593 (2)	68,52
17.	kki + rentediff + prisdifff + oljepris + industriprod + s&p500	1	62,6049 (2)	68,52
*Antall lags i parentes				
**Hver hypotesetest testes mot et signifikansnivå på 5 %				
***Antall lags er basert på en <i>preestimation</i> av anbefalt antall lags gjennom Stata				

Tabell 5 – Trace-test for Norge

Tabell 5 viser et utvalg av variabellsammensetningene som har blitt undersøkt for Norge. Variabelkombinasjonene som har blitt testet har tatt utgangspunkt i tidligere empiri, referansestudiene og forskningsspørsmålene. Det vil si at rentedifferansen, prisdifferansen, oljeprisen og gassprisen har hatt en sentral rolle ved utviklingen av modellen.

Fra tabellen ser en at både *ren* UIP og PPP avvises på lang sikt. I tillegg avvises en modifisert PPP der oljeprisen inngår med det relative prisnivået, noe som Bernhardsen og Røisland (2000) finner. Kombinasjonen rentedifferansen og oljepris blir også avvist av *trace*-testen i

motsetning til Bernhardsen (2008) som finner denne langtidssammenhengen. Alstad (2010) og Flatner et al. (2010) ender opp med en langtidssammenheng bestående av prisdifferansen, rentedifferansen og oljeprisen. I henhold til tabellen ser en at også her eksisterer det en langsiktig sammenheng mellom variablene, men når de testes i en feiljusteringsmodell er oljeprisen langt fra signifikant og modellen virker å være feilspesifisert.

Videre forsøkes flere kombinasjoner som gir kointegrerte forhold, men som opptrer lite tilfredsstillende når de testes i en feiljusteringsmodell, som oftest enten i form av lite statistisk signifikante variabler eller lite økonomisk intuitive variabelkoeffisienter. Blant annet passer GRI, som inngår i Naug (2003) sin langtidssammenheng, dårlig i modellene som estimeres. Det samme gjør et ledd der renteforskjellen inngår multiplikatvt med GRI, leddet Naug (2003) bruker for å frem sin langtidseffekt fra GRI. I tillegg resulterer bruken av gassprisen i lite tilfredsstillende resultater som gjør at den må ekskluderes fra den foretrukne modellen, noe som vil kommenteres ytterligere under tolkningen av langtidssammenhengen.

Det er først når KKI, rentedifferansen, prisdifferansen, oljeprisen, industriproduksjon og S&P500 inngår samtidig i en feiljusteringsmodell resultatene er tilfredsstillende og i tråd med tidligere empiri og teori, med unntak av industriproduksjon som har en motsatt effekt enn forventet. Likevel inkluderes denne variabelen da den bidrar til at modellen estimerer fornuftige resultater. Koeffisientene har da en fornuftig størrelse samtidig som de er statistisk signifikante.

5.2.2 Canada

1.	Variabler	Kointegrerte forhold	Trace-verdi	Kritisk verdi
1.	ceri + rentediff	0	9,9208 (3)	15,41
2.	ceri + prisdiff	0	14,9762 (2)	15,41
3.	ceri + rentediff + prisdiff	0	21,4603 (3)	29,68
4.	ceri + rentediff + oljepris	1	9,5591 (3)	15,41
5.	ceri + prisdiff + oljepris	1	14,8499 (2)	15,41
6.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris	0	44,1175 (3)	47,21
7.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gasspris	0	62,5293 (3)	68,52
8.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + mmindeks	1	39,0820 (3)	47,21
9.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gri	0	64,3496 (2)	68,52
10.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gasspris + mmindeks	1	58,0495 (3)	68,52
11.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gasspris + gri	0	87,0402 (3)	94,15
12.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gasspris + mmindeks + gri	1	85,4333 (3)	94,15
13.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gasspris + mmindeks + gri + bnp	1	121,4543 (1)	124,24
14.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gasspris + mmindeks + gri + bnp + s&p/tsx	2	110,1515 (1)	124,24
15.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + gasspris + mmindeks + gri + bnp + s&p/tsx + s&p500	2	150,7805 (1)	156,00
16.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + mmindeks + gri + bnp + s&p/tsx	1	119,9738 (1)	119,97
17.	ceri + rentediff + prisdiff + oljepris + bnp + s&p500	2	42,5878 (1)	47,21
18.	ceri + rentediff + oljepris + bnp + s&p500	1	42,4461 (1)	47,21
*Antall lags i parentes				
**Hver hypotesetest testes mot et signifikansnivå på 5 %				
***Antall lags er basert på en <i>preestimation</i> av anbefalt antall lags gjennom Stata				

Tabell 6 – Trace-test for Canada

Tabell 6 viser et utvalg av variabelsammensetningene som har blitt undersøkt for Canada. Som følge av bruken av Canada som sammenlikningsgrunnlag er det blitt tatt utgangspunkt i den foretrukne modellen for KKI og forskningsspørsmålene med tanke på kombinasjonene av variablene som har blitt testet. Det vil si at rentedifferansen, prisdifferansen, oljeprisen og de resterende råvarevariablene har hatt en sentral rolle ved utviklingen av modellen. Dette ville for øvrig også ha vært et naturlig utgangspunkt hvis fokuset kun var å måle informasjonsinnholdet i CERI.

En kan lese fra tabellen at både *ren* UIP og PPP avvises på lang sikt. Kombinasjonen av CERI, oljeprisen og enten rentedifferansen eller prisdifferansen gir kointegrert forhold. Testet i en feiljusteringsmodell gir kombinasjonene derimot lite tilfredsstillende estimater og det kan se ut som den er feilspesifisert og muligens trenger flere forklaringsvariabler. Videre testes svært mange sammensetninger av variabler, men feiljusteringsmodellen har store problemer med å modellere fornuftige sammenhenger samtidig som diagnostiske tester og signifikansnivåer viser til problemer knyttet til de estimerte modellene. Det virker å være store problemer knyttet til å inkludere prisdifferansen i modellen. Den er ofte usannsynlig høy eller får feiljusteringsmodellen til å virke lite robust når den er på et akseptabelt nivå. Det forsøkes ved bruk av ulike metoder og virkemidler å justere for problemene den skaper, men resultatene er lite tilfredsstillende og variabelen må følgelig ekskluderes fra modellen.

Den videre modellestimeringen forsøker flere ulike variabellsammensetninger og det er først når CERI, rentedifferansen, oljeprisen, BNP og S&P500 kombineres at modelleringen gir oppløftende resultater. Koeffisientene gir en fornuftig økonomisk tolkning samtidig som de er statistisk signifikante. Dermed vurderes denne feiljusteringsmodellen som tilfredsstillende og blir følgelig den foretrukne modellen.

5.3 Vektor feiljusteringsmodell

På bakgrunn av kointegrasjonstestene kan det nå konstrueres en vektor feiljusteringsmodell for begge valutakursindeksene som beskrevet i kapittel 4.3.3.1. Modellene fremstår nå som likevektsjusteringsmodeller der ideen er at valutakursene på sikt beveger seg mot denne likevekten. Denne likevekten avviker valutakursene fra i perioder på grunn av korttidssammenhengene i modellene. Det laggede feiljusteringsleddet impliserer i hvilken grad valutakursen avviker fra likevektskursen, mens koeffisienten foran feiljusteringsleddet uttrykker hvor raskt valutakursen beveger seg mot likevektskursen når valutakursen avviker fra denne. Etter at langtidssammenhengen er beregnet estimeres korttidsmodellen ved hjelp av OLS. Når korttidssammenhengen og langtidssammenhengen presenteres i korttidsmodellen vil variablene på endringsform representere korttidssammenhengene, mens variablene på

nivåform representerer langtidssammenhengene (Bernhardsen & Røisland, 2000, s. 190; Wooldridge, 2014, s. 517).

5.3.1 Vektor feiljusteringsmodell for KKI

5.3.1.1 Langtidssammenhengen

Langtidssammenhengen i feiljusteringsmodellen for KKI tar utgangspunkt i det laggede feiljusteringsleddet. Ved å flytte KKI over på venstre side av likningen ender en opp med langtidsløsningen for kronekursen. Følgende langtidssammenheng blir dermed utledet for kronekursen der standardavvik er oppgitt i parentes og tidsnotasjonen er ignorert:

$$\begin{aligned}
 kki = & 2,2706 - \underset{(0,0066)}{0,0496} (i - i^*) + \underset{(0,3552)}{1,3064} (p - p^*) - \underset{(0,0193)}{0,0486} (\text{oljepris}) \\
 & + \underset{(0,1634)}{0,4481} (\text{industriproduksjon}) + \underset{(0,0342)}{0,0746} (\text{s\&p500})
 \end{aligned}
 \tag{28}$$

Modellen gjennomgår tester for stabilitet for å finne ut om antall kointegrasjonslikninger er korrekt spesifisert og om disse likningene er stasjonære³⁴. Feiljusteringsmodellen passerer disse testene, noe som gir en indikasjon på at modellen kan antas som godt spesifisert. I tillegg testes feilleddene for autokorrelasjon og normalitet. Hvorvidt det er autokorrelasjon i feilleddene undersøkes ved hjelp av en LM-test³⁵ for autokorrelasjon. Her er nullhypotesen at det ikke er autokorrelasjon i feilleddene og den testes for 1-4 lags. LM-testen forkaster ingen av nullhypotesene på fem prosent signifikansnivå, noe som impliserer ingen bevis for feilspesifisering av modellen. Videre testes restleddene for normalitet gjennom en Jarque-Bera-test³⁶ der nullhypotesen er at residualene er normalfordelte. Her avvises nullhypotesen klart, noe som betyr at residualene i modellen ikke følger normalfordelingen. Separerte tester for skjevhet og kurtose viser at residualene både er skjeve og inneholder kurtose. Til tross for

³⁴ Se Stata (2017d) for detaljer.

³⁵ Se Stata (2017b) for detaljer.

³⁶ Se Stata (2017c) for detaljer.

normalitetsbruddet blir modellen beholdt da den fortsatt vil kunne gi god informasjon om informasjonsinnholdet i kronekursen.

5.3.1.2 Effektene fra langtidssammenhengen

Effektene fra langtidssammenhengen kan studeres fra likning 28. Alle variablene er statistisk signifikante på fem prosents nivå. De ulike effektene som omtales videre er *ceteris-paribus*-effekter.

Fra langtidssammenhengen kan en først merke seg at en økning i rentedifferansen fører til en appresiering av kronen. Dette resultatet er ikke veldig overraskende med tanke på referansestudienes funn. Samtlige av referansestudiene som eksplisitt rapporterer egne langtidsløsninger, bortsett fra Bernhardsen og Røisland (2000) der rentedifferansen ikke inngår som en av forklaringsvariablene i langtidsløsningen, estimerer samme sammenhengen. Rentedifferansens koeffisient er imidlertid ganske beskjeden sammenliknet mot de andre studiene hvis en ser bort i fra Naug (2003). Årsaken til det kan være at i likhet med Naug (2003) bruker denne studien tremåneders pengemarkedsrenter, mens de andre benytter seg av tolv måneders pengemarkedsrenter. I tillegg brukes det i denne studien en *proxy* for utlandets pengemarkedsrente, noe som er viktig å ta i betraktning når effektene analyseres. Konkrete årsaker til at etterspørselseffekten etter aktiva dominerer i dette tilfellet kan være flere. Med tanke på at rentedifferansen har vært positiv og sammenhengende i store deler av perioden kan det tenkes at investorer, eksempelvis *carry trade*-investorer, har ønsket å hente ut kortsiktige rentegevinster, noe som kan ha bidratt til appresieringen ved økning i rentedifferansen.

Ifølge langtidssammenhengen vil en økning i det relative prisnivået føre til en depresiering av kronekursen på lang sikt. Den samme sammenhengen får Alstad (2010), Bernhardsen og Røisland (2000) og Flatner et al. (2010). For at PPP skal holde eksakt må koeffisienten være lik en. En ligger innenfor et 95 prosents konfidensintervall og en kan dermed ikke forkaste hypotesen. Tidligere studier av PPP har funnet støtte for hypotesen på lang sikt og denne studien blir dermed en del av publiseringene som ikke forkaster PPP på lang sikt. Denne studien er dog ikke en ren PPP-studie da flere forklaringsvariabler er med i

langtidssammenhengen for å forklare kronekursen. Bernhardsen (2008), som ikke finner en langtidssammenheng mellom kronekursen og det relative prisnivået, konkluderer med at i perioder med lav og stabil inflasjon både i Norge og i utlandet kan føre til at det relative prisnivået har mindre betydning for kronekursen. Perioden denne studien har undersøkt har det relative prisnivået variert kraftig til tider, noe som kan være årsaken til at langtidssammenhengen har oppstått her.

Videre observerer en at oljeprisen har den forventede effekten på kronekursen på lang sikt. Det vil si at kronekursen styrker seg som følge av en økning i oljeprisen. Samtlige referansestudier (som rapporterer en langtidssammenheng) viser til samme resultater og koeffisientene er relativt like. Dette er ingen overraskelse og drivkreftene bak styrkingen er sannsynligvis sammensatt. En økning i oljeprisen kan medføre ressuroverflytting fra konkurranseutsatt sektor til skjermet sektor som igjen kan resultere i appresiering av realvalutakursen, dog noe dempet effekt på grunn av Norges handlingsregel og kanaliseringen av petroleumsinntektene til SPU³⁷. I tillegg kan en oljeprisøkning føre til en økning i oljerelaterte investeringer og oljerelaterte aksjer. En energitung børs som Oslo Børs vil dermed kunne tiltrekke seg investorer, investorer som trenger NOK for å kunne investere i disse aksjene som da vil kunne resultere i et appresieringspress på kronen. I tillegg kan psykologiske faktorer spille inn her da markedsaktører generelt oppfatter NOK som en oljesensitiv valuta.

Endringer i realinntekten i langtidssammenhengen har en uventet effekt på kronekursen på lang sikt. I henhold til den monetære valutakursmodellen og økonomisk intuisjon vil en forvente at en økning i realinntekten vil resultere i en appresiering av NOK. Ifølge denne studien skjer det motsatte. Variabelen er likevel inkludert i modellen da den er nødvendig for at resten av modellens signifikante resultater skal opprettholdes. Ingen av referansestudiene har med denne variabelen, men Johansen og Pedersen (2017) finner den samme overraskende sammenhengen som observeres her. Årsaken til den uventede relasjonen er vanskelig å forklare gjennom overbevisende argumentasjon. Allikevel anses dette som interessante funn da det bekrefter Johansen og Pedersen (2017) sine overraskende resultater.

³⁷ Se Aamodt (2012) for detaljer om petroleumsfondsmekanismen.

Det siste en kan merke seg er at en økning i S&P500 resulterer i en depresiering av kronekursen på lang sikt. Naug (2003) oppnår den samme relasjonen ved bruk av et ledd, som må tolkes noe annerledes, der renteforskjellen inngår multiplikativt med endringen i S&P500 over seks måneder. Denne sammenhengen er som forventet da en økning i det amerikanske aksjemarkedet isolert sett gjør det mer attraktivt å sitte med USD. Dette kommer av at et mer attraktivt aksjemarked i USA kan medføre et depresieringspress på kronen fordi investorer trenger amerikanske dollar for å flytte investeringene sine dit.

Sett bort i fra effekten fra industriproduksjon ser modellen ut til å passe bra med økonomisk teori og intuisjon og sammenliknet mot referansestudiene samsvarer langtidssammenhengene en god del. Imidlertid er denne studien den eneste som kan påvise en sammenheng med industriproduksjon. I tillegg demonstrerer denne modellen en langtidssammenheng med S&P500 som ett eget ledd. Dermed observerer en noen forskjeller i langtidssammenhengene til studiene. Noe overraskende er det at denne modellen ikke fanger opp noen langtidseffekt fra GRI. Av referansestudiene er det strengt tatt kun Naug (2003), gjennom et ledd der renteforskjellen inngår multiplikativt med GRI, som fanger opp noen langtidssammenheng med GRI. Allikevel ble det ventet en langtidssammenheng med GRI da Johansen og Pedersen (2017) fant en slik effekt over nesten samme utvalgsperiode. Johansen og Pedersen (2017) finner derimot ingen langtidssammenheng med S&P500.

Ut i fra økonomisk teori og intuisjon har alle variablene blitt forsøkt inkludert i langtidssammenhengene og svært mange kombinasjoner har blitt testet ut. Den estimerte modellen utelot GRI, gassprisen og OSEBX. Forsøket med å skille ut gassprisen ble ingen suksess og resultatene tyder på at det foreløpig ikke eksisterer noen langtidssammenheng mellom NOK og gassprisen eller at *proxien* for gasspris ikke klarer å fange opp sammenhengen.

I og med at flere gasskontrakter har blitt reforhandlet (jmfør kapittel 4.1.1) ble det gjort noen nye forsøk på å undersøke om det er mulig å skille ut en egen gasspriseffekt ved bruk av data

kun for de seneste årene, nærmere bestemt for perioden 2011-2017. Det ble utarbeidet nye kointegrerte forhold for de senere årene for bruk i nye modelleringsforsøk med et utelukkende fokus på denne hypotesen. Resultatene fra modelleringsforsøkene ga lite oppløftene resultater for gassprisen, noe som igjen impliserer at en ikke kan skille ut en egen effekt fra gassprisendringer på kronekursen. Winje et al. (2011) fant ingen holdepunkter for at den norske gassprisen har blitt vesentlig mindre følsom overfor oljeprisen enn tidligere, dog relativt kort tid etter reforhandlingene, men heller ingen støtte for at de norske gasseksportprisene følger oljeprisen en-til-en på lang sikt. En nyere studie på dette ville vært særdeles interessant for denne studien. Imidlertid vil en ny liknende studie på dette tidspunkt medføre en del utfordringer knyttet til representative variabler for gassprisen, som tidligere diskutert i denne studien.

5.3.1.3 Korttidsmodellen for KKI

Korttidsmodellen er som nevnt tidligere estimert ved hjelp av OLS. Her inngår det laggede feiljusteringsleddet kombinert med en sammensetning av forklaringsvariabler som det kan tenkes har en påvirkningskraft på valutakursen på kort sikt. Forklaringsvariablene er på differensiert form, jamfør kapittel 5.1, og enkelte forklaringsvariabler som er inkludert i modellen er tidsforsinkende utgaver av seg selv. Modellen har blitt utarbeidet ved at variabler som ikke tilfredsstillt det statistiske signifikansnivået har blitt ekskludert en etter en helt til kun variabler som oppfyller dette kravet er igjen i modellen. Det resulterer i følgende korttidsmodell for den norske kronen (standardavvik i parentes):

$$\begin{aligned}
\Delta kki_t = & 0,0007 + 0,1479 \Delta(kki)_{t-1} - 0,2564 \Delta(kki)_{t-2} \\
& (0,0008) \quad (0,0646) \quad (0,0587) \\
& - 0,0485 \Delta(i - i^*)_t + 0,4183 \Delta(p - p^*)_{t-5} \\
& (0,0067) \quad (0,1602) \\
& - 0,0665 \Delta(oljepris)_t + 0,11 \Delta(industriproduksjon)_{t-6} \\
& (0,0112) \quad (0,052) \\
& - 0,0465 \Delta osebx_t + 0,0554 \Delta(s\&p500)_{t-1} \\
& (0,0178) \quad (0,0255) \\
& + 0,0042 \Delta((i - i^*) * gri)_{t-1} \\
& (0,0026) \\
& - 0,0865 \left[-2,2706 + kki_{t-1} + 0,0496(i - i^*)_{t-1} \right. \\
& (0,0344) \\
& - 1,3064(p - p^*)_{t-1} + 0,0486(oljepris)_{t-1} \\
& \left. - 0,4481(industriproduksjon)_{t-1} - 0,0746(s\&p500)_{t-1} \right]
\end{aligned} \tag{29}$$

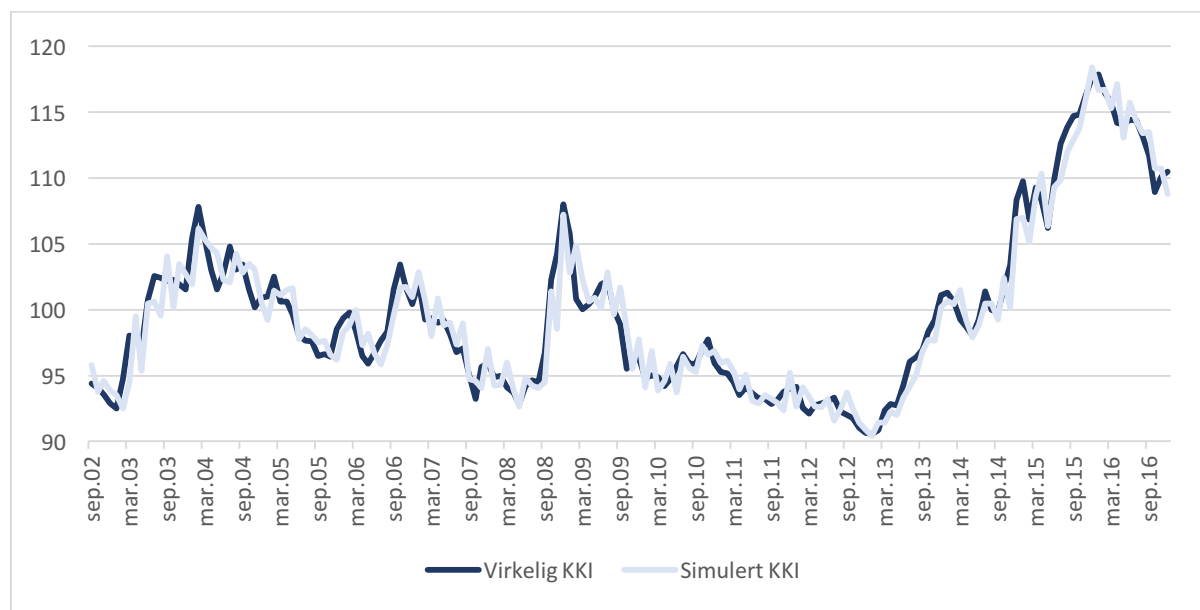
Alle variablene er statistisk signifikante på 5 prosents nivå bortsett fra det multiplikative leddet til rentedifferansen og GRI som så vidt ikke er signifikant på 10 prosents nivå. Dette leddet er allikevel inkludert for å gjøre de andre variablene signifikante samtidig som det bidrar til å fjerne autokorrelasjonen. Leddet i klammeparentesen er det laggede feiljusteringsleddet.

Modellen oppnår en justert R^2 på 0,4752, noe som er rundt gjennomsnittet av det referansestudiene rapporterer. Naug (2003) rapporterer en forklaringskraft på 76 prosent, Norges Bank (2005) oppnår en forklaringsgrad på 53 prosent, Bernhardsen (2008) får en R^2 lik 0,44, mens Bernhardsen og Røisland (2000) ender opp med en forklaringskraft på henholdsvis 33 og 64 prosent for sine respektive modeller.

For å undersøke hvor robust korttidsmodellen er går den i gjennom en del diagnostiske tester. Breusch-Godfrey LM-test for autokorrelasjon gjennomføres med 1-4 lags og nullhypotesen at

det er ingen autokorrelasjon forkastes ikke i noen av tilfellene. For å undersøke om residualene i modellen er homoskedastiske utføres Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-testen som resulterer i at nullhypotesen, som er at residualene har konstant varians, ikke forkastes. Videre testes modellen for spesifikasjonsfeil ved hjelp av en Ramsey RESET-test³⁸ for å undersøke om det kan være tilfeller av utelatte variabler i modellen. Nullhypotesen om ingen utelatte variabler forkastes ikke, noe som indikerer ingen spesifikasjonsfeil i modellen. I tillegg undersøkes modellen for normalitet ved bruk av en Jarque-Bera-test³⁹ der nullhypotesen er at restleddene er normalfordelte. Igjen forkastes ikke nullhypotesen og det virker som modellen er godt spesifisert.

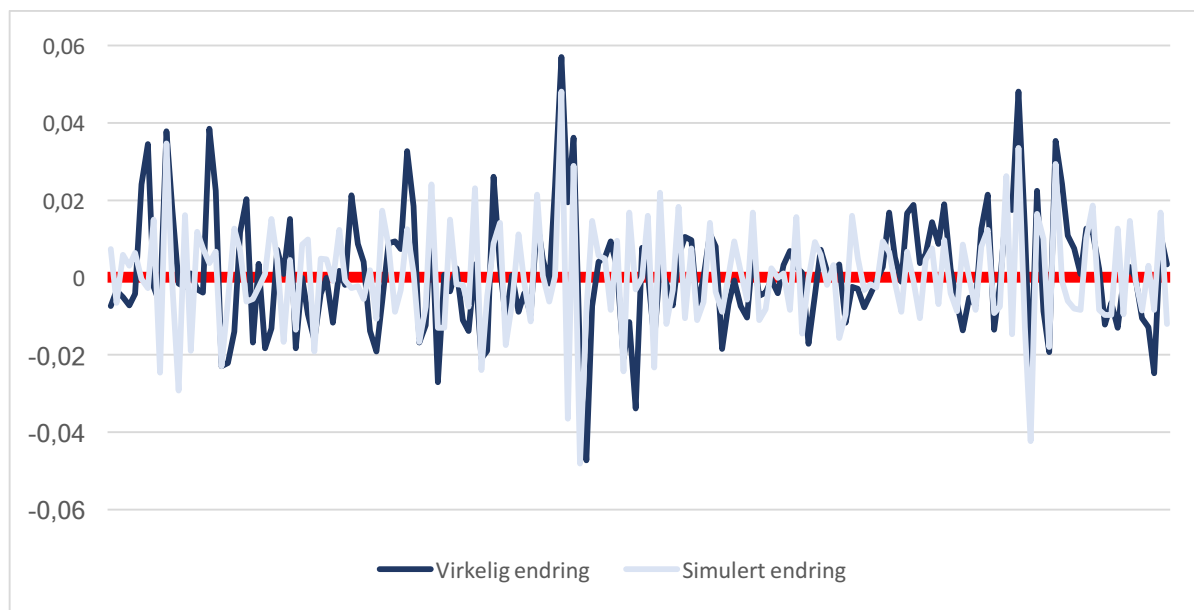
Fra figur 30 og 31 kan en se hvor godt den estimerte modellen gjør det mot faktisk valutakurs. Figur 30 viser den simulerte valutakursen mot faktisk valutakurs, mens figur 31 viser den simulerte endringen mot den faktiske endringen.



Figur 30 – Virkelig verdi av KKI mot simulert verdi av KKI

³⁸ Se Ramsey (1969).

³⁹ Se Bera og Jarque (1982) og Jarque og Bera (1987).



Figur 31 – Virkelig endring i KKI mot simulert endring i KKI

Når grafene er på eksakt samme punkt i figurene estimerer modellen en nøyaktig kopi av den virkelige valutakursen. Med en estimert justert R^2 på 0,4752 vil en følgelig vente en del avvik fra den virkelige kursen da den estimerte modellen kun forklarer 47,52 prosent av variasjonen i KKI. Likevel ser det ut som om grafene samsvarer i relativt stor grad og at modellen presterer rimelig bra.

5.3.1.4 Effektene i korttidsmodellen for KKI

Fra korttidsmodellen kan en først merke seg at endringer i kronekursen en og to måneder tilbake i tid har en effekt på endringen i kronekursen i dag. En appresiering (depresiering) av kronekursen en måned tilbake i tid har en appresierende (depresierende) effekt på NOK i dag. Den samme effekten en periode tilbake i tid finner alle referansestudiene som rapporterer en korttidsmodell, det vil si Norges Bank (2005), Naug (2003), Bernhardsen (2008) og Bernhardsen og Røisland (2000). En mulig årsak til dette kan være investorers investeringsstrategier da noen sverger til teknisk analyse og/eller momentumstrategier. Det kan også tenkes å være knyttet til psykologiske faktorer som Rime (2003) omtaler som flokkatferd. En appresiering (depresiering) av kronekursen to måneder tilbake i tid har derimot en depresierende (appresierende) effekt på dagens kursendring. Bernhardsen og Røisland (2000) finner også en effekt to perioder tilbake i tid, men motsatt av hva denne studien estimerer. Dette impliserer en særdeles kort investeringshorisont for aktører som driver med

valutahandel da kursendringen en og to perioder tilbake i tid beveger kursendringen i dag i ulike retninger. Selv om dette er interessante sammenhenger er det imidlertid viktig å understreke at slike tidsforsinkede ledd må tolkes med varsomhet da det kan dreie seg om en enkel justeringsmekanisme, noe som betyr at en ikke bør tillegge for mye fokus på fortegnet og antall lags her.

I likhet med Norges Bank (2005), Bernhardsen (2008) og Naug (2003) indikerer en økning i rentedifferansen en appresiering av NOK, noe som ikke er overraskende med tanke på tidligere empiri av UIP på kort sikt. Det betyr at i likhet med langtidssammenhengen ser det ut til at etterspørselseffekten etter aktiva dominerer på kort sikt. Koeffisienten ligger rundt nivået til Norges Bank (2005) og Naug (2003), men klart mindre enn Bernhardsen (2008).

Videre ser en at endringen i prisdifferansen fem perioder tilbake i tid har en effekt på dagens kursendring, en endring som er i korrekt retning i henhold til PPP. En mulig intuitiv forklaring til dette er knyttet til trege varepriser, jamfør kapittel 3.3.1.1 om *overshooting*. Det signifikante forholdet er interessant da ingen av referansestudiene finner en sammenheng mellom valutakursen og prisdifferansen på kort sikt.

I likhet med alle referansestudiene som presenterer en korttidsmodell estimerer denne studien en negativ sammenheng mellom en oljeprisendring og kronekursendring. Det betyr at en økning i oljeprisen resulterer i en appresiering av NOK, den samme effekten en så fra langtidssammenhengen. Koeffisienten er høyere enn tilsvarende for referansestudiene, men i motsetning til dem oppnår ikke denne korttidsmodellen at oljeprisvariabelens endring tilbake i tid har en effekt på dagens valutakursendring. Korttidseffekten fra modellen er som ventet og drivkreftene bak sammenhengen følger mye av det samme resonnementet fra mulige årsaker under langtidssammenhengen.

Industriproduksjon gir samme overraskende effekt som i langtidssammenhengen, her som et tidsforsinket ledd på seks måneder. Modellen fungerer langt bedre med denne variabelen og

er derfor inkludert. Dette er fortsatt høyst interessant da både korttidsmodellen og langtidssammenhengen rapporterer en sammenheng som er motsatt av hva teori og økonomisk intuisjon tilsier. Johansen og Pedersen (2017) finner den samme effekten i deres korttidsmodell, dog ikke som tidsforsinket ledd, noe som styrker disse overraskende funnene.

Korttidsmodellen estimerer to aksjemarkedsvariabler. En endring i OSEBX gir den forventede effekten på valutakursen. Det vil si at en økning (reduksjon) i OSEBX styrker (svækker) kronekursen. En endring i S&P500, en periode tilbake i tid, gir motsatt effekt. Dette er i henhold til hva en forventer fra økonomisk intuisjon da etterspørselen etter lokal valuta trolig vil øke som følge av at deres hjemlige aksjemarked går bra. Både Naug (2003) og Norges Bank (2005) finner en korttidseffekt fra S&P500 når endringen av den måles over seks perioder og inngår i et multiplikativt ledd med en annen variabel. Tolkningene av deres variabler blir dermed ikke helt identisk med denne studiens variabel, men også de konkluderer hovedsakelig med de samme effektene fra det amerikanske aksjemarkedet. Effekten fra OSEBX er svært interessant da denne studien er den eneste, sammenliknet mot referansestudiene, som kan vise til en kort- eller langtidssammenheng mellom valutakursen og det norske aksjemarkedet. Hvorvidt de andre studiene har forsøkt å inkludere en variabel for det norske aksjemarkedet vites derimot ikke.

Det multiplikative leddet der rentedifferansen og GRI inngår er så vidt ikke statistisk signifikant på 10 prosents nivå, men inkluderes likevel for å gjøre modellen mer robust. Tanken bak variabelen er som Naug (2003) forklarer at renteforskjellen har sterkere effekt på kronekursen desto mindre hovedvalutaene forventes å svinge. Både Norges Bank (2005) og Naug (2003) har denne variabelen i sine modeller i litt ulike utgaver.

Alle variablene som har blitt testet ut i denne studien for KKI har kommet med i en eller annen form i kort- eller langtidssammenhengen bortsett fra gassprisen. Mulige årsaker til dette har blitt diskutert tidligere og forsøket med å endre datautvalget bestående av observasjoner fra kun de siste årene ga også lite oppløftende resultater. På bakgrunn av at modellens forklaringskraft av variansen i valutakursen er på 47,52 prosent er det helt klart andre variabler

som kan tenkes å ha en effekt på kronekursen. Selv om denne studien har testet ut relativt mange variabler sammenliknet mot andre tilsvarende studier hadde det vært interessant å sett hvilke effekter andre potensielle forklaringsfaktorer har hatt på valutakursen i denne studiens valgte periode.

Koeffisienten foran feiljusteringsleddet uttrykker hvor raskt valutakursen beveger seg mot likevektskursen når valutakursen avviker fra denne. Det betyr at hvis kronekursen er svakere enn likevektskursen vil kronen appresiere mot det nye likevektsnivået slik at avviket reduseres. Gitt et estimat på koeffisienten for feiljusteringsleddet kan halveringstiden kalkuleres på følgende måte:

$$\text{Halveringstid} = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1 - \theta)}, \quad (30)$$

der θ representerer koeffisienten til feiljusteringsleddet (Bernhardsen & Røisland, 2000, s. 191). Halveringstiden for KKI i denne modellen er på omlag syv og en halv måned, noe som impliserer tiden KKI bruker på å halvere avvikene fra likevektskursen. Norges Bank (2005) oppnår en halveringstid på omlag to år, mens Alstad (2010) ender opp en halveringstid på rundt 7 måneder, noe som er mer i tråd med denne studiens resultater.

5.3.2 Vektor feiljusteringsmodell for CERI

5.3.2.1 Langtidssammenhengen

Ved å flytte CERI over på venstresiden av likningen til feiljusteringsleddet ender vi opp med følgende langtidssammenheng for den canadiske dollaren der standardavviket er i parentes og tidsnotasjonen er droppet:

$$\begin{aligned} \text{ceri} = & 24,5391 + \underset{(0,0155)}{0,0468} (i - i^*) - \underset{(0,0358)}{0,1386} \text{oljepris} - \underset{(0,3843)}{1,6162} \text{bnp} \\ & + \underset{(0,101)}{0,4933} \text{s\&p500} \end{aligned} \quad (31)$$

I likhet med modellen for KKI passerer denne modellen tester for stabilitet og autokorrelasjon. Dette indikerer at antall kointegrasjonslikninger er korrekt spesifisert og at disse likningene er stasjonære samtidig som det impliserer ingen bevis for feilspesifisering av modellen. Kravet til normalitet forkastes gjennom hypotesetesting og testene viser at residualene både er skjeve og inneholder kurtose. I likhet med feiljusteringsmodellen for KKI blir modellen beholdt til tross for at kravet til normalitet blir brutt da den fortsatt vil kunne gi god informasjon om informasjonsinnholdet i den canadiske dollaren.

5.3.3.2 Effektene fra langtidssammenhengen

Effektene fra langtidssammenhengen kan studeres fra likning 31. Alle variablene er statistisk signifikante på ett prosents nivå. De ulike effektene som omtales videre er *ceteris-paribus*-effekter.

Fra langtidssammenhengen kan en først merke seg at en økning i rentedifferansen svekker den canadiske dollaren. Det betyr at valutakursen beveger seg i rett retning i henhold til UIP på lang sikt. Denne effekten er motsatt enn det som kommer frem fra langtidssammenhengen til den norske kronen. Det betyr at på lang sikt vil en endring i rentedifferansen isolert sett gi ulike på effekter på CERI og KKI. Dette er ikke overraskende da Chinn og Meredith (2004) ikke kunne avvise UIP på lang sikt, dog er denne studiens koeffisient for rentedifferansen langt i fra det hypotesen krever. Konkrete årsaker til de ulike effektene kan være ulikheten i utviklingen av rentedifferansen for landene. For Norge sin del har rentedifferansen hatt perioder der den har vært positiv over en betydelig lengre sammenhengende periode sammenliknet mot Canada. I tillegg har rentedifferansen generelt vært tydelig større i disse periodene for Norge. Dermed kan det tenkes at investorer, eksempelvis *carry trade*-investorer, ikke har funnet den canadiske dollaren like attraktiv som spekulasjonsobjekt sammenliknet mot andre land.

I tråd med tidligere empiri er en økning i oljeprisen forbundet med en appresiering av den canadiske dollaren. Det betyr at på lang sikt samsvarer effektene fra NOK og CAD.

Koeffisientene er noe ulike, men her er det lite belegg for å kunne argumentere for at noen av kursene blir mer påvirket enn den andre. Med tanke på drivkreftene bak appresieringen til CAD kan en bruke mye av den samme argumentasjonen som ble brukt bak drivkreftene for NOK. Det som er mer uventet er at det ikke ble plass til noen av de andre råvarevariablene i den foretrukne modellen for CERI da dette ble forventet på forhånd med tanke på økonomisk teori og Canadas økonomi.

Endring i realinntekten har en ventet effekt på den canadiske kursen. Den beveger seg i henhold til hvilken retning den monetære valutakursmodellen forventer samt hva økonomisk intuisjon tilsier. Det betyr at en økning i den økonomiske aktiviteten er forbundet med en appresiering av CAD på lang sikt. Dette er motsatt effekt enn det som kommer frem i modellen for KKI. Årsaken til de forskjellige effektene er vanskelig å forklare da en skulle forvente at en økning i realinntekten i minste fall ville ha en appresierende effekt på begge kursene på lang sikt. Selv om industriproduksjon i utgangspunktet vurderes som en god representant for realinntekt er det ikke umulig at et annet mål på realinntekt, eksempelvis tilsvarende den for Canadas realinntekt, ville kunne ha fanget opp en annen langtidssammenheng. Observasjonen for CERI er uansett veldig interessant da den gir noe støtte til den monetære valutakursmodellen.

En økning i S&P500 er forbundet med en depresiering av CAD på lang sikt, noe som er i tråd med forventningene. Dette samsvarer med effekten det amerikanske aksjemarkedet har på den norske kronen, men estimatene tyder på at CAD blir mer påvirket. Dette er ikke spesielt overraskende med tanke på geografi og historie og hvor integrert Canadas- og USAs økonomi er sammenliknet med Norges.

Et noe overraskende resultat er at ingen andre råvarevariabler eller prisdifferansen kom med i den foretrukne modellen. I likhet med modelleringen for KKI ble det også her testet ut ulike multiplikative ledd for å undersøke om de passet inn i modellen, dog uten hell. Det interessante med den foretrukne modellen er at den inkluderer alle de samme variablene som modellen for den norske kronen bortsett fra prisdifferansen. Det tyder på at det er mange av de samme

faktorene som påvirker de to valutakursene på lang sikt, noe som er i tråd med økonomisk teori og markedsaktørenes forventninger.

5.3.3.3 Korttidsmodellen for CERI

Korttidsmodellen for CERI har blitt estimert på samme måte som KKI ble. Det har gitt følgende modell for den canadiske dollaren (standardavvik i parentes):

$$\begin{aligned}
 \text{ceri} = & 0,0005 - 0,1364 \Delta \text{ceri}_{t-1} + 0,124 \Delta \text{ceri}_{t-6} \\
 & (0,0009) \quad (0,0545) \quad (0,0507) \\
 & - 0,0302 \Delta(i - i^*)_t + 1,0327 \Delta(p - p^*)_t \\
 & (0,0058) \quad (0,4462) \\
 & - 0,0626 \Delta \text{oljepris}_t - 0,0894 \Delta \text{mmindeks}_t \\
 & (0,0118) \quad (0,0293) \\
 & + 0,0626 \Delta \text{gri}_{t-5} - 0,0163 \Delta \text{gasspris}_{t-6} \\
 & (0,0099) \quad (0,0075) \\
 & - 0,1545 \Delta s\&p500_t \\
 & (0,028) \\
 & - 0,0729 \left[-24,5391 + \text{ceri}_{t-1} - 0,0468(i - i^*)_{t-1} \right. \\
 & (0,0192) \left. \right. \\
 & \left. + 0,1386 \text{oljepris}_{t-1} + 1,6162 \text{bnp}_{t-1} - 0,4933 s\&p500_{t-1} \right]
 \end{aligned} \tag{32}$$

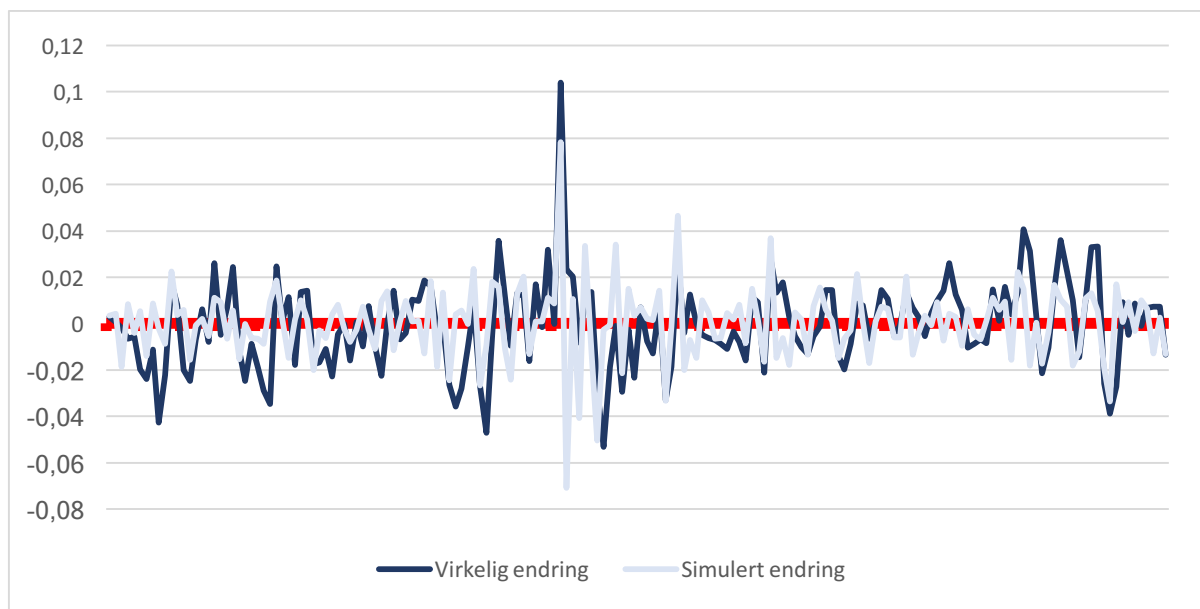
Alle variablene er statistisk signifikante på 5 prosents nivå. Andelen av variasjonen i CERI som forklares av modellen er 58,47 prosent, som er noe høyere enn det modellen for KKI klarer.

Modellen går i gjennom de samme testene som KKI for å undersøke hvor robust modellen er. Dette inkluderer test for autokorrelasjon, heteroskedastisitet, spesifikasjonsfeil og normalitet i restleddene. I likhet med KKI kan ingen av nullhypotesene forkastes ved bruk av et statistisk signifikansnivå på 5 prosents nivå og modellen virker å være godt spesifisert.

Videre illustreres den estimerte valutakursen mot faktisk valutakurs samt predikert endring mot faktisk endring.



Figur 32 – Virkelig verdi av CERI mot simulert verdi av CERI



Figur 33 – Virkelig endring i CERI mot simulert endring i CERI

Fra figur 32 ser det ut til at modellen presterer på et brukbart nivå gjennom perioden. I tillegg kan en observere fra figur 33 at ser det ut til at modellen klarer å predikere retningsendringene rimelig bra. Alt i alt tyder figurene på at modellen er av den tilfredsstillende sorten.

5.3.3.4 Effektene i korttidsmodellen for CERI

Endring i den canadiske dollaren en og seks måneder tilbake i tid påvirker dagens kursendring. En appresiering (depresiering) av CERI en måned tilbake i tid har en depresierende (appresierende) effekt på den canadiske dollaren i dag, mens en endring seks måneder tilbake i tid har en motsatt effekt på valutakursendringen. De motstridene effektene kan være vanskelig å argumentere for gjennom økonomisk intuisjon, men på kort sikt er det ikke urimelig å anta at psykologiske faktorer kan ha en betydning i markedet, noe som også ble diskutert rundt korttidsmodellen for KKI.

Videre ser en at en økning i rentedifferansen resulterer i en appresierende effekt på den canadiske dollarkursen. Dette er motsatt av det langtidssammenhengen predikerer. Det vil si at på kort sikt dominerer etterspørselen etter aktiva.

En høyst interessant observasjon er prisdifferansens koeffisient. Variabelen som ikke fikk plass i langtidssammenhengen passer godt inn i korttidsmodellen. Som en ser kan en ikke avvise PPP-hypotesen her, dog må en være oppmerksom på at endringen i CAD forklares av flere variabler enn prisdifferansen i denne modellen. I tillegg er standardavviket til variabelen ganske høy, noe som gjør at det 95 prosent store konfidensintervallet blir relativt stort.

I motsetning til modellen for KKI er det her plass til gassprisen. Den fremkommer som tidsforsinket med seks perioder. I tillegg har både oljeprisen og indeksen for metaller og mineraler en korttidseffekt på CERI. Alle råvarevariablene har den forventede effekten på den canadiske dollaren. Sammenliknet mot KKI har oljeprisen så og si identisk effekt på kort sikt. Den mest interessante observasjonen her er at modellen oppnår en isolert effekt fra gassprisen. Den er dog fra seks perioder tilbake i tid og må tolkes deretter, men modellen klarer allikevel,

i motsetning til modellen for KKI, å skille ut en egen effekt fra gassprisen. Her kommer også effekten fra indeksen for metaller og mineraler frem slik det var ventet ut i fra teori og tidligere empiri. I motsetning til langtidssammenhengen klarer altså modellen å estimere en kortidssammenheng med alle de inkluderte råvarevariablene.

En økning i GRI fem måneder tilbake i tid har en depresierende effekt på dagens canadiske dollarkurs og impliserer at CAD ikke er en *safe haven* når det er markedsuro i valutamarkedene. Estimeringen heller mot Flatner (2009) sitt synspunkt at CAD virker å være hverken en *safe haven* eller motsatt av *safe have*-valuta. Dermed tyder det på at CAD og NOK reagerer relativt likt på markedsuro selv om en ikke finner en klar statistisk kortsiktig sammenheng mellom KKI og GRI i korttidsmodellen til KKI.

I motsetning til langtidssammenhengen indikerer en økning i S&P500 en appresiering av den canadiske dollaren på kort sikt. Dette kan ved første øyekast anses som veldig uventet, men en må huske på at den canadiske kursen her vurderes opp mot et sett av valutaer. I og med at S&P500 kan anses som en indikator for det globale aksjemarkedet til en viss grad, kan dette også ha positive implikasjoner for det canadiske aksjemarkedet. I tillegg er det ikke helt urimelig å anta at de nord-amerikanske aksjemarkedene er ganske godt integrert, eller i hvert fall oppfattes som det av markedet. Dette er kun mulige årsaker og effekter fra det canadiske aksjemarkedet ble forsøkt fanget opp ved bruk av TSX, men uten hell både på kort- og lang sikt.

Halveringstiden til modellen er på omlag 9 måneder. Det betyr at CERI konvergerer litt tregere enn KKI mot kursen som bringer den i likevekt. Dermed virker det som at både NOK og CAD konvergerer tilbake til likevekt relativt hurtig.

5.4 Oppsummering av resultatene

Variabel	Korttidseffekt	Langtidseffekt
KKI^{nom}	KKI ↑ / KKI ↓	-
$(i^{NOK} - i^{EUR})$	KKI ↓	KKI ↓
$(p^{NOR} - p^{EUR})$	KKI ↑	KKI ↑
Oljepris	KKI ↓	KKI ↓
Gasspris	-	-
GRI	-	-
Industriproduksjon	KKI ↑	KKI ↑
OSEBX	KKI ↓	-
S&P500	KKI ↑	KKI ↑
*KKI ↑ indikerer depresierende KKI, KKI ↓ indikerer appresierende KKI		
**I korttidseffekten inngår både umiddelbare og tidsforsinkede effekter		

Tabell 7 – Kort- og langtidseffekter på KKI

Variabel	Korttidseffekt	Langtidseffekt
$CERI^{nom}$	CERI ↓ / CERI ↑	-
$(i^{CAD} - i^{USD})$	CERI ↓	CERI ↑
$(p^{CAN} - p^{USA})$	CERI ↑	-
Oljepris	CERI ↓	CERI ↓
Gasspris	CERI ↓	-
MMindeks	CERI ↓	-
GRI	CERI ↑	-
BNP	-	CERI ↓
S&P/TSX	-	-
S&P500	CERI ↓	CERI ↑
*CERI ↑ indikerer depresierende CERI, CERI ↓ indikerer appresierende CERI		
**I korttidseffekten inngår både umiddelbare og tidsforsinkede effekter		

Tabell 8 – Kort- og langtidseffekter på CERI

Tabellene ovenfor viser en oppsummering av resultatene fra modellene. Forklaringsfaktorene som inngår i langtidssammenhengen til valutakursene er de samme, med unntak av prisdifferansen som kun inngår i langtidssammenhengen til KKI. Faktorenes effekt på kursene er derimot sprikende. Mens oljeprisen og S&P500 påvirker valutakursindeksene i samme retning, resulterer endringer i rentedifferansen og realinntekt i ulike retninger for valutakursene.

Korttidssammenhengene samsvarer generelt veldig bra da det kun er S&P500 som påvirker kursene i ulik retning av de variablene som inngår i begge modellene. I tillegg ser man forventede effekter fra de resterende variablene som har en effekt på henholdsvis KKI og CERI.

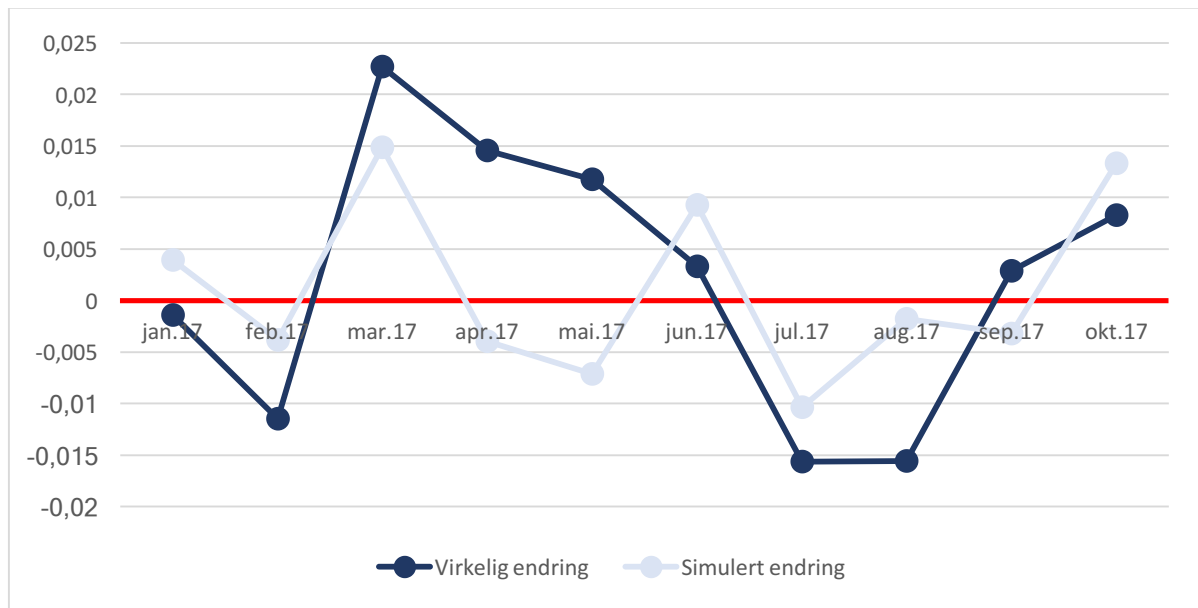
Studien maktet ikke å konstruere en modell som kunne kvantifisere en isolert effekt fra gassprisen på kronekursen. Hverken på kort- eller lang sikt kunne en kausal sammenheng forsvares. For CERI derimot inngår gassprisen i korttidssammenhengen.

6. Out-of-sample-estimering

En godt brukt metode for å undersøke hvor robuste modellene er, er å undersøke hvor bra de gjør det utenfor utvalgsperioden. I og med at dataene er hentet fra 2002-2017 vil modellene testes ut mot valutakursnoteringene i 2017 så langt dataene rekker. Det brukes realiserte verdier av forklaringsvariablene når valutakursen skal estimeres, noe som betyr at dette ikke er en prediksjon av fremtidig valutakurs. En ren prediksjon innebærer at en forsøker å predikere morgendagens valutakurs uten å vite forklaringsfaktorenes realiserte verdier. Hensikten med denne typen estimering er å finne ut hvor robust studiens modeller er. Det er følgelig fortsatt månedssnittet/månedlige noteringer til variablene som benyttes i estimeringen.

Prognosene som gjennomføres er en en-steps estimering. Det betyr at en benytter seg av informasjonen i hver periode for å estimere valutakursen en periode frem i tid. Det vil være fokus på modellenes egenskap til å predikere korrekt retning da nøyaktig kursestimering er svært utfordrende å kunne predikere. Det er korttidsmodellene som legges til grunn for estimeringene.

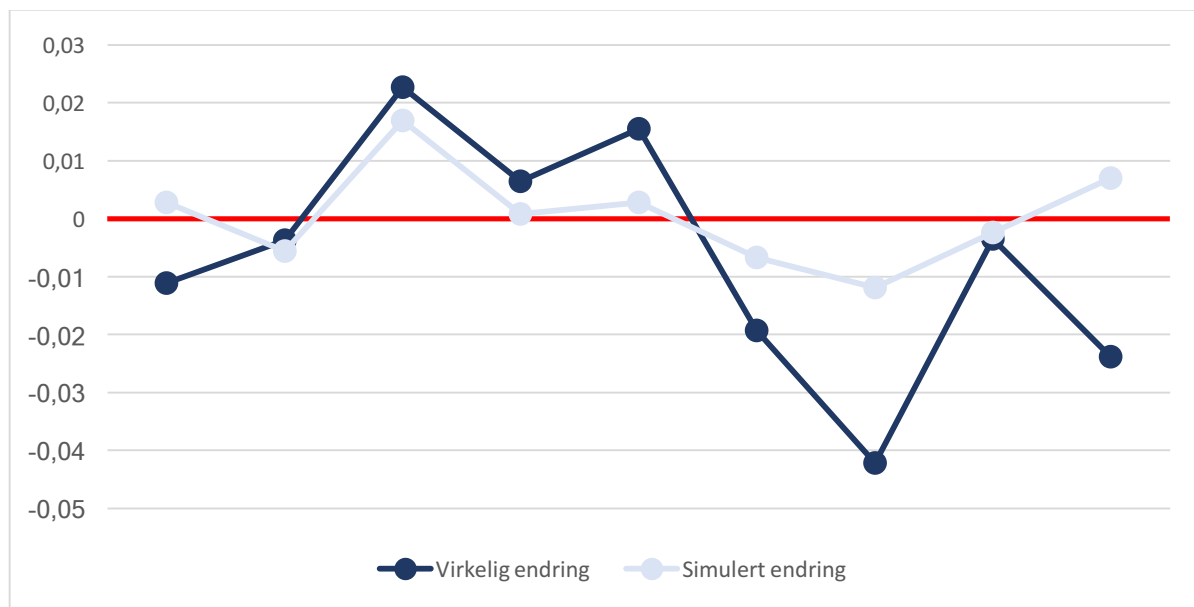
6.1 Norge



Figur 34 – Virkelig endring i KKI mot simulert endring i KKI out-of-sample

Modellen klarer å estimere korrekt retning 6 av 10 måneder i 2017. En ser at modellen presterer rimelig bra i perioder, men det fremkommer betydelige avvik enkelte måneder. Sammenliknet mot resultatene fra *in-sample* ser modellen ut til å klare seg bra, selv om det her må tas i betraktning at sammenlikningsgrunnlaget for *out-of-sample* kun er på 10 måneder. Samlet sett vurderes modellens prestasjon som respektabel, der dens robusthet anses som relativt tilfredsstillende. Med tanke på at det her har blitt benyttet realiserte verdier av forklaringsvariablene gir dette et godt bilde på hvor vanskelig det er i praksis å predikere korrekt valutakurs i fremtiden når en ikke vet fremtidens realiserte verdier.

6.2 Canada



Figur 35 – Virkelig endring i CERI mot simulert endring i CERI out-of-sample

Modellen for CERI klarer å estimere korrekt retning i 7 av 9 måneder for 2017. Som en ser fra figuren presterer denne modellen bedre enn det modellen for KKI gjør, men også her fremkommer det noen betydelige avvik fra den faktiske kursen. I likhet med modellen for KKI klarer denne modellen seg rimelig bra sammenliknet mot resultatene fra *out-of-sample*. Samlet sett vurderes dermed resultatene som tilfredsstillende og modellen vurderes som relativt robust.

7. Konklusjoner

Denne studien har undersøkt forklaringsfaktorene bak valutakursendringene til representative valutakursindekser for NOK og CAD. De økonometriske modellene har blitt konstruert med hensyn til finansielle- og makroøkonomiske variabler det kan tenkes har en innvirkning på valutakursene på bakgrunn av teori, tidligere empiri og økonomisk intuisjon. Utredningen bidrar til kunnskap om informasjonsinnholdet i valutakursendringene gjennom tallfesting av en kort- og langtidssammenheng for begge valutaene.

Den empiriske analysen viser ved hjelp av det valgte datasettet i *hvilken* grad og *hvor* mye valutakursene responderer og samvarierer til ulike makroøkonomiske- og finansielle sjokk. Gjennom de estimerte korttidssammenhengene ser man betydningen av umiddelbare og tidsforsinkede effekter på valutakursindeksene. Rentedifferansen, relativ inflasjon og oljepris beveger kursene i samme forventede retning, mens S&P500 gir motstridende effekter. Videre påvirkes valutakursindeksen for kronekursen også av OSEBX og realinntekt på kort sikt, der OSEBX gir den ventede effekten. Realinntekten, gjennom et tidsforsinket ledd, har en motsatt innvirkning enn det som var antatt på forhånd. For valutakursindeksen til den canadiske dollaren registreres det også korttidseffekter fra GRI, gasspris og indeksen for metaller og mineraler, hvor deres respektive innflytelse oppfattes som rimelige.

På lang sikt observerer man en liknende tendens til hvilke faktorer som er bestemmende for valutakursendringene til NOK og CAD. Rentedifferansen, oljepris, realinntekt og S&P500 har alle en påvirkning isolert sett på begge valutakursindeksene, mens den relative inflasjonen kun inngår i langtidssammenhengen for kronekursens valutakursindeks. Effektene er dog noe sprikende da rentedifferansen og realinntekten beveger kursene i motstridende retninger, hvor realinntektens positive innvirkning på valutakursindeksen for NOK anses som mest kontroversielt. Prisdifferansens påvirkning på kronekursen samt S&P500 og oljeprisens innflytelse på valutakursindeksene er i tråd med forventningene.

Studien maktet ikke å konstruere en modell der gassprisen inngikk som en separat variabel for kronekursen. Naturgassvariabelen måtte ekskluderes som følge av mangel på å oppnå et tilfredsstillende statistisk signifikansnivå, økonomisk intuitiv tolkning og/eller passet ikke inn med de resterende variablene. Diskusjonene gjennom utredningen har belyst at en potensiell mulighet for å løse dette kan være ved bruk av et datasett kun bestående av de senere årene. Noen forsøk ble gjort for å undersøke om dette var tilfellet gjennom nye modelleringsforsøk med utelukkende fokus på denne hypotesen, dog uten hell. Denne studien kan dermed ikke vise til noen isolert effekt fra gassprisen på kronekursen.

Utredningen finner belegg for å kunne forsvare at den norske kronen og den canadiske dollaren samvarierer. Noe ulike effekter fra enkelte variabler observerer man fra resultatene, men den generelle tendensen er at forklaringsfaktorene bak kursutviklingene harmoniserer. Dermed konkluderer denne studien med at de herskende forutinntatte antagelsene om at råvarevalutaers betydelige korrelasjon kommer fra kausale sammenhenger knyttet til sammenliknbare økonomiske variabler stemmer, samtidig som den får fremhevet at en ikke kan vurdere endringer i råvarevalutaene utelukkende på grunnlag av variasjoner i råvarevariabler.

8. Kildehenvisning

8.1 Litteraturliste

- Aamodt, E. (2012). Petroleumsfondsmekanismen og Norges Banks valutakjøp til SPU. *Aktuell kommentar*, 14(2012). Hentet fra http://www.norges-bank.no/contentassets/75669c8ec7f74948a4475f063c494b1e/aktuell_kommentar_2012_14.pdf
- Akram, Q. F. (2000). When does the oil price affect the Norwegian exchange rate? *Arbeidsnotat*, 8(2000). Hentet fra <http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/arbeidsnotater/pdf/arb-2000-08.pdf>
- Akram, Q. F. (2002). PPP in the medium run despite oil shocks: The case of Norway. *Working paper*, 2002(4). Hentet fra <http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/arbeidsnotater/pdf/arb-2002-04.pdf>
- Alstad, G. (2010). The long-run exchange rate for NOK: a BEER approach. *Working paper*, 19(2010). Hentet fra http://static.norges-bank.no/globalassets/upload/english/publications/working-papers/2010/norges_bank_working_paper_2010_19.pdf?v=03/09/2017122200&ft=.pdf
- Balassa, B. (1964). The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584-596. doi: 10.1086/258965
- Bank for International Settlements. (2016). Foreign exchange turnover in April 2016. *Triennial Central Bank Survey*. Hentet fra <https://www.bis.org/publ/rpfx16fx.pdf>
- Bank of Canada. (2017a). *Canadian-Dollar Effective Exchange Rate index*. Hentet fra <http://www.bankofcanada.ca/rates/exchange/ceri/>
- Bank of Canada. (2017b). *Canadian Effective Exchange Rates*. Hentet fra <https://www.bankofcanada.ca/rates/exchange/canadian-effective-exchange-rates/>
- Bank of Canada. (2017c). *Commodity Price Index*. Hentet fra <http://www.bankofcanada.ca/rates/price-indexes/bcpi/>
- Bank of Canada. (2017d). *Financial Indicators*. Hentet fra <http://credit.bankofcanada.ca/financialindicators>
- Barnett, R., Charbonneau, K. & Poulin-Bellisle. (2016). A New Measure of the Canadian Effective Exchange Rate. *Staff Discussion Paper 2016-1*. Hentet fra <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2016/01/sdp2016-1.pdf>
- Beckett, S. (2013). *Introduction to Time Series Using Stata*. College Station: Stata Press.

-
- Beckmann, J. & Czudaj, R. (2012). Oil price and U.S. dollar exchange rates dynamics. *University of Duisburg-Essen*. Hentet fra https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=MMF2012&paper_id=128
- Bera, A. K. & Jarque, C. M. (1982). Model specification tests: A simultaneous approach. *Journal of Econometrics*, 20(1), s. 59-82. doi: 10.1016/0304-4076(82)90103-8
- Berg, K., Guérin, P. & Imura, Y. (2016). Predictive Ability of Commodity Prices for the Canadian Dollar. *Staff Analytical Note 2016-2*. Hentet fra <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2016/03/san2016-2.pdf>
- Bernhardsen, T. (2008). Simple cross-check models for the krone exchange rate. *Staff memo*, 1(2008). Hentet fra http://static.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/staff-memo/2008/norges_bank_staff_memo_2008-1.pdf?v=03/09/2017122430&ft=.pdf
- Bernhardsen, T. (2012). Sammenhengen mellom styringsrenten og pengemarkedsrentene: 2007-2012. *Aktuell kommentar*, 2(2012). Hentet fra http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/aktuell-kommentar/2012/aktuell_kommentar_2_2012_rev.pdf
- Bernhardsen, T. & Røisland, Ø. (2000). Hvilke faktorer påvirker kronekursen? *Penger og kreditt*, 3(2000), 187-194. Hentet fra http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2000-03/bernh.pdf
- Bjørnland, H. C. & Thorsrud, L. A. (2014). *Applied time series for macroeconomics*. Oslo: Gyldendal Akademisk.
- Bjørnstad, R. & Jansen, E. S. (2006). Renta bestemmer det meste. *Økonomiske analyser*, 6(2006), 42-47. Hentet fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_200606/jansen.pdf
- Breusch, T. S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355. doi: 10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294. doi: 10.2307/1911963
- Chen, Y. & Rogoff, K. (2003). Commodity currencies. *Journal of International Economics*, 60(1), 133-160. doi: 10.1016/S0022-1996(02)00072-7
- Chinn, D. C. & Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Staff Papers*, 51(3), 409-430. Hentet fra <https://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2004/03/pdf/chinn.pdf>
- Cook, R. D. & Weisberg, S. (1983). Diagnostics for Heteroscedasticity in Regression. *Biometrika*, 70(1), 1-10. doi: 10.2307/2335938

- Dickey, D.A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. doi: 10.2307/2286348
- Dornbush, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176. doi: 10.1086/260506
- Elliot, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813-836. doi: 10.2307/2171846
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi: 10.2307/1913236
- Flatner, A. (2009). Norske kroner ingen trygg havn. *Aktuell kommentar*, 3(2009). Hentet fra http://static.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/aktuell-kommentar/2009/aktuell-kommentar_03_09.pdf?v=03/09/2017122428&ft=.pdf
- Flatner, A., Tornes, P. H. & Østnor, M. (2010). En oversikt over Norges Banks analyser av kronekursen. *Staff Memo*, 7(2010). Hentet fra http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/staff-memo/2010/staff_memo_0710.pdf
- Frankel, J. A. & Rose, A. K. (1995). Empirical research on nominal exchange rates. *Handbook of International Economics*, 3, 1689-1729. doi: 10.1016/S1573-4404(05)80013-9
- Godfrey, L. G. (1978). Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46(6), 1293-1301. doi: 10.2307/1913829
- Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121-130. doi: 10.1016/0304-4076(81)90079-8
- Harris, R. & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Hill, C. R., Lim, G. C. & Griffiths, W. E. (2012). *Principles of Econometrics*. Hoboken: John Wiley & Sons Ltd.
- Håland, J. (2003). Holder udekket renteparitet? En empirisk undersøkelse av udekket renteparitet med utgangspunkt i norske kroner. *SNF Rapport nr. 26/03*. Hentet fra https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/164537/R26_03.pdf?sequence=1
- Hovland, K. M. (2017, 4. juni). Denne prisen er like viktig for Norge som oljeprisen, men nesten ingen vet hva den er. *E24*. Hentet fra <http://e24.no/energi/gass/denne-prisen-er-like-viktig-for-norge-som-oljeprisen-men-nesten-ingen-vet-hva-den-er/24019312>

-
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), s. 163-172. doi: 10.2307/1403192
- Johansen, C. S. T. & Pedersen, A. T. (2017). *Hvordan påvirker Norges Banks pengepolitikk den norske kronen?* (Mastergradsavhandling, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/2453501/masterthesis.PDF?sequence=1&isAllowed=y>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. doi: 10.1016/0165-1889(88)90041-3
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. doi: 10.2307/2938278
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. doi: 10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x
- Kloster, A., Lokshall, R. & Røisland, Ø. (2003). Hvor mye av bevegelsene i kronekursen kan forklares av rentedifferansen? *Norges Banks skriftsserie*, 31(2003), 95-108. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-31/kap6.pdf>
- Klovland, J. T. (2016). Forelesningsnotater i FIE422: Internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet. *Norges Handelshøyskole*, våren 2016.
- Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24. doi: 10.1016/0022-1996(83)90017-X
- Mussa, M. (1976). The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 229-248. doi: 10.2307/3439926
- Naug, B. E. (2003). Faktorer bak utviklingen i kronekursen – en empirisk analyse. *Norges Banks skriftsserie*, 31(2003), 109-129. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-31/kap7.pdf>
- Neely, C. J. & Sarno, L. (2002). How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84(5), 51-74. Hentet fra <https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/02/09/51-74Neely.pdf>
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554. doi: 10.1111/1468-0262.00256
- Nilsen, Ø. A. (2015). Forelesningsnotater i ECN402: Econometric Techniques. *Norges Handelshøyskole*, høsten 2015.

- Norges Bank. (2005). *Inflasjonsrapport med pengepolitiske vurderinger*. (Norges Banks rapportserie nr. 3-2005). Hentet fra <http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/front/rapport/no/ir/2005-02/ir-2005-02.pdf>
- Norges Bank. (2017). *Effektiv kronekurs*. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/statistikk/valutakurser/effektiv-kronekurs-beregnete-kurser/>
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. London: The MIT Press.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (2000). The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? *National Bureau of Economic Research*, 15(1), 339-390. doi: 10.3386/w7777
- Oljeskattekontoret. (2011). *Petroleumssektoren og petroleumsskatten i tall og trender*. Hentet fra <http://www.skatteetaten.no/globalassets/pdf/oljeskattkontoret/petroleumssektoren-trender-2011.pdf>
- Levich, R. M. (2001). *International financial markets: Prices and policies*. New York: McGraw-Hill.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 31(2), s. 350-371. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/pdf/2984219.pdf>
- Rime, D. (2003). Hva kan vi lære av om valutakurser av finansiell økonomi? *Norges Banks skriftserie*, 31(2003), 131-140. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-31/kap8.pdf>
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/pdf/2729217.pdf>
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145-154. doi: 10.2307/1928178
- Sill, K. (2000). Understanding Asset Values: Stock Prices, Exchange Rates, And the “Peso Problem”. *Business Review*, 31(2), 3-13. doi: 10.2469/dig.v31.n2.899
- Stata. (2017a). *varsoc*. Hentet fra <https://www.stata.com/manuals13/tsvarsoc.pdf>
- Stata. 2017b). *veclmar*. Hentet fra <https://www.stata.com/manuals13/tsveclmar.pdf>
- Stata. (2017c). *vecnorm*. Hentet fra <https://www.stata.com/manuals13/tsvecnorm.pdf>
- Stata. (2017d) *vecstable*. Hentet fra <https://www.stata.com/manuals13/tsvecstable.pdf>
- Statistics Canada. (2017). *Gross Domestic Product by Industry – National (Monthly) (GDP)*. Hentet fra

<http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV.pl?Function=getSurvey&db=imdb&adm=8&dis=2&SDDS=1301&lang=en>

- Statistisk Sentralbyrå. (2017). *Harmonisert konsumprisindeks, januar 2017*. Hentet fra <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/hkpi/maaned/2017-02-10?fane=om#content>
- Stern, J. & Rogers, H. (2003). The Transition to Hub-Based Gas Pricing in Continental Europe. *The Oxford Institute for Energy Studies*. Hentet fra <https://www.oxfordenergy.org/wpcms/wp-content/uploads/2011/03/NG49.pdf>
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2012). *Introduction to Econometrics*. Harlow: Pearson Education Limited.
- Tafjord, K. (2015). En dekomponering av NIBOR. *Aktuell kommentar*, 3(2015). Hentet fra http://static.norges-bank.no/contentassets/663366cca6b34474a98776964e55c798/aktuell_kommentar_3_2015.pdf?v=03/09/2017123154&ft=.pdf
- The Association of Corporate Treasurers (ACT). (2013). *Practical Alternatives to Libor: AUD, CAD, DKK, NZD & SEK*. Hentet fra https://www.treasurers.org/ACTmedia/alternatives_libor_briefing_note.pdf
- Thomson Reuters. (2016). *Canadian Dollar Offered Rate (CDOR)*. Hentet fra <https://financial.thomsonreuters.com/content/dam/openweb/documents/pdf/financial/cdor-methodology.pdf>
- Torvik, R. (2003). Realvalutakurs og innfasing av oljeinntekter. *Norges Banks skriftserie*, 31(2003), 13-28. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-31/kap2.pdf>
- Wang, Peijie. (2003). *Financial Econometrics*. London: Routledge.
- Winje, P., Naug, B. E. & Stavsen, A. (2011). Økt gass eksport, men hva med prisen? *Aktuell kommentar*, 4(2011). Hentet fra http://static.norges-bank.no/contentassets/20618af9e93d4ca6841548d1cd17a164/ak_4_2011.pdf
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to Econometrics*. Andover: Cengage Learning.

8.2 Datakilder

Bloomberg Terminal. (2017). *3-måneders CDOR (tic: CDOR03)*. Hentet 18.09.2017.

Bloomberg Terminal. (2017). *Implisitt volatilitet fra 1-måneders opsjoner for EURJPY (tic: EURJPYVIM)*. Hentet 18.09.2017.

- Bloomberg Terminal. (2017). *Implisitt volatilitet fra 1-måneders opsjoner for EURUSD (tic: EURUSDVIM)*. Hentet 18.09.2017.
- Bloomberg Terminal. (2017). *Implisitt volatilitet fra 1-måneders opsjoner for USDJPY (tic: USDJPYVIM)*. Hentet 18.09.2017.
- Eurostat. (2017). *HKPI for Norge*. Hentet fra 03.10.2017, <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- Eurostat. (2017). *HKPI for Eurosonen*. Hentet 03.10.2017, fra <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- Eurostat. (2017). *Valutakursen EURNOK*. Hentet 21.09.2017, fra <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- Eurostat. (2017). *Valutakursen EURCAD*. Hentet 21.09.2017, fra <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- Eurostat. (2017). *Valutakursen EURAUD*. Hentet 21.09.2017, fra <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- Eurostat. (2017). *Valutakursen EURNZD*. Hentet 21.09.2017, fra <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *3-måneders LIBOR for Canada*. Hentet 18.09.2017, fra <https://fred.stlouisfed.org/series/CAD3MTD156N#0>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *3-måneders LIBOR for USA*. Hentet 03.10.2017, fra <https://fred.stlouisfed.org/series/USD3MTD156N#0>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *Konsumprisindeksen for USA*. Hentet 03.10.2017, fra <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL#0>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *Valutakursen USDNOK*. Hentet 21.09.2017, fra <https://fred.stlouisfed.org/series/DEXNOUS#0>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *Valutakursen USDCAD*. Hentet 21.09.2017, fra <https://fred.stlouisfed.org/series/DEXCAUS#0>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *Valutakursen USDAUD*. Hentet 21.09.2017, fra <https://fred.stlouisfed.org/series/DEXUSAL#0>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *Valutakursen USDNZD*. Hentet 21.09.2017, fra <https://fred.stlouisfed.org/series/DEXUSNZ#0>
- Norges Bank. (2017). *Konkurranskursindeksen*. Hentet 21.09.2017, fra <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Valutakurser/valuta/TWI>

-
- Norges Bank. (2008). 3-måneders *NIBOR*, 2002 – november 2013. Hentet 12.09.2017, fra <http://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/Short-term-interest-rates/>
- Oslo Børs. (2017). 3-måneders *NIBOR*, desember 2013 – 2014. Hentet 12.09.2017, fra <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/NIBOR3M.NIBOR/overview>
- Oslo Børs. (2017). 3-måneders *NIBOR*, 2014-2016. Hentet 12.09.2017, fra <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk>
- Oslo Børs. (2017). *Oslo Børs Hovedindeks*. Hentet 13.09.2017, fra <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview>
- Statistics Canada. (2017). *BNP for Canada (table: 380-0064)*. Hentet 20.09.2017, fra <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>
- Statistics Canada. (2017). *BNP for Canada, månedlig (table: 379-0031)*. Hentet 20.09.2017, fra <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>
- Statistics Canada. (2017). *CERI (table: 176-0081)*. Hentet 21.09.2017, fra <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>
- Statistics Canada. (2017). *Indeks for metaller og mineraler (table: 176-0075)*. Hentet 26.09.2017, fra <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>
- Statistics Canada. (2017). *Konsumprisindeksen for Canada (table: 326-0022)*. Hentet 21.09.2017, fra <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a01?lang=eng&p2=1>
- Statistisk Sentralbyrå. (2017). *Bruttonasjonalprodukt*. Hentet 20.09.2017, fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/saveselections.asp>
- Statistisk Sentralbyrå. (2017). *Industriproduksjon*. Hentet 20.09.2017, fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/saveselections.asp>
- Thomson Reuters Datastream. (2017). 3-måneders *EURIBOR (tic: FRINTER3)*. Hentet 03.10.2017.
- Thomson Reuters Datastream. (2017). *Henry Hub Natural Gas Spot Price (tic: NATGHEN)*. Hentet 26.09.2017.
- Thomson Reuters Datastream. (2017). *London Natural Gas Index (tic: LNGINDX)*. Hentet 26.09.2017.
- Thomson Reuters Datastream. (2017). *S&P/TSX Composite Index (tic: TTOCOMP)*. Hentet 18.09.2017.
- Thomson Reuters Datastream. (2017). *Standard and Poor's 500 Index (tic: S&PCOMP)*. Hentet 13.09.2017.

U.S. Energy Information Administration. (2017). *Europe Brent Spot Price*. Hentet 12.09.2017, fra <https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=pet&s=rbrte&f=m>

U.S. Energy Information Administration. (2017). *WTI Spot Price*. Hentet 12.09.2017, fra <https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=pet&s=rwtc&f=m>