



Hvordan påvirker Norges Banks pengepolitikk den norske kronekursen?

*- En empirisk analyse av kronens følsomhet overfor endringer i
rente og rentebane*

Christoffer Sten Mørseth Johansen og André Trønnes Pedersen

Veileder: Professor Jan Tore Klovland

Masteroppgave i Økonomi og Administrasjon. Hovedprofil 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 inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne utredningen undersøker effektene av Norges Bank sine pengepolitiske beslutninger på den norske kronekursen, mer eksplisitt kronens følsomhet overfor endringer i styringsrente og Norges Banks forventninger til fremtidig styringsrente - *rentebanen*. Dette gjøres ved å estimere en økonometrisk modell for den norske kronekursen, uttrykt ved konkurransekursindeksen, for perioden april 2001 til desember 2016 ved hjelp av et sett med sentrale forklaringsfaktorer. På lang sikt finner vi signifikante sammenhenger både for renteendringer og endringer i rentebanen. Det langsiktige forholdet mellom rentebanen og kronekursen er ikke påvist i tidligere studier. Økninger i dagens rente og forventet fremtidig rente har en appresierende effekt på dagens kronekurs, og er i så måte verdifull informasjon for å forstå sammenhengen mellom kronekursen og pengepolitikken til Norges Bank. På kort sikt er det kun renteendringer som er signifikant. I tillegg finner vi signifikante sammenhenger mellom konkurransekursindeksen og en rekke andre makroøkonomiske forklaringsvariabler, som er i tråd med tidligere empiri.

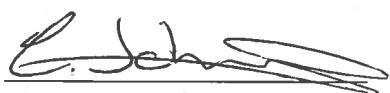
Forord

Denne masterutredningen er skrevet som et avsluttende ledd av vår mastergrad i økonomi og administrasjon, med spesialisering i finansiell økonomi, ved Norges Handelshøyskole i Bergen.

Etter å ha fullført kurset ”Internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet” fattet vi stor interesse for valutakursmodellering og hvilke faktorer som driver valutakursene. Sist det ble publisert en modell for den norske kronekursen var i 2010, og ettersom det har skjedd mye i verdens finansmarkeder i tiden etter så vi at det kunne være interessant å estimere en ny modell som inkluderte de siste seks årene med data. Vår veileder, professor Jan Tore Klovland, kom med idéen om å se hvilke effekter på kronekursen som kunne tilskrives endringer i rentebanen som bestemmes av Norges Bank, da denne variabelen ikke har blitt inkludert i tidligere studier. Dette er spesielt interessant da det kan gi en pekepinn på hvor mye kronen beveger seg dersom Norges Bank endrer sine forventninger til fremtidig styringsrente, og således benyttes i pengepolitiske vurderinger.

Vi ønsker å rette en spesielt stor takk til professor Jan Tore Klovland ved Institutt for Samfunnsøkonomi for å ha bidratt med gode råd og innspill, konstruktiv veiledning og fruktbare diskusjoner gjennom hele prosessen. Videre ønsker vi å takke Tom Bernhardsen i Norges Bank for bistand i forbindelse med innsamling av data for rentebane, samt professor Jonas Andersson ved Institutt for Foretaksøkonomi for gode innspill til de økonometriske metodene vi har benyttet. Vi ønsker også å takke alle de som har vært behjelpelige med å korrekturlese utredningen, og kommet med gode innspill underveis.

Bergen, Juni 2017



Christoffer Sten M. Johansen



André Trønnes Pedersen

Innhold

1	Introduksjon	1
2	Teori	5
2.1	Renteparitet	5
2.1.1	Udekket renteparitet	6
2.2	Kjøpekraftsparitet	8
2.2.1	Absolutt kjøpekraftsparitet	9
2.2.2	Relativ kjøpekraftsparitet	10
2.3	Monetær valutakursteori	12
2.3.1	Fleksible priser	14
2.3.2	Sticky-prices	16
2.3.3	News	18
2.4	Random walk	20
3	Tidligere empirisk forskning	23
3.1	Norges Banks valutakursmodeller	23
3.2	Statistisk Sentralbyrås valutakursmodeller	26
4	Data og metode	28
4.1	Datasett og variabler	28
4.2	Økonometrisk metode	40
4.2.1	Minste kvadraters metode (OLS)	40
4.3	Tidsserieegenskaper	42
4.3.1	Stasjonaritet	42
4.3.2	Kointegrasjon	45
4.3.3	Autokorrelasjon	51
5	Empirisk analyse	52
5.1	Tester for stasjonaritet	52
5.2	Tester for kointegrasjon	54
5.2.1	Johansen test for kointegrasjon	55
5.3	Vektor feiljusteringsmodell	58

5.3.1	Langtidsdynamikk	60
5.4	Korttidsmodell for kronekursen	65
5.4.1	Korttidsdynamikk	68
6	Out-of-sample estimering	75
6.1	Out-of-sample estimering for 2017	76
7	Konklusjon	79
7.1	Forslag til videre forskning	80
	Referanser	81

Figurer

1	Mundell-Fleming modellen	18
2	Utvikling i konkurransekursindeksen	29
3	Utviklingen i tremånederes pengemarkedsrenter, NIBOR og EURIBOR	31
4	Rentedifferansen mot utlandet og konkurransekursindeksen	31
5	Utviklingen i rentebanen og konkurransekursindeksen	33
6	Utviklingen i rentebanen og tremåneders NIBOR	33
7	Oljepris i dollar per fat og konkurransekursindeksen	34
8	Harmonisert konsumprisindeks for Norge og EU	35
9	Prisdifferansen mot utlandet og konkurransekursindeksen	35
10	Utvikling i brutto nasjonalprodukt og konkurransekursindeksen	36
11	Industriproduksjonsindeks for Norge og konkurransekursindeksen	37
12	Utviklingen i industriproduksjon og bruttonasjonalprodukt for Norge	38
13	Global risikoindikator og konkurransekursindeksen	39
14	S&P 500 og konkurransekursindeksen	40
15	Estimert langtidsløsning sammenlignet med faktisk utvikling i KKI	59
16	Estimert langtidsløsning sammenlignet med faktisk utvikling i KKI for peri- oden 2014-2016	60
17	Residualplot	67
18	Endringer i estimert modell sammenlignet med endring i faktisk KKI	68
19	Out-of-sample estimering av KKI for 2015 og 2016 på endringsform	76
20	Out-of-sample estimering av KKI for januar-april 2017 på endringsform	77
21	Out-of-sample estimering av KKI for januar-april 2017	78

Tabeller

1	DF-GLS test	53
2	DF-GLS test på differensierte variabler	54
3	Kointegrasjonstester	56
4	Sammenligning med referansestudier fra Norges Bank	73
5	Sammenligning med referansestudier fra SSB	74

1 Introduksjon

Hva som driver valutakurser, og hvordan disse beveger seg, er komplekse og sammensatte spørsmål som har opptatt forskere i et århundre. Det er publisert utallige artikler på området som har forsøkt å (i) si noe om hvilke forklaringsfaktorer som er sentrale drivere av utviklingen i valutakurser og (ii) lage modeller som kan predikere kursutviklingen. Mange av disse studiene anses i dag som viktige bidrag til valutakursteori, hva angår å avdekke sentrale sammenhenger og viktige forklaringsfaktorer. Imidlertid konkluderer de fleste, i større eller mindre grad, med at det er svært vanskelig å predikere utviklingen i valutakursen ved hjelp av slike valutakursmodeller. Dette var også konklusjonen i den banebrytende studien til Meese og Rogoff (1983) som viste at disse modellene ikke klarte å predikere kursutviklingen bedre enn det en enkel *random walk* gjorde. Dette gir opphav til et viktig skille mellom å avdekke forklaringsfaktorer basert på historiske verdier innenfor valgte tidsperiode (*in-sample*) og predikere kursutviklingen utover den valgte tidsperioden (*out-of-sample*), hvor virkelige verdier ikke er kjent. Mens praktikere er opptatt av å predikere valutakursene, vil vi i denne utredningen fokusere på modeller som kan forklare historisk utvikling.

Til tross for disse utfordringene gjøres det fortsatt mye empirisk arbeid på området, også for den norske kronen, og det har de senere årene kommet flere viktige bidrag som sier noe om sentrale drivere for kronekursutviklingen. Arbeidet kan i all hovedsak tilskrives to aktører: Norges Bank og Statistisk Sentralbyrå (SSB). Selv om disse modellene har hatt ulik grad av treffsikkerhet, har de likevel gitt en pekepinn på aktuelle drivere for den norske kronen på kort og lang sikt. Felles for studiene er at de peker på rentedifferansen og oljeprisen som de mest sentrale driverne av kronekursen. I tillegg blir prisdifferansen mot utlandet ofte trukket frem som en potensiell forklaringsfaktor. Dette virker intuitivt fordi en høyere rente i Norge kontra utlandet gjør den norske kronen attraktiv. Motsatt effekt blir det dersom prisene i Norge er høyere enn utlandet, fordi det ikke lenger vil være like stor etterspørsel etter norske varer. Til slutt vil en høyere oljepris antas å ha en positiv effekt på kronen, da dette kan tenkes å øke oljerelaterte investeringer og etterspørselen etter oljerelaterte aksjer. Selv om variablene som er nevnt over anses å ha en naturlig plass i valutakursmodeller, er det andre variabler som også kan tenkes å spille en viktig rolle. Spesielt gjelder det variabler knyttet til renteutviklingen i Norge, da dette legger grunnlaget for pengepolitikken.

I 2001 ble det formelt innført inflasjonsstyring i Norge. Det nye pengepolitiske regimet erstattet *valutakursstyringen*, som tok sikte på å stabilisere kronens verdi opp mot andre valutaer - i praksis European Currency Unit (ECU) og senere euro - men uten fastsatte svigningsmarginer (Norges Bank, 2004b). Målet med det nye regimet var at Norges Bank skulle drive en pengepolitikk som holdt inflasjonen stabil på 2,5 %. Det viktigste virkemiddelet i dette arbeidet er *styringsrenten*. Styringsrenten er bankenes rente på innskudd i Norges Bank og brukes således som et signal på rentenivået til aktørene i pengemarkedet. Styringsrenten påvirker inflasjonen gjennom flere ulike kanaler, deriblant valutakurskanalen¹. Som nevnt over vil en høyere nominell rente gjøre det mer attraktivt å plassere penger i norske kroner, som skyldes at verdien av norske kroner bestemmes i et internasjonalt marked hvor kapital fortrinnsvis plasseres i den valutaen som gir høyest avkastning. Dette skaper press i form av økt etterspørsel, som igjen fører til at kronen appresierer. Videre vil en sterkere krone føre til at importerte varer blir billigere og inflasjonen avtar. Det samme gjelder for svakere krone, bare med motsatt effekt (Norges Bank, 2004b). Det er utledet teorier som forsøker å forklare kursutvikling med utgangspunkt i rentenivået mellom forskjellige land. Dette kommer vi tilbake til under teorigjennomgangen.

På bakgrunn av diskusjonen over er det aktuelt å inkludere en variabel for styringsrente i en valutakursmodell, da denne har stor påvirkning på norsk økonomi og den norske kronekursen. Mer eksplisitt ønsker vi å undersøke hvor følsom kronekursen er overfor endringer i styringsrenten og Norges Banks forventninger om fremtidig styringsrente, den såkalte *rentebanen*. Den konkrete problemstillingen er som følger:

”Hvordan påvirker Norges Banks pengepolitikk den norske kronekursen?”

Ettersom styringsrenten er det viktigste verktøyet Norges Bank har i sin verktøykasse, kan en kvantifisering av disse effektene bidra til å understøtte de pengepolitiske beslutningene. På denne måten ser vi derfor nytteverdien av å estimere en modell hvor denne variabelen tas høyde for. I tillegg kan det forventes at investorer tar hensyn til rentebanen i sine investeringsbeslutninger, da dette speiler forventningene til utviklingen i norsk økonomi. Det har ikke tidligere blitt påvist signifikante sammenhenger mellom endringer i rentebanen og ut-

¹ For mer inngående diskusjon om de andre kanalene henvises det til Norges Bank (2004a).

viklingen i kronekursen. Videre har det ikke blitt publisert noen større studier som tar for seg viktige drivere av kronekursen siden 2010. På bakgrunn av dette ønsker vi å undersøke om noen av disse effektene har endret seg nevneverdig, eller om de fortsatt gjør seg gjeldende.

For å belyse problemstillingen over ønsker vi å estimere en økonometrisk modell for kronekursen, uttrykt ved konkurransekursindeksen, som viser dynamikken i kursutviklingen. Konkurransekursindeksen er en indeks som utarbeides av Norges Bank og måler kronekursen opp mot valutaene til Norges 25 viktigste handelspartnere². Som Bernhardsen og Røisland (2000) påpeker er ikke kronekursen en entydig størrelse, fordi den avhenger av hvilke valutaer kronen måles opp mot, som betyr at den for eksempel kan svekke seg mot euro og styrke seg mot dollar. Det er derfor hensiktsmessig å måle kronen opp mot et sett av valutaer når en skal se på dens internasjonale verdi, og dette muliggjøres ved blant annet konkurransekursindeksen.

Det har vært flere store hendelser i de globale finansmarkedene de siste årene. Med tilgang til ytterligere seks år med data har datasettet vårt større forutsetninger for å plukke opp ettervirkningene av finanskrisen, samt den påfølgende statsfinansielle krisen som rammet Europa. I tillegg inkluderer datasettet andre viktige hendelser, slik som det store oljeprisfallet i 2014. Analysene vil avdekke hvordan disse ytterligere årene med data, og informasjonen den inneholder, vil ha betydning for vår modell.

Vi vil legge til grunn seks referansemodeller når vi skal sammenligne resultatene fra det empiriske arbeidet. Disse er henholdsvis Naug (2003), Bernhardsen (2008) og Flatner, Tornes og Østnor (2010) fra Norges Bank, og Bjørnland og Hungnes (2006), Statistisk Sentralbyrå (2005) og Bjørnstad og Jansen (2006) fra SSB. Felles for disse studiene er at rente- og pris-differansen mot utlandet og oljepris trekkes frem som potensielt viktige drivere. Metoden og oppbyggingen av denne utredningen er tildels basert på Bernhardsen (2008) og Aamodt (2009). Sistnevnte er en utredning som undersøkte informasjonsinnholdet i- og sentrale drivere for valutaparet NOK/SEK, og er således ingen direkte referansemodell, men har bidratt til inspirasjon og gode innspill til det empiriske arbeidet.

Vi begynner med å gjøre rede for de ulike teoriene som er foreslått for å forklare utviklingen i valutakurser i kapittel 2. I kapittel 3 ser vi nærmere på tidligere empiriske studier av den nors-

² Se Norges Bank (2000) for mer informasjon.

ke kronekursen, fra henholdsvis Norges Bank og SSB. Kapittel 4 tar for seg datagrunnlaget, herunder variablene som inngår og valg av sampleperiode, samt de økonometriske metodene som ligger til grunn for analysen. I kapittel 5 presenterer vi resultatene fra vårt empiriske arbeid, sammen med en tolkning av disse, og i kapittel 6 testes modellens prestasjon utover sampleperioden. Helt til slutt kommer konklusjon og forslag til videre forskning i kapittel 7.

2 Teori

I dette kapitlet skal vi gjøre rede for en rekke sentrale teorier som legger grunnlaget for det empiriske arbeidet med valutakursmodeller³. Disse teoriene har vist seg å ha ulik grad av empirisk støtte, men har bidratt til å gi innsikt og skape en bedre forståelse av hva som driver valutakursene, og hvordan disse beveger seg både på kort og lang sikt. Vi vil presentere hypotesene om renteparitet og kjøpekraftsparitet, samt ulike metoder for teoretisk valutakursmodellering, som legger grunnlaget for estimering av valutakursmodeller. Sistnevnte dreier seg om to hovedtilnærminger: monetær valutakurstheori som innebærer modellering med fundamentalfaktorer, for henholdsvis fleksible og trege varepriser, og en tilnærming basert på porteføljebalanse. Porteføljebalanseteori vil ikke bli diskutert videre i denne utredning. Avslutningsvis vil vi redegjøre for hypotesen om random walk, som sier at aktivapriser beveger seg mer eller mindre tilfeldig. Denne hypotesen har vist seg å predikere fremtidig kursutvikling vel så bra som avanserte, *strukturelle valutakursmodeller*⁴.

2.1 Renteparitet

I introduksjonen forklarte vi hvordan verdien på penger bestemmes i et internasjonalt marked, og at investorer fortrinnsvis ønsker å plassere kapital i det landet som kan gi høyest avkastning. Muligheten til å plassere og låne penger i fremmed valuta gjør at investorer kan forsøke å skape profitt ved å låne billig i et land og plassere til høyere rente i andre land. Dette impliserer at renter og valutakurser mellom land henger sammen, og har gitt opphav til flere teorier som vi skal diskutere i det følgende.

Teorien om *renteparitet* ser på rentedifferansen mellom to land og forsøker å forklare utviklingen i valutakursene på bakgrunn av dette. Rentepariteter kan deles opp i ytterligere to teorier: *dekket renteparitet* og *udekket renteparitet*. Dekket renteparitet tar utgangspunkt i en arbitrasjedrevet investeringsstrategi, og sier at plassering i innenlandsk og utenlandsk valuta skal gi samme avkastning. Dette betyr at renten i hjemlandet skal være lik renten i utlandet

³ Utledninger og definisjoner er basert på Klovland (2016) om ikke annet er nevnt.

⁴ En modell hvor valutakursen forklares ved hjelp av makroøkonomiske variabler.

pluss et termentillegg. Udekket renteparitet er på sin side spekulasjonsdrevet, og sier at den forventede verdien av å foreta en plassering i utenlandsk valuta skal gi den samme avkastningen som en tilsvarende plassering i hjemlig valuta. I denne utredningen er det udekket renteparitet som står sentralt, og vi vil i det følgende gi en nærmere redegjørelse for denne hypotesen.

2.1.1 Udekket renteparitet

Hypotesen om udekket renteparitet bygger på antakelsen om at det eksisterer en likevektsammenheng mellom fire variabler: spotkurs (S_t), forventet spotkurs i neste periode ($E_t[S_{t+1}]$), innenlandsk pengemarkedsrente (i) og utenlandsk pengemarkedsrente (i^*). Udekket renteparitet forutsetter at det ikke foreligger transaksjonskostnader, investorene er risikonøytrale og har en investeringshorisont på 12 måneder.

Det er verdt å merke seg at det i udekket renteparitet snakkes om usikrede plasseringer, det vil si at aktørene tar åpne posisjoner basert på forventninger knyttet til utviklingen i valutakursen. Siden en slik strategi er spekulasjonsdrevet, vil den medføre at aktøren pådrar seg valutarisiko. Vi kan illustrere dette ved hjelp av følgende eksempel⁵:

Vi har en investor som ønsker å investere 1 USD. Dette kan gjøres på to ulike måter. Det første alternativet er å plassere 1 USD i et amerikansk verdipapir, til rente i^* . Med en fast rente som er kjent på forhånd vil denne investeringen – etter én periode – være verdt:

$$1 \cdot (1 + i^*)$$

Alternativt kan investoren veksle om 1 USD til NOK til dagens spotkurs, S_t , og plassere denne til rente i . Gitt at investorens forventninger til fremtidig spotkurs for USD er $E_t[S_{t+1}]$, kan forventet verdi i dag av investeringen i USD, uttrykt i NOK, skrives som:

$$1 \cdot (1 + i^*) \cdot E[S_{t+1}]$$

⁵ Eksempelet er hentet fra Levich (2001).

Ved å sette disse alternativene lik hverandre kan vi, ved hjelp av litt omskriving, utlede følgende uttrykk for markedsrenten hjemme:

$$i = i^* + \frac{E[S_{t+1}] - S_t}{S_t} \cdot (1 + i^*) \quad (1)$$

Dersom hypotesen om udekket renteparitet holder, slik at en risikonøytral investor er indiffferent til plassering i hjemlig eller utenlandsk valuta, må altså rente i hjemlandet være lik renten i utlandet pluss et forventningsledd. I relasjonen over er det kun tre av fire variabler (i , i^* og S_t) som er mulig å observere på investeringstidspunktet. Den fjerde variabelen ($E_t[S_{t+1}]$) er en forventningsvariabel og er derfor ikke observerbar.

Ettersom det er stor usikkerhet knyttet til forventningsleddet brukes ofte en forenklet versjon av uttrykket over, hvor den siste parentesen med rentetillegget sløyfes. Dette kan gjøres fordi udekket renteparitet ikke bygger på et arbitrasjeprinsipp som krevet nøyaktighet. Relasjonen i likning (1) kan derfor skrives som:

$$i \approx i^* + \frac{E[S_{t+1}] - S_t}{S_t} \quad (2)$$

I empirien er det vanlig å uttrykke relasjonen over på logaritmisk form. Dette innebærer at vi kan foreta en ytterligere omskriving hvor ligning (2) kan uttrykkes som:

$$i = i^* + E_t[s_{t+1}] - s_t \quad (3)$$

der $E_t[s_{t+1}]$ er logaritmen til forventet valutakurs i neste periode og s_t er logaritmen til spotkursen i dag.

Når udekket renteparitet skal testes empirisk vil det oppstå problemer knyttet til forventningsleddet, ettersom dette ikke er en direkte observerbar størrelse. I litteraturen er det derfor vanlig å teste udekket renteparitet sammen med antakelsen om at aktørene har rasjonelle forventninger, noe som innebærer at fremtidig realisert verdi av spotkursen i neste periode kan uttrykkes som:

$$S_{t+1} = E_t[S_{t+1}] + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

hvor S_{t+1} er realisert verdi på spotkursen i neste periode, $E_t[S_{t+1}]$ er forventningen til neste periodens spot kurs i dag og ε_{t+1} er et feilledd.

Teoretisk synes udekket renteparitet å være et nyttig konsept for å forklare utviklingen i valutakurser, men empirisk har det vist seg å være svært vanskelig å finne støtte til hypotesen. Flood og Rose (1996) testet hypotesen ved å se på data fra European Monetary System (EMS) i perioden 1974-1994. Testene ble utført både med fast- og flytende valutaregimer, uten at de fant noen støtte til hypotesen. Bernhardsen (1997) testet hypotesen ved å se på endringer i valutakursen og rentedifferansen mellom Tyskland og ti andre europeiske land, både i og utenfor European Exchange Rate Mechanism (ERM)-systemet. Dataene som ble brukt var renter med løpetid på henholdsvis 1, 3, 6 og 12 måneder, i perioden 1979-1996. Bernhardsen finner ingen signifikant støtte til hypotesen gjennom sine tester. Flood og Rose (2002) fulgte opp sitt arbeid fra 1996 ved å se på data for 23 land gjennom nittitallet, en periode preget av mye uro i valutamarkedet. I sin studie finner de at udekket renteparitet holder bedre i nyere tid, men resultatene er fortsatt preget av mye heterogenitet mellom ulike land. Chinn og Meredith (2004) testet udekket renteparitet både på kort og lang sikt. De fant at udekket renteparitet holder dårlig på kort sikt, noe som er konsistent med annen litteratur, men for lengre horisont (5-10 år) gis det bedre støtte til hypotesen.

2.2 Kjøpekraftsparitet

Begrepet *kjøpekraftsparitet*, eller Purchasing Power Parity (PPP), ble re-introdisert av Cassel (1921) etter 1. verdenskrig. Selv om hypotesen hadde eksistert i flere århundre, hevdet Cassel at vår verdivurdering av en utenlandsk valuta måtte tilsvare den relative kjøpekraften for valutaen i begge land. I et forsøk på å rette opp valutakaoset som oppstod i kjølvannet av verdenskrigen ble den tradisjonelle teorien brakt frem i lyset igjen, og er i dag sentral for å forstå sammenhengen mellom inflasjonsforventninger og valutakurssvingninger.

Teorien om kjøpekraftsparitet tar utgangspunkt i "*Law of One Price*", som innebærer at den

samme varen skal ha lik pris i to land, når en tar høyde for valutakursen. Dette impliserer at hjemlandets pengeenhet har like stor kjøpekraft som pengeenheten i utlandet, etter den er vekslet om (Taylor, 2003). Fra dette kan det utarbeides et uttrykk for realvalutakurs. Ifølge kjøpekraftsparitet skal realvalutakursen være konstant, som vil si at endringer i nominell valutakurs skal reflekteres ved endringer i prisnivå. Samtidig vil endringer i prisnivået reflekteres ved endringer i nominell valutakurs slik at realvalutakurs fortsatt er konstant (Akram, Brunvatne & Lokshall, 2003). Realvalutakurs er definert ved:

$$R = S \cdot \frac{P}{P^*} \quad (5)$$

Hvor R er real valutakurs, S er nominell valutakurs, P og P^* er prisnivå henholdsvis hjemme og i utlandet.

Det finnes flere ulike varianter av kjøpekraftsparitet som alle bygger på prinsippet om loven om en pris. Vi skal fokusere på de to mest sentrale: *absolutt kjøpekraftsparitet* og *relativ kjøpekraftsparitet* (Rogoff, 1996).

2.2.1 Absolutt kjøpekraftsparitet

Absolutt kjøpekraftsparitet sier at prisnivået i et land, uttrykt i form av en varekurv eller en konsumprisindeks, til enhver tid skal være lik prisnivået i et annet land når det korrigeres for valutakursen. Absolutt kjøpekraftsparitet kan dermed uttrykkes som:

$$P = E \cdot P^* \quad (6)$$

Hvor P er prisnivå i hjemland, P^* er prisnivå i utland og E er valutakursen.

Absolutt kjøpekraftsparitet har liten forankring i empirisk forskning. Det finnes store forskjeller i varepriser og prisnivå over landegrenser som ikke fanges opp av valutakursen. En av årsakene kan komme av at enkelte varer og tjenester i liten grad omsettes i et internasjonalt marked. Fraværet av internasjonal handel innebærer at det ikke vil være anledning til å utnytte arbitrasjemuligheter mellom ulike valutahavner, og det generelle prisnivået vil

dermed forbli upåvirket. I tillegg finnes det store variasjoner for enkelte varer på tvers av landegrenser. For å illustrere dette har The Economist laget en indeks hvor de bruker en enkel Big Mac-hamburger til å synliggjøre forskjeller i kjøpekraft i ulike land⁶. Selv en tilsynelatende standardisert vare som Big Mac varierer stort på tvers av landegrenser. Mens vi her i Norge bruker norsk storfekjøtt, og en bestemt sammensetning av råvarer, kan andre land kan ha helt andre sammensetninger av sine produkter. I tillegg vil ulikt lønnsnivå og andre lands-spesifikke varekostnader ha innvirkning på sluttprisen. Dette fører til at kravet om absolutt kjøpekraftsparitet er vanskelig å oppfylle i praksis, som blant annet vises i Giovannini (1988) og Knetter (1989, 1993).

2.2.2 Relativ kjøpekraftsparitet

I motsetning til absolutt kjøpekraftsparitet krever relativ kjøpekraftsparitet at vekst i valutakurs og prisnivå skal være lik over tid. Med andre ord har ikke relativ kjøpekraftsparitet like strenge forutsetninger som sammenhengen beskrevet i avsnittet ovenfor. Relativ kjøpekraftsparitet kan dermed uttrykkes på følgende måte:

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

Hvor S_t er spotkursen på tidspunkt t , S_0 er spotkursen i dag, P_t og P_t^* er prisnivå i henholdsvis innland og utland på tidspunkt t .

Relativ kjøpekraftsparitet kan også uttrykkes ved hjelp av endringsvariabler eller differanseoperatorer for å vise prosentvis endring i variablene over tid. Dette gir:

$$\frac{\Delta S_t}{S_{t-1}} = \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} - \frac{\Delta P_t^*}{P_{t-1}^*} \quad (8)$$

Hvor $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$, $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ og $\Delta P_t^* = P_t^* - P_{t-1}^*$ er endringen i valutakurs og prisnivå over tid. Leddene $\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}}$ og $\frac{\Delta P_t^*}{P_{t-1}^*}$ uttrykker dermed prosentvis inflasjon eller prisstigning

⁶ The Economist's Big Mac Index: <http://www.economist.com/node/21542808>.

fra t_{-1} til t . For at uttrykket i likning (7) skal holde må S_0 normaliseres til 1.

Relativ valutakurs uttrykkes ofte på logaritmisk form ved de relative endringene i prisnivå og valutakurs. Her tas det utgangspunkt i likning (7) hvor igjen S_0 normaliseres til 1, slik at $\ln 1 = 0$. Dermed kan relativ kjøpekraftsparitet på logaritmisk form uttrykkes som:

$$s = p - p^* \tag{9}$$

Det er gjort mye forskning på kjøpekraftsparitet de siste tiårene. Avvikene fra kjøpekraftsparitet er svært volatile, spesielt på kort sikt. Selv om det finnes store forskjeller i varepriser, er det spesielt svingninger i valutakursene som forårsaker disse store avvikene (Rogoff, 1996). Dornbusch (1976b) sin *overshooting model* forklarer at avvikene fra kjøpekraftsparitet på kort sikt kommer av at varepriser er trege sammenlignet med valutakurser, som reagerer mye raskere i finansmarkedene, og dermed er mer mottakelige for uro og sjokk. Dette er derimot ikke hele sannheten, da en ville forvente at valutakursen skal tendere mot kjøpekraftslikvekten i løpet av ett til to år hvis det bare hadde vært treghet i vareprisene. Det vil bli gitt en dypere forklaring av Dornbuschs overshooting model i kapittel 2.3.2. En annen forklaring er vist av Balassa (1964) og Samuelson (1964), og er elegant døpt Balassa-Samuelson effekten. De foreslår i sin forskning at rikere land systematisk har høyere priser enn fattige land. Dette kommer av at rike land relativt sett er mer produktive i konkurranseutsatt sektor som følge av at de ofte har teknologiske konkurransefortrinn.

I sin absolutte form holder kjøpekraftsparitet svært dårlig i praksis på grunn av fundamentene den bygger på. Teorien forutsetter effektive markeder, som innebærer at all informasjon er tilgjengelig for alle, i tillegg til fravær av transportkostnader, handelsbarrierer og avgifter (Rogoff, 1996). Til tross for at stadig økende globalisering bidrar til å redusere hindringene, er de fortsatt tilstedeværende i så stor grad at de skaper avvik fra kjøpekraftsparitet. Avvikene kan også skyldes ulikheter i måten prisnivået blir beregnet i de respektive landene (Akram et al., 2003). Likevel hevder Rogoff (1996) at kjøpekraftsparitet kan brukes som en teori for valutakurser på lang sikt. I artikkelen argumenterer han at valutakursen på lang sikt tenderer tilbake til likevekt med en halveringstid på tre til fem år, selv med ekstreme svingninger på

kort sikt⁷. Wei og Parsley (1995) finner at valutakursen returnerer raskere til kjøpekraftslikevekt desto større utslagene er. Østnor (2013) hevder at halveringstiden i Norge er betydelig lavere enn normen i resten av verden. Dette støttes av Akram (2002) som også finner en halveringstid på halvannet år. En mulig årsak kan være at Norge er en liten, åpen økonomi med et stabilt valutaregime, relativt lave offentlige utgifter og en sentralisert lønnsforhandlingsmodell som skaper renere konvergens tilbake til likevekt.

2.3 Monetær valutakursteori

Tidligere i dette kapitlet har vi gjort rede for ulike teorier som kan forklare valutakurssvingninger. Disse har tatt utgangspunkt i forklaringskraften til rente- og prisforskjeller, og hvilken innvirkning disse har på valutakursen i de respektive landene. Den monetære modellen bygger videre på disse paritetene, men er utviklet med bakgrunn i pengemarkedslikevekten og fokuserer på balanse i varemarkedet (Frenkel & Mussa, 1985). Pengemarkedslikevekt innebærer at det eksisterer et likevektsforhold mellom rentenivået og pengemengden. I monetær valutakursteori rettes det også oppmerksomhet mot hvordan forskjeller i produksjon og realinntekt mellom land påvirker valutakursen. Dette innebærer at modellen tar for seg fundamentale faktorer i valutakursprediksjon, ikke bare renteforskjeller og -endringer.

Den monetære valutakursmodellen bygger på følgende tankesett: Ettersom valutakursen er den relative prisen på utenlandsk og hjemlig valuta, burde den bli bestemt av den relative tilførselen og etterspørselen av disse valutaene (Frankel & Rose, 1995). Modellen kan derfor illustreres ved å ta utgangspunkt i likevekt i pengemarkedene hjemme og i utlandet⁸:

$$m - p = \beta y - \alpha i + \epsilon \quad (10)$$

$$m^* - p^* = \beta y^* - \alpha i^* + \epsilon^* \quad (11)$$

⁷ Se blant annet Lothian og Taylor (1996) og Diebold, Husted og Rush (1991).

⁸ Utledning av den monetære modellen bygger på Frankel og Rose (1995).

- y = realinntekt (reelt BNP)
- m = pengemengde
- p = prisindeks
- i = nominell rente
- s = nominell spot valutakurs⁹
- $E_t[s_{t+1}]$ = forventet verdi av neste periodes spot valutakurs
- ρ = risikopremie
- ε = residual i pengemarkedslikevekt (monetær sjokkvariabel)
- υ = avvik fra kjøpekraftsrelasjon
- * indikerer utenlandske variabler

Ved å sette likning (10) inn i likning (11), og skrive om, kan vi utlede følgende uttrykk for forskjeller i prisnivå på tvers av land:

$$\begin{aligned}(m - p) - (m^* - p^*) &= \beta(y - y^*) - \alpha(i - i^*) + (\varepsilon - \varepsilon^*) \\ &\Leftrightarrow \\ (p - p^*) &= (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha(i - i^*) - (\varepsilon - \varepsilon^*)\end{aligned}\tag{12}$$

Som vi ser av likning (12) kan ulikheter i prisnivå forklares ved hjelp av forskjellene i pengemengde, realinntekt og rentenivå.

Monetær valutakurstheori springer ut i to forskjellige retninger avhengig av hvilke forutsetninger som legges til grunn. I hovedsak er dette snakk om den monetære modellen med fullstendig fleksible priser eller trege varepriser (*sticky prices*). Videre i dette kapittelet vil vi gjøre rede for forskjellene i disse modellene.

⁹ Økt(reduert) verdi betyr depresiering(appresiering).

2.3.1 Fleksible priser

En tilnærming til monetær valutakurstheori sier at alle priser er fleksible. Dette impliserer at priser i varemarkedet oppfører seg på samme måte som i finansmarkedene, slik at store utslag på prisene umiddelbart gjenspeiles i endret prisenivå. Frenkel og Mussa (1985) understreker viktigheten av å forklare sammenhengen mellom hjemlige og utenlandske priser i sin utredning av den monetære valutakursmodellen. Denne relasjonen blir uttrykt ved hjelp av kjøpekraftsparitet, slik at valutakursen blir brukt som uttrykket på det relative prisenivået. Videre forklarer MacDonald og Taylor (1992) at prisenivået i utlandet blir bestemt av pengetilførselen utenlands, mens pengetilførselen hjemme fastsetter det hjemlige prisenivået. Dermed vil valutakursen bli bestemt av den relative pengetilførselen. Sammenhengen mellom kjøpekraftsparitet og pengemarkedslikevekten kan da illustreres ved å sette likning (9) inn i likning (12), i tillegg til et residual v for $(p - p^*)$. Dette gir følgende uttrykk:

$$s = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha(i - i^*) - (\varepsilon - \varepsilon^*) - v \quad (13)$$

Fortegnet til rentedifferansen kommer direkte av forutsetningen om at prisene i markedet er fullstendig fleksible. I denne modellen representerer en renteendring forventet endring i inflasjon. På denne måten vil en økning i rentedifferansen føre til at valutaen depresierer fordi den er forventet å miste verdi på grunn av inflasjon. Dette skiller modellen med fleksible priser fra antakelsen om sticky-prices. Her representerer en økning i rentedifferansen en innskrenkning av innenlands pengemengde. Dette vil videre føre til kapitaltilførsel, og valutaen appresierer umiddelbart (Frankel, 1979).

Ved å sette inn uttrykket for udekket renteparitet for rentedifferansen $(i - i^*)$ i likning (13) får vi et uttrykk som definerer renteforskjellene i to land, vist ved likning (14). I tillegg viser Frankel og Rose (1995) at innenlandske og utenlandske eiendeler anses som perfekte substitutter bortsett fra et eksogent tidsvarierende premium. Dette fører til at rentedifferansen er lik det forventede endringsleddet til valutakursen pluss en risikopremie. Dermed gjelder følgende:

$$i - i^* = E_t[s_{t+1}] - s_t + \rho \quad (14)$$

Hvor risikopremien, ρ , kan tolkes som den forventede meravkastningen av å holde hjemlig valuta (Flatner et al., 2010). Risikopremien legges til da udekket renteparitet ikke forventes å holde på kort sikt. Denne sammenhengen trekkes inn i den monetære modellen ved å sette likning (14) inn for $(i - i^*)$. Dette gir oss den *monetære modellen med fleksible priser*:

$$s = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha E_t[s_{t+1} - s_t] + \alpha \rho - (\epsilon - \epsilon^*) - v \quad (15)$$

Ved hjelp av den monetære fremstillingen er det enkelt å analysere hvordan endringer i de ulike variablene påvirker valutakursen. Dersom det føres en ekspansiv pengepolitikk vil en rask økning i pengemengden føre til at valutakursen depresierer, det vil si at vi får en økning i s (Frenkel, 1976). I motsatt tilfelle, med kontraktiv pengepolitikk, vil reduksjon i pengemengden gi en appresieringseffekt på kronen slik at s synker.

Videre vil økt økonomisk aktivitet i hjemlandet føre til økt realinntekt. *Ceteris paribus* vil dette føre til etterspørseloverskudd i pengemengden hjemme. Husstander vil så redusere forbruket sitt slik at prisene faller, og tilnærmer seg likevekt i pengemarkedet. Ved kontinuerlig kjøpekraftsparitet vil fallet i prisnivå hjemme føre til en appresiering av valutakursen, representert ved redusert s i modellen (Neely & Sarno, 2002). Siden prisene er fleksible vil endringer i den nominelle renten gi utslag i forventet inflasjonsrate. Hvis rentedifferansen til utlandet øker er dette en respons til at valutakursen er forventet å miste verdi gjennom inflasjon og depresiering. Etterspørselen etter hjemlig valuta faller relativt til utenlandsk, noe som gjør at kursen depresierer umiddelbart. Derfor representeres forholdet mellom valutakursen og rentedifferansen ved et positivt fortegn (Frankel, 1979). Valutakursen vil også depresiere hvis risikopremien som er knyttet til valutaen øker. Dette innebærer at investorene anser valutaen som mer risikabel å holde, noe som gir et negativt utslag i verdien.

Den fleksible vinklingen på monetær valutakursteori har vist seg å fungere svært dårlig i realiteten. MacDonald og Taylor (1991) viser at modellen presterer meget dårlig både in-sample og out-of-sample på kort sikt. Kilian (1999) viser at dette også gjelder på mellomlang sikt.

Mer overraskende er det at modellen presterer dårlig når det kommer til å forklare valutakurser på lang sikt. Ifølge Groen (1999), er det liten sammenheng mellom valutakursen og modellen på lang sikt. Rapach og Wohar (2002) og MacDonald og Taylor (1991) finner god forklaringsevne på lang sikt for enkelte valutapar, men for de fleste land - deriblant Norge - finner de ingen støtte for en langsiktig monetær modell med fleksible priser.

Årsakene til hvorfor den monetære modellen ikke holder er mange, og kommer av forutsetningene modellen bygger på. For at den monetære modellen med fleksible priser skal holde, må loven om kjøpekraftsparitet være sann. Som vi argumenterte for i kapittel 2.2 holder dette svært dårlig på kort sikt, og mindre godt på lang sikt. I tillegg baserer modellen seg på kontinuerlig udekket renteparitet (MacDonald & Taylor, 1992). Som vi forklarte i kapittel 2.1.1 kan udekket renteparitet, med lav statistisk signifikans, kun observeres på lang sikt. Dette bidrar til sterk unøyaktighet i den monetære tilnærmingen til valutakursprediksjon.

2.3.2 Sticky-prices

Økonomer har lenge diskutert om noen økonomier i det hele tatt kan karakteriseres ved hjelp av modeller med fleksible priser (Obstfeld & Rogoff, 1996). Etter avskaffelsen av Bretton-Woods systemet¹⁰, hvor land innførte flytende valutakurser, led valutaer verden over av sterke valutakurssvinginger og høy volatilitet (Helleiner, 1996). Dette sådde tvil til antakelsen om at kjøpekraftsparitet hadde en plass i monetær valutakursteori. Disse tankene ledet til utviklingen av nye teorier som skulle forklare dette fenomenet (Neely & Sarno, 2002).

I 1976 presenterte Dornbusch sin overshooting teori som tok sikte på å forklare hvorfor den monetære modellen avviker så ekstremt fra realiteten, spesielt på kort sikt. Teorien forsøker å demonstrere hvorfor den observerte valutakursen oppfører seg ulikt fra den opprinnelige teorien med fleksible priser. Her nevnes spesielt paradokset om hvordan det på kort sikt observeres at en kontraktiv pengepolitikk fører til umiddelbar appresiering av valutakursen, noe som er stikk i strid med prinsippet om udekket renteparitet. I tillegg vil økte priser, *ceteris paribus*, føre til en appresierende valutakurs. Dette står imidlertid i sterk kontrast til hva en observerer i virkeligheten (Dornbusch, 1976a).

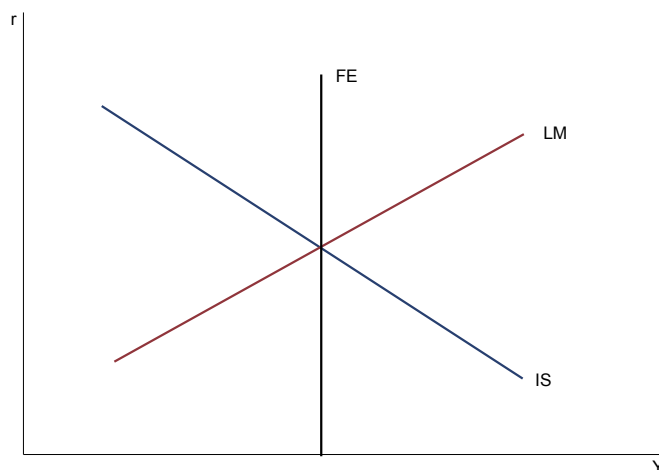
¹⁰ Mer inngående informasjon om Bretton-Woods systemet kan finnes i Bordo og Eichengreen (2007).

Mens prisene i finansmarkedene fremstår som fleksible, og reagerer umiddelbart på eventuelle svingninger og sjokk i markedet, er hovedpoenget i Dornbuchs sin teori at priser i varemarkedet er trege på kort sikt. Dette innebærer at priser i varemarkedet bruker tid på å tilpasse seg sine likevektpriser. Modellen til Dornbusch antar at det finnes variabler som kompenserer for treghet i vareprisene, og viser at nominelle bevegelser i valutakursen også kan påvirke den reelle valutakursen. Med andre ord trenger ikke den reelle kjøpekraftspariteten å holde, men kan variere over tid, i motsetning til den monetære modellen med fleksible priser (Obstfeld & Rogoff, 1996).

For å forklare valutakursens bevegelse på kort sikt tar Dornbusch utgangspunkt i *Mundell-Fleming modellen*. Mundell-Fleming modellen er en utvidelse av Hicks (1937) IS-LM modell, og fokuserer på etterspørselsaspektet ved en åpen økonomi og hvordan kapitalstrømninger påvirker valutakursen (Boughton, 2003). I figur 1 representerer IS-kurven likevekten i vare- og tjenestemarkedet, LM-kurven likevekten i pengemarkedet, mens FE-kurven angir valuta-likevekten¹¹. En kontraktiv pengepolitikk vil føre til at LM-kurven gjør et skift mot venstre, og dermed øker renten. Økt rente gir kortsiktige valutainvestorer insentiv til å investere kapital i landet, fordi de vil få en høyere avkastning på sine investeringer. Selv om investorene er klar over at de kunstig driver opp valutakursen, vil de likevel prøve å utnytte renteforskjellen før kursen depresierer. Dermed vil den kortsiktige likevekten oppstå når forventet depresiering er lik rentedifferansen (Neely & Sarno, 2002). Større valutaetterspørsel fører til kapitaltilførsel og en påfølgende appresierende valutakurs. Videre vil etterspørsel etter varer og tjenester falle på grunn av lavere pengemengde. Lavere etterspørsel vil så føre til et prisfall som skaper press i pengemarkedet. For å føre økonomien tilbake i balanse vil renten gradvis senkes slik at de trege vareprisene kan tilpasse seg den nye likevekten. Dette er Dornbusch sin forklaring på hvorfor valutakursen avviker sterkt fra kjøpekraftsparitet på kort sikt, men på lang sikt trekker i retning mot sine likevektsverdier og kjøpekraftsparitet.

Dornbusch sin overshooting modell anses for å gi et realistisk og intuitivt bilde på valutakursutvikling, og hvordan pengepolitikk påvirker fundamentale makrovariabler (Obstfeld & Rogoff, 1996). Det er funnet bevis for at modellen til en viss grad klarer å predikere valuta-

¹¹ For en dypere forklaring til Mundell-Fleming modellen se Mundell (1960, 1961a, 1961b, 1963) og Fleming (1962).



Figur 1: Mundell-Fleming modellen

kurser hvis en inkluderer flere relevante variabler, se for eksempel Schinasi og Swamy (1989) og Throop (1993). Likevel finnes det lite bevis for at teorien holder for å systematisk predikere og forklare bevegelser i renter og valutakurser (Rogoff, 2002). Dette er også i tråd med resultatene til Meese og Rogoff (1983), og annen empirisk forskning, som viser skuffende resultater ved testing av den enkle overshooting-modellen. Backus (1984) viser at modellen også sliter med å prestere in-sample. Bjørnland og Hungnes (2002) viser at modellen har vanskeligheter for å predikere de kortsiktige avvikene fra kjøpekraftsparitet, også her i Norge. Rogoff (2002) mener de manglende empiriske gjennomslagene ikke burde hindre oss i bruke den monetære modellen som verktøy i pengepolitiske analyser. Årsaken er at konseptet om overshooting tegner et godt bilde av modellens fundament og byggesteiner. Det er et generalisert rammeverk for bruk i internasjonal makroøkonomisk politikk, og kan dermed anvendes til mer enn bare valutakursprediksjon.

2.3.3 News

For å forstå hvordan valutamarkedene henger sammen på kort sikt er det også viktig å ta hensyn til hvordan valutakursen påvirkes av nyheter om pengepolitiske beslutninger og konjunktursvingninger. Ut i fra den monetære modellen kan vi gjøre om likning (15), slik at den uttrykkes ved hjelp av fundamentalverdier, f :¹²

¹² Utledningen bygger på Klovland (2016), om ikke annet nevnt.

$$s = f + \alpha E_t[s_{t+1} - s_t] \quad (16)$$

hvor

$$f = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha p + v \quad (17)$$

For å se effektene av nyheter på valutakursen introduseres en ny måte å se valutakursen på. Her betraktes valutakursen som en formuespris, hvor verdien i dag består av en neddiskontert verdi av summen av alle fremtidige priser (MacDonald & Taylor, 1992).

Nyheter har sterkere innvirkning desto nærmere de er i tid. Dette innebærer at nyheter om pengepolitiske beslutninger tre år frem i tid har mindre effekt enn nyheter om beslutninger som trer i kraft i året som kommer. (Klovland, 2016). Dette kommer av den neddiskonterte verdien av fremtidige valutakurser. For å vise dette gjør vi om likning (16) til å vise neddiskonterte fremtidige fundamentalverdier, slik at valutakursen fremstår som en formuespris:

$$s_t = \left(\frac{1}{1+\alpha}\right) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i E_t f_{t+i} \quad (18)$$

Videre defineres nyheter som dagens fundamentalverdier trukket fra forrige periodes forventede verdi av disse. På denne måten ser vi verdien av hvordan nyheter om forandringer og utvikling i fundamentalverdiene påvirker valutakursen. Dette vises ved:

$$news = f_t - E_{t-1}[f_t] \quad (19)$$

Markedets oppfatning av hvilke fundamentalfaktorer som er viktige kan variere mye, noe som medfører at det er vanskelig å avdekke stabile sammenhenger over tid (Klovland, 2016). Flatner og Xu (2015) viser i sin studie at de fleste norske nøkkeltall påvirker kronekursen. Her er det spesielt publiseringen av rentebeslutninger fra Norges Bank og konsumpristall som utgjør hovedfokuset for de norske aktørene. Fokuset på disse tallene ser ut til å være større i Norge enn i flere andre land. På grunn av uroligheter i norsk økonomi de senere årene har

publiseringen av norske nøkkeltall fått større betydning for den norske valutaen.

2.4 Random walk

Teoriene som er diskutert i dette kapittelet kan bidra til å si noe om hva som har drevet kursutviklingen historisk, og hvilke forklaringsfaktorer som er sentrale. Samtidig legger de grunnlaget for å estimere valutakursmodeller med den hensikt å predikere fremtidig utvikling i kursene. Til tross for at vi i dag har et bredt teoretisk fundament å bygge videre på, har det empirisk vist seg å være svært vanskelig å lage gode prognoser for valutakursen fordi den beveger seg mer eller mindre tilfeldig. Det er dette som i litteraturen omtales som en random walk.

Random walk er en hypotese som sier at aktivapriser har samme fordeling og er uavhengige av hverandre. Dette innebærer at den siste observasjonen ikke kan benyttes til å si noe om fremtidig utvikling for aktivumet - det beveger seg på en tilfeldig og uforutsigbar måte. Random walk er en variant av det som i sannsynlighetsteori kalles *stokastiske prosesser*¹³.

Noen av ideene som har gitt opphav til random walk kan dateres tilbake så tidlig som til 1863, da den franske aksjemeglerassistenten Jules Regnault ga ut boken "*Calcul Des Chances Et Philosophie de La Bourse*". I denne boken ble det presentert en moderne tilnærming til endringer i aksjekurser basert på en random walk-modell (Regnault, 1863). Dette arbeidet skulle senere legge grunnlaget for arbeidet til en annen franskmann, matematikeren Louis Bachelier, som gjennom sin doktorgradsavhandling "*Théorie de La Spéculation*" gjorde banebrytende forskning på stokastiske prosesser (Bachelier, 1900). Cowles 3rd og Jones (1937) videreutviklet teorien om random walk med sitt arbeid på slutten av 1930-tallet, hvor de fant at aksjeavkastningene var uavhengige og hadde samme fordeling, og at det derfor var vanskelig å lage gode prognoser for utviklingen i aksjepriser. Disse teoriene fikk senere støtte av flere forskere¹⁴. Imidlertid var det først da Malkiel (1973) ga ut boken "*A Random Walk Down Wall Street*" at hypotesen ble særlig kjent. Det grunnleggende prinsippet i Malkiels bok er

¹³ I sannsynlighetsteori er en stokastisk prosess et matematisk objekt, definert som en sekvens av tilfeldige variabler indekset med tid, som kan benyttes til å forklare tilfeldige forandringer. Se for eksempel Wooldridge (2003) eller Stock og Watson (2015), som er gode introduksjonsbøker til økonometri.

¹⁴ Se for eksempel Kendall og Hill (1953), Cootner (1964), Fama (1965).

at aksjepriser typisk viser tegn til å bevege seg etter en random walk og at investorer ikke systematisk kan slå markedet. Dette impliserer at markedene er *effisiente*, noe som innebærer at all tilgjengelig informasjon er reflektert i dagens priser, og boken er således en yndet referanse for de som tror på denne teorien¹⁵. Dette kan knyttes til diskusjonen om *news* i kapittel 2.3.3, ved at valutakurser betraktes som en formuespris på lik linje som aksjepriser. Siden valutakursen her er den neddiskonterte verdien av alle fremtidige fundamentalfaktorer, slik aksjepriser er neddiskontert verdi av alle fremtidige kontantstrømmer, vil denne forventes å følge en random walk.

I valutakursteori vakte begrepet random walk stor oppsikt da Meese og Rogoff (1983) publiserte sin berømte artikkel *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample?*. I denne studien fant de at strukturelle valutakursmodeller ikke ga signifikant bedre prognoser for valutakursen enn det en enkel random walk-modell gjorde.

Hvis valutakursen følger en random walk er sannsynligheten for at kronen skal stige i verdi, på et gitt tidspunkt, like stor som sannsynligheten for at den skal synke i verdi. Videre impliserer dette at dagens valutakurs ikke kan benyttes til å si noe om morgendagens valutakurs, slik at det vil være umulig å lage prognoser for kursutviklingen.

I sin enkleste form kan random walk uttrykkes som:

$$s_t = s_{t-1} + e_t \quad (20)$$

der s_t er logaritmen til kronekursen i periode t , s_{t-1} er logaritmen til kronekursen i forrige periode, og e_t er residualen¹⁶.

En alternativ utvidelse av den enkle random walk-modellen, som vist i likning (20), er en såkalt *random walk med drift*. Denne relasjonen kan uttrykkes som:

$$s_t = \alpha + s_{t-1} + e_t \quad (21)$$

¹⁵ Vi skal ikke gå nærmere inn på hypotesen om effisiente markeder i denne utredningen, og henviser til Fama (1970) - som første gang foreslo denne hypotesen - for en mer inngående diskusjon.

¹⁶ Residualen antas å være uavhengig, med forventning lik null og konstant varians.

Uttrykket er nesten identisk med det vi finner i likning (20), men inneholder i tillegg en konstant, α , som i dette tilfelle er en *driftsterm*. Driftstermen gjør at valutakursen utvikler seg med α uavhengig av andre faktorer.

3 Tidligere empirisk forskning

Som nevnt innledningsvis er det gjort omfattende empiriske analyser av utviklingen i den norske kronen, både av Norges Bank og SSB. Vi har valgt å legge til grunn seks referansestudier når vi skal sammenligne våre resultater. I det følgende kapittelet skal vi gjøre rede for funnene i disse studiene, samt annen relevant empiri.

3.1 Norges Banks valutakursmodeller

Naug (2003) presenterer en økonometrisk modell for konkurransekursindeksen i et forsøk på å forklare den markerte styrkingen av kronen fra mai 2000 til januar 2003. Analysen til Naug baserer seg på data fra perioden januar 1999 til januar 2003. Årsaken til at datagrunnlaget er begrenset til denne perioden er at Norges Bank i 1999 - med tiltredelsen av Svein Gjedrem som sentralbanksjef - gradvis beveget seg fra valutakursstyring til inflasjonsstyring i pengepolitikken. En modell som delvis er basert på data fra før 1999 ville derfor kunne ha stor innvirkning på forklaringskraften. Den foretrukne modellen som utledes av Naug inkluderer effekten av rentedifferansen mot utlandet, oljeprisen, utviklingen i amerikanske aksjekurser og en global risikoindikator (GRI). Vi kommer tilbake til denne risikoindikatoren under diskusjonen om forklaringsvariabler i kapittel 4.1. I tillegg inkluderes en stokastisk trend for å plukke opp endringer i risikopremier eller forventninger til utviklingen i kronekursen. Dette er forhold primært knyttet til uroligheter i Midtøsten, uttalelser fra Norges Bank og innføring av handlingsregelen.

Naug finner at kronestyrkingen fra mai 2000 til januar 2003 kan henføres til at rentedifferansen mot utlandet økte sterkt fra våren 2000 til november 2002, samtidig som den var høy og positiv i hele appresieringsperioden. Som vi diskuterte i kapittel 2.1 vil økt rentedifferanse mot utlandet gjøre det mer attraktivt å plassere i norske kroner, som igjen fører til appresiering av kronen. Imidlertid finner Kloster, Lokshall og Røisland (2003) at økt rentedifferanse kun kan forklare omlag halvparten av appresieringen som fant sted mellom november 2001 og november 2002. Resten av styrkingen må derfor forklares ved hjelp av andre faktorer. Videre trekker Naug frem at økningen i oljeprisen gjennom 2002 og 2003 bidro betydelig til styrkingen. Denne effekten ble ytterligere forsterket fordi den norske kronen ble brukt som

tilfluktsvaluta - eller *safe haven* - i forbindelse med uroligheter i Midtøsten fra første kvartal 2002 og ut perioden¹⁷. I tillegg bidro fall i amerikanske aksjekurser og reduserte svingninger i verdens hovedvalutaer sterkt til styrkingen - som en følge av positiv rentedifferanse - fordi norske kroner i dette tilfellet fremstår som attraktive for investorer som ønsker alternativer til aksjer og kortsiktige plasseringer. Dette impliserer også at kronekursen var mer følsom for renteendringer i denne perioden.

Funnene til Naug ble langt på vei støttet i studien til Bernhardsen (2008). Her presenteres en enkel kryssjekk-modell for kronekursen - målt ved konkurransekursindeksen - i perioden 2002 til 2008. Slike kryssjekk-modeller har som hensikt å gi signaler om hvorvidt kronekursen er unormalt sterk eller svak i forhold til fundamentale størrelser som antas å påvirke kursen. Disse modellene omtales også som BEER-modeller¹⁸. I likhet med Naug trekker Bernhardsen frem rentedifferansen mot utlandet og oljeprisen som sentrale drivere for kronekursen. Et av argumentene for å inkludere oljepris er ifølge Bernhardsen at høyere oljepris kan øke oljerelaterte investeringer og etterspørsel etter oljerelaterte aksjer. Dette vil i så fall føre til en sterkere krone. Videre vil økt oljepris føre til økte oljeinntekter for Norge, som igjen vil kunne medføre økt import av varer. Dette bidrar til at skjermet sektor kan bygges opp på bekostning av konkurranseutsatt sektor, og ifølge økonomisk teori vil en slik overflytting av ressurser kreve en appresiering av realvalutakursen. Bernhardsen trekker også frem at det kan eksistere rene psykologiske effekter blant markedsaktører - som følge av økt oljepris - som bidrar til kronestyrkingen. I tillegg til rentedifferansen og oljepris argumenteres det for at prisdifferansen mot utlandet er en aktuell kandidat til å forklare kursen, spesielt i perioder hvor inflasjonen i Norge avviker nevneverdig fra utlandet. I perioder med lav og stabil inflasjon - slik som perioden Bernhardsen studerte - er den relative prisdifferansen av mindre betydning og derfor utelatt i modellen. Den foretrukne modellen inkluderer derfor kun rentedifferansen mot utlandet og oljeprisen.

Det er verdt å merke seg at modellen bryter sammen ved finanskrisen i 2008. Dette kan trolig skyldes at modellen ikke inkluderer en risikoindikator for å fange opp finansuro. Bernhardsen

¹⁷ De senere årene har det vært endret oppfatning om hvorvidt norske kroner er en *safe haven* eller ikke. Eksempler på dette er studien til Flatner (2009), som ikke finner belegg for at den norske kronen har vært *safe haven*.

¹⁸ Behavioural Equilibrium Exchange Rate models. Se Clark og MacDonald (1999) eller MacDonald (2007) for en mer inngående diskusjon om modellene.

understreker også at en skal være varsom med å bruke denne modellen til å predikere fremtidig valutakursutvikling ettersom dette er en enkel kryssjekk-modell som brukes til å se på avvik fra fundamentale størrelser som diskutert over. Likevel kan slike modeller gi verdifull innsikt om hva som har drevet kronekursen historisk, og i kombinasjon med strukturelle likevektsmodeller kan den bidra til å forbedre analysen av den norske kronekursen.

Flatner et al. (2010) publiserte et notat med en oversikt over de ulike verktøyene Norges Bank bruker for å analysere den norske kronen. Her presenterer de også ulike typer kryssjekk-modeller, deriblant en kortsiktig og en langsiktig BEER-modell. Den kortsiktige BEER-modellen er tilnærmet identisk med den foretrukne modellen i Bernhardsen (2008), med unntak av at Flatner et al. bruker den importveide kursindeksen I-44¹⁹ istedet for konkurransekursindeksen. Den langsiktige BEER-modellen er estimert på månedsdata fra januar 1983 og frem til september 2008²⁰. Denne modellen inkluderer rentedifferansen mot utlandet, oljeprisen og prisdifferansen mot utlandet. Sistnevnte er inkludert fordi den langsiktige modellen er estimert over en periode med delvis høy og volatil inflasjon, som vi diskuterte over. Ettersom modellen kun estimeres frem til september 2008 inneholder ikke den opprinnelige langsiktige BEER-modellen en forklaringsfaktor for finansuroen som oppstod etter finanskrisens utbrudd. Flatner et al. inkluderer derfor risikoindekatoren GRI - i tråd med Naug (2003) - som bidrar til å forklare svekkelsen av kronen i slutten av 2008 og til dels styrkingen i 2009.

I tillegg til BEER-modellene presenterer Flatner et al. en annen type kryssjekk-modeller - *mikrostrukturmodeller*. En mikrostrukturmodell bruker ordrestrømmer, det vil si nettkjøp av en valuta av den parten som initierer en valutahandel, til å forklare utviklingen i valutakurser på kort sikt. Ordrestrømmer tolkes derfor som et mål på netto kjøpsinteresser. Forklarringsvariabelen i mikrostrukturmodellen som Norges Bank benytter er nettokjøp av norske kroner hentet fra Norges Banks valutahandelstatistikk. Den estimerte mikrostrukturmodellen benytter ukesdata i perioden mars 2003 til september 2008. Resultatene viser at kronekursen beveger seg i tråd med den kursen som er bestemt av modellen frem til finanskrisen i 2008. I

¹⁹ I-44 beregnes som et veid geometrisk gjennomsnitt av kursene til Norges 44 viktigste handelspartnere. Se Norges Bank (2003) for mer informasjon.

²⁰ Langtidsløsningen innebærer her at all kortsiktig dynamikk er løst ut, det vil si at alle endringsvariabler settes lik 0.

perioden etter er sammenhengen mellom estimert og virkelig kurs svakere. Mikrostrukturmodeller faller utenfor formålet med denne utredningen, og er kun tatt med for å vise mangfoldet av økonometriske modeller som benyttes for å forklare utvikling i valutakurser. Følgelig vil det ikke vies mer plass til disse modellene videre.

3.2 Statistisk Sentralbyrås valutakursmodeller

I likhet med Norges Bank har også SSB gjort flere forsøk på å lage modeller for utviklingen i kronekursen. Bjørnland og Hungnes (2006) tallfestet en empirisk modell for perioden januar 1983 til mars 2002. I motsetning til Norges Bank sine modeller er denne estimert med NOK/EUR-kursen som avhengig variabel, istedet for en veid indeks slik som KKI eller I-44. I tillegg benyttes kvartalsvise data. Modellen inkluderer prisdifferansen mot utlandet og rentedifferansen, samt effekten av endringer i valutakursen fra forrige periode. Resultatet av estimeringen viser at økt prisdifferanse mot utlandet har depresieringseffekt på kronekursen og at økt rentedifferanse har appresieringseffekt. Dette er i tråd med andre studier.

I perioden Bjørnland og Hungnes studerte ble pengepolitikken endret flere ganger. Forfatterne legger likevel til grunn at dette ikke hadde innvirkning på de økonomiske sammenhengene i modellen. I estimeringsperioden oppfylte modellen til dels de statistiske krav som stilles av slike modeller og forklaringskraften anses som tilfredsstillende. Etter estimeringsperioden er imidlertid ikke dette tilfellet, og det er særlig de kortsiktige effektene av renteendringer - i perioden etter at inflasjonsstyring ble innført - modellen ikke er i stand til å forklare. Som en konsekvens av dette reformulerte Statistisk Sentralbyrå (2005) modellen til å inkludere en mekanisme som tillot renteendringer å virke forskjellig før og etter omlegging til inflasjonsstyring²¹. I tillegg ble effekten av oljepris inkludert.

Begge modellene som er nevnt over er presentert og forklart i Bjørnstad og Jansen (2006). Her presenterer Bjørnstad og Jansen også en ny modell for perioden januar 1983 og frem til mars 2006. Langtidsløsningen for modellen inneholder forklaringsfaktorene oljepris, rentedifferansen mot utlandet (her representert ved realrenter) og et PPP-prinsipp. Implikasjonen

²¹ Artikkelen til Bjørnland & Hungnes ble publisert som et diskusjonsnotat allerede i 2003. I 2006 ble imidlertid artikkelen publisert i *Journal of Forecasting* og det er dette årstallet som benyttes i referansen.

for dette prinsippet er at nominell valutakurs utvikler seg proporsjonalt med forholdet mellom prisnivå i hjemland og utland. Den estimerte modellen viser at valutakursen appresierer når oljeprisen og rentedifferansen mot utlandet øker.

Forklaringsvariablene i langtidsløsningen er også sentrale på kort sikt, men effektene av disse kan variere. I tillegg til variablene nevnt over, inkluderer modellen på kort sikt tremåneders pengemarkedsrenter i hjemland og utland, og endring i konsumprisindeksen justert for energi og avgifter (KPI-JAE). Merk at variablene pengemarkedsrenter og endring i inflasjonstakt kun inngår i modellen etter første kvartal 2001, da inflasjonsstyring ble innført. Korttids-effektene i modellen er i tråd med tidligere studier: økt prisdifferanse mot utlandet bidrar til at kronen depresierer, økt rentedifferanse og økt oljepris bidrar til at kronen appresierer. Bjørnstad og Jansen (2006) hevder også at det kan ha oppstått en ny effekt av prisøkning etter innføringen av inflasjonsmål, ved at økt inflasjon gir forventninger om en renteøkning som i seg selv bidrar til appresiering av kronen. Dette uttrykkes gjennom variabelen KPI-JAE.

I tillegg argumenteres det for at selve oljeprisen ikke nødvendigvis er den beste variabelen for å fange opp sammenhengen mellom kronekursen og olje, men at faktisk og fremtidig oljeproduksjon er vel så viktig. I så tilfelle kunne modellen inkludert gjenværende verdi av petroleumsformuen i stedet for oljepris, noe som ville fanget opp forventningene knyttet til fremtidig priser og produksjon. Selv om dette i teorien kan være en bedre forklaringsvariabel understreker Bjørnstad og Jansen at det er betydelige utfordringer knyttet til å fange opp disse effektene i det empiriske modelleringsarbeidet, som forklarer hvorfor ren oljepris benyttes.

4 Data og metode

For å få innsikt i hvilke sentrale forklaringsfaktorer som er aktuelle for kronekursen i vår sampleperiode skal vi estimere en økonometrisk modell for konkurransekursindeksen. Denne modellen tar sikte på å forklare de kortsiktige- og langsiktige effektene ved endringer i disse faktorene. Spesielt er vi interessert i å undersøke følsomheten overfor endringer i renten og rentebanen. I dette kapittelet vil vi starte med å gjøre rede for datagrunnlaget vårt, hvilke variabler som inngår i datasettet og valg av sampleperiode. For ordens skyld vil vi bruke betegnelsen *hjemland* om Norge og *utland* om Den europeiske union (EU), med mindre annet er nevnt. Deretter vil vi presentere det økonometriske rammeverket som ligger til grunn for vår analyse, med fokus på metoder knyttet til tidsserieanalyse.

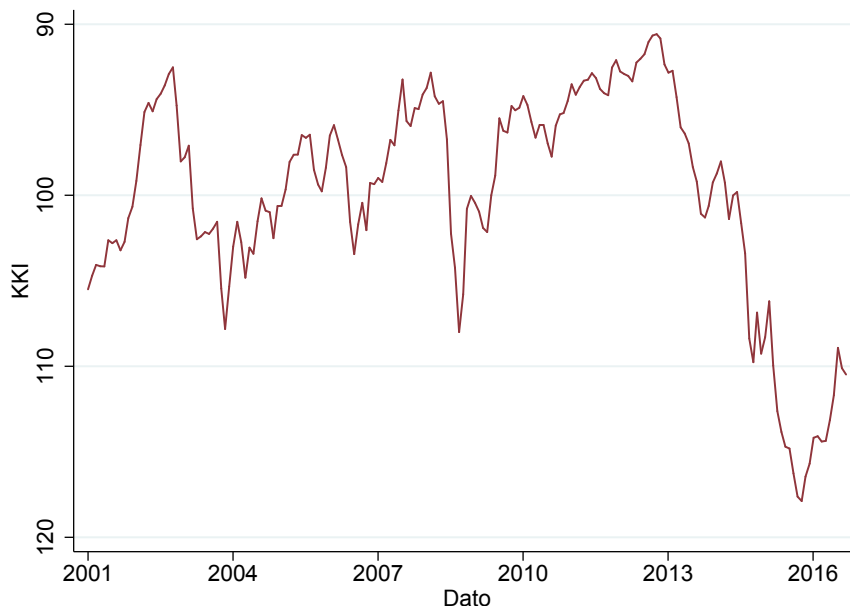
4.1 Datasett og variabler

Datasettet som benyttes inneholder månedlige observasjoner fra april 2001 og frem til desember 2016. Årsaken til at vi har valgt denne sampleperioden er fordi Norges Bank offisielt innførte inflasjonsstyring 29. mars 2001, slik at vi anser første observasjon etter dette som et fornuftig starttidspunkt. Vi har valgt å benytte månedlige observasjoner, da dette gir en total datamengde som er lettere å håndtere sammenlignet med daglige data. I tillegg vil månedlige data bidra til å jevne ut de mest kortsiktige svingningen på daglig basis, som gjerne er typisk for valutakurser. Det er også ulemper knyttet til bruken av månedlige data, spesielt hvis modellen inkluderer makroøkonomiske variabler. Årsaken til dette er at enkelte sentrale makroøkonomiske størrelser gjerne rapporteres kvartalsvis, og det oppstår en del utfordringer når disse skal transformeres til månedstall. Vi kommer tilbake til dette når vi diskuterer de ulike variablene i avsnittene under. Navnet på variablene, slik de inngår i de økonometriske modellene, er oppgitt i parentes.

Konkurransekursindeksen (*kki*)

Variabelen som skal forklares i vår modell er konkurransekursindeksen (KKI), som vi introduserte i kapittel 1. Observasjonene er månedsgjennomsnitt og er hentet fra Norges Bank, som har ansvar for å beregne KKI. Ettersom en økning i indeksen innebærer en depresiering av kronen, har vi i de påfølgende grafene reversert aksene for KKI slik at vi får en mer intuitiv

tolkning av bevegelsene i indeksen sammenlignet med andre tidsserier. Verdien er satt til 100 i 1990, slik at dette er indeksens *basisår*. Som vi ser av figur 2 har konkurransekursindeksen fluktuert mye i perioden, med markante fall i indeksen rundt finanskrisen i 2008 og fra 2013 og frem til 2016. Fra 2016 og utover har indeksen økt gradvis.



Figur 2: Utvikling i konkurransekursindeksen

Rentedifferansen ($i - i^*$)

Rentedifferansen uttrykker forskjellen mellom nominelle pengemarkedsrenter i hjemland (i) og utland (i^*). For å beregne rentedifferansen benyttes det her månedlige noteringer for tre måneders nominelle pengemarkedsrenter i Norge og Europa, henholdsvis NIBOR og EURIBOR²². Noteringene for NIBOR er hentet fra både Norges Bank og Oslo Børs. Årsaken er at Oslo Børs overtok ansvaret for å beregne og publisere NIBOR fra og med 9. desember 2013. Som en konsekvens av denne omleggingen manglet datasettet én månedlig observasjon for desember 2013. Imidlertid foreligger det data for årsgjennomsnittet i 2013, og vi har brukt den informasjonen til å regne oss frem til hva renten i desember måtte være for å oppnå dette gjennomsnittet. For EURIBOR har vi benyttet Bloomberg Terminal til å hente ut relevant data. I figur 3 har vi plottet utviklingen i NIBOR og EURIBOR. Som forventet beveger de to pengemarkedsrentene seg i takt med hverandre, og NIBOR har hatt en tendens til å ligge høyere enn EURIBOR i hele sampleperioden, med unntak av årene 2004-2006. Dette kan henge

²² Norwegian Interbank Offered Rate og Euro Interbank Offered Rate

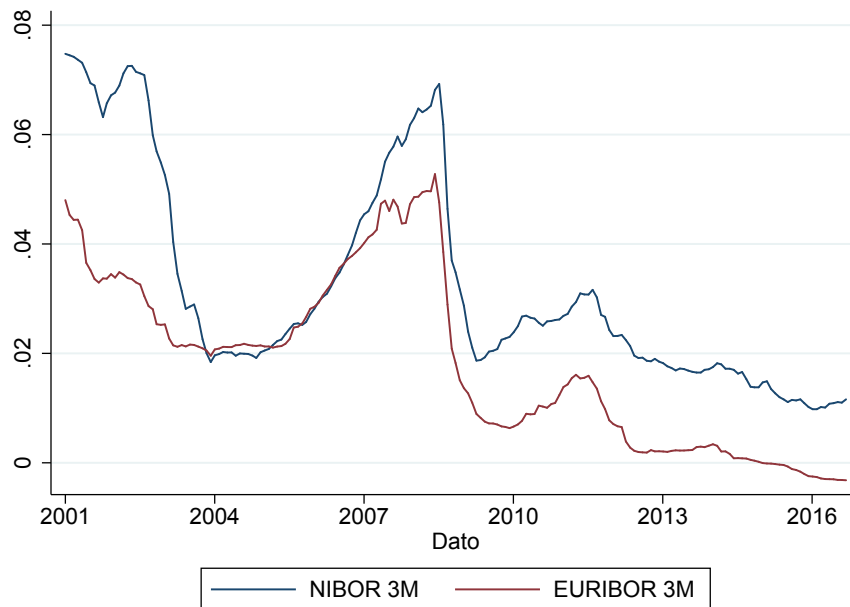
sammen med en svekkelse av kronekursen i samme periode, som vi så i figur 2. I tråd med diskusjonen i kapittel 2.1, og tidligere empiri, er det naturlig å inkludere rentedifferansen som en forklaringsvariabel for kronekursen. Dette er fordi økt rentedifferanse mot utlandet gir appresieringseffekt på kronen. I tillegg viser Bernhardsen (2012) at styringsrenten har hatt bredt gjennomslag på pengemarkedsrenten, og at det er en nær sammenheng mellom disse både i Norge og i andre land, og de reflekterer således pengepolitikken i de respektive landene. Figur 4 plotter rentedifferansen opp mot utviklingen i konkurransekursindeksen. Bevegelsene indikerer at økt rentedifferanse er forbundet med appresiering av kronen, slik vi vil forvente i tråd med tidligere empiri. Vi ser videre at rentedifferansen viser tegn til å ha stabilisert seg de siste fem årene sammenlignet med tidligere, samtidig har konkurransekursindeksen fluktuert betraktelig, noe som indikerer at det eksisterer andre viktige faktorer som påvirker kronen.

Rentebane (*rentebane*)

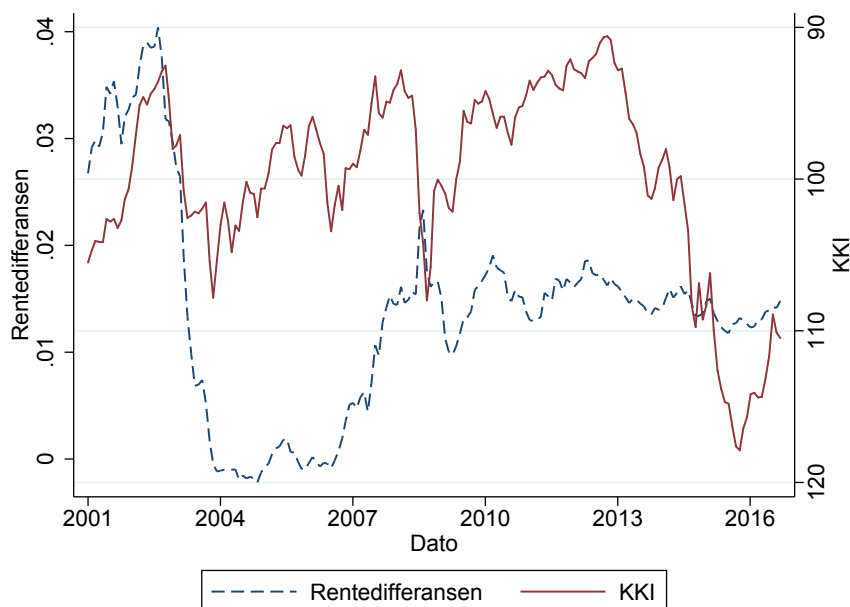
Rentebanen utarbeides av Norges Bank og viser anslag på fremtidig styringsrente. Rentebanen publiseres i *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet*²³. Tidsserien for rentebanen er konstruert ad-hoc, slik at tallene representerer et realistisk syn på Norges Banks renteforventninger. For hver rapport som er publisert er den anslåtte renten tre år frem i tid lagt til i dataserien, da dette er maksimalt antall år som rapporteres. Eksempelvis er det i Inflasjonsrapport 3/2001 anslått at renten tre år frem i tid - altså 2004 - vil være 7%. Denne verdien vil derfor legges til grunn for den nesten perioden helt frem til ny rapport publiseres. Bakgrunnen for at vi har konstruert dataserien på denne måten er at vi ønsker å få frem de mer langsiktige renteforventningene. Ved å velge den lengste tidshorisonten som er tilgjengelig antar vi at observasjonene representerer de "rene" forventningene. Styringsrenten på kortere sikt kan være satt til å korrigere eventuelle sjokk i dag, og ved å velge lenger tidshorisont reduserer vi sannsynligheten for eventuelle forstyrrelser.

Det er imidlertid stor variasjon i når de ulike rapportene har blitt publisert, samt antallet årlige utgivelser. I perioden 2001-2012 ble det publisert tre rapporter årlig. Etter utvidelsen med vurdering av finansiell stabilitet i 2013 utgis nå rapporten fire ganger årlig. Tidspunkt for publisering får innvirkning på konstruksjonen av tidsserien på følgende måte: Hvis rapportene

²³ I perioden 1996-2006 gikk rapporten under navnet Inflasjonsrapport, før den skiftet navn til Pengepolitisk rapport i 2007. Fra og med 2013 ble rapporten utvidet til å inneholde vurdering om finansiell stabilitet.



Figur 3: Utviklingen i tremånederes pengemarkedsrenter, NIBOR og EURIBOR



Figur 4: Rentedifferansen mot utlandet og konkurransekursindeksen

er utgitt i slutten av måneden, det vil si etter den 15., vil tallene gjelde fra og med neste måned. Hvis rapporten er gitt ut i begynnelsen av måneden, det vil si til og med den 15., vil derimot tallgrunnlaget i rapporten gjelde fra og med inneværende måned. Eksempelvis vil en rapport gitt ut 23. mars gjelde fra og med 1. april. I figur 5 har vi plottet utviklingen i rentebanen og konkurransekursindeksen. De stegvise endringene i grafen for rentebane skyldes måten dataserien er konstruert på. Av figuren ser det ut til at en økning(nedgang) i rentebane er

forbundet med en appresiering(depresiering) av kronen. I figur 6 har vi plottet utviklingen i rentebanen opp mot utviklingen i den norske pengemarkedsrenten. Ut fra figuren ser vi at renteforventningene til Norges Bank er høyere enn den norske pengemarkedsrenten, med unntak av året før finanskrisen. Dette kan tyde på at Norges Bank på generell basis ser positivt på fremtidsutsiktene.

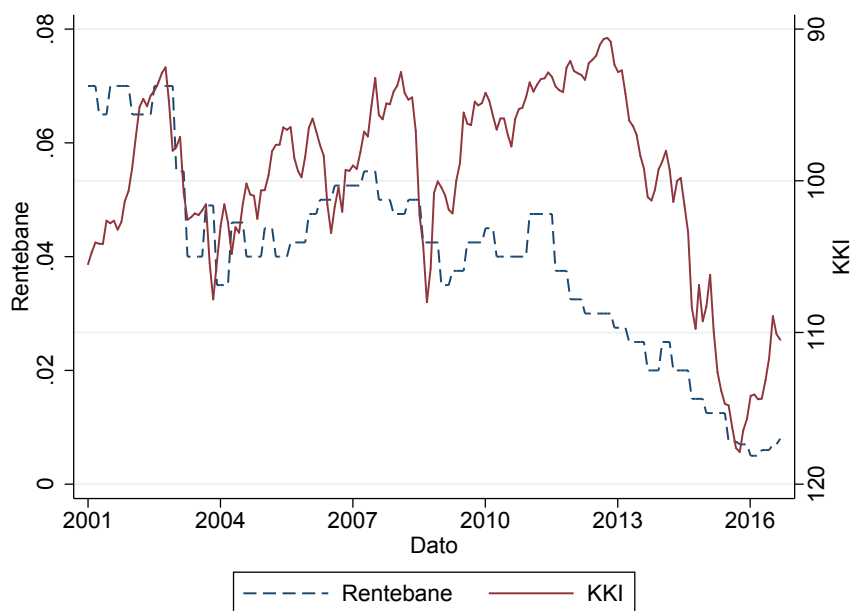
Oljepris (*oljepris*)

Data for oljepris er månedsgjennomsnitt av prisen på ett fat Brent Blend olje, notert i dollar, hentet fra Bloomberg Terminal. Empirisk har oljeprisen vært ansett som en sentral driver for kronekursen, som vi diskuterte i kapittel 3. Her presenterte vi også en studie som argumenterte for at gjenværende verdi på petroleumsformuen potensielt sett kunne være i bedre stand til å plukke opp effekter av oljeprisen i stedet for tidsserier med enkel oljepris. Imidlertid er det en rekke utfordringer knyttet til å inkludere en slik variabel, slik at vi legger til grunn ren oljepris i vårt modelleringsarbeid - noe som er i tråd med tidligere studier. I figur 7 har vi plottet utviklingen i oljeprisen og konkurransekursindeksen. Vi ser av figuren at disse to seriene følger hverandre tett, og at økende(fallende) oljepris ser ut til å være forbundet med at kronen appresierer(depresierer).

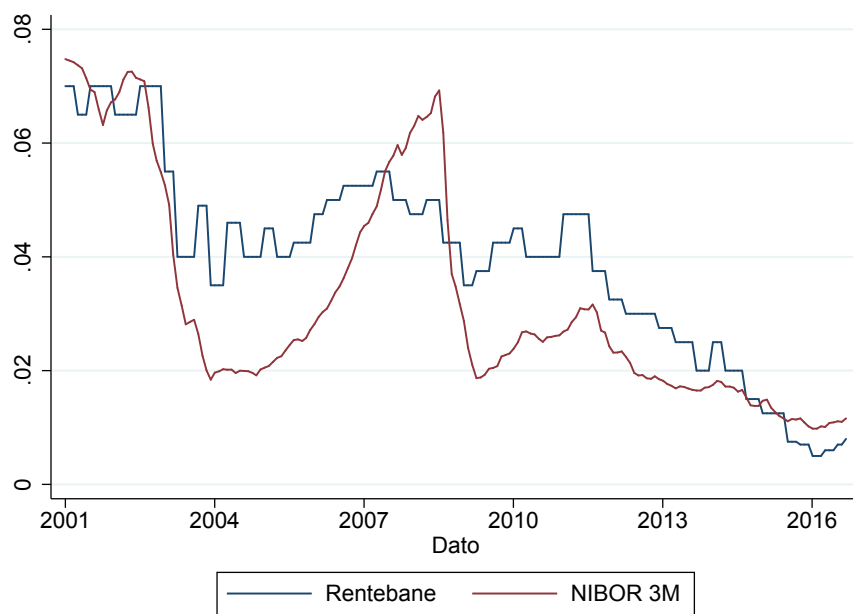
Prisdifferansen ($p - p^*$)

Prisdifferansen er forskjellen mellom prisnivået i hjemland (p) og utland (p^*), uttrykt ved *harmonisert konsumprisindeks (HKPI)* for henholdsvis Norge og de 28 EU-landene. Årsaken til at vi benytter HKPI, i stedet for den tradisjonelle konsumprisindeksen, er fordi HKPI utarbeides i alle EU-land, samt Norge og Island, og er derfor bedre egnet til internasjonal sammenligning²⁴. Dataene er månedlige observasjoner hentet fra EUs statistikkbank Eurostat. Fra og med publiseringen av januar-tallene for 2016 ble basisåret for indeksen endret til 2015, det vil si at indeksen ble satt lik 100. I figur 8 har vi plottet utviklingen i de to konsumprisindeksene. Vi ser av figuren at Norge har hatt relativt jevn inflasjon gjennom hele sampleperioden, med unntak av antydning til deflasjon i 2001. I perioden etter finanskrisen opplevde Europa en høyere inflasjon enn Norge, som gjenspeiles i den økte differansen mellom de to konsumprisindeksene. De siste årene viser utviklingen imidlertid tegn til deflasjon i Europa, som kan skyldes den statsfinansielle krisen som fulgte i årene etter finanskrisen. Em-

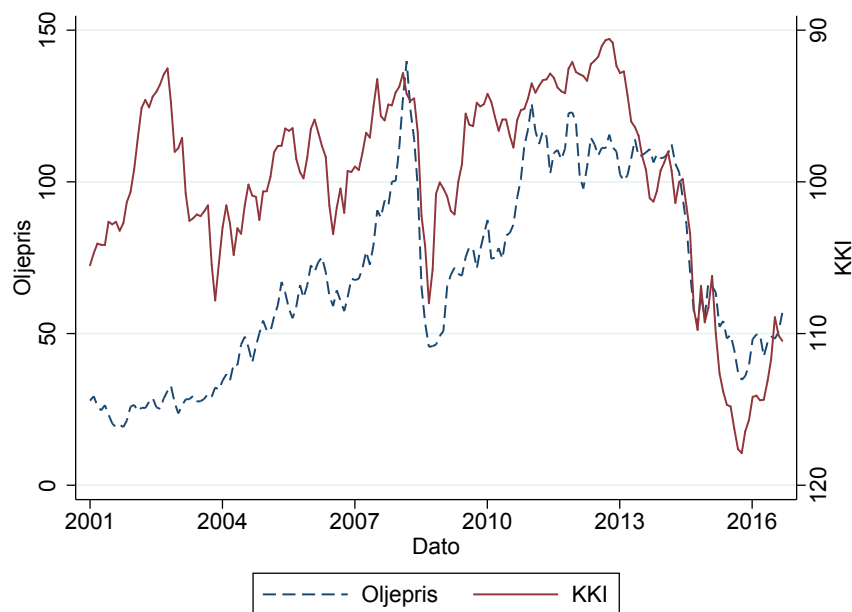
²⁴ Se Statistisk Sentralbyrå (2017) for mer informasjon.



Figur 5: Utviklingen i rentebanen og konkurransekursindeksen



Figur 6: Utviklingen i rentebanen og tremåneders NIBOR

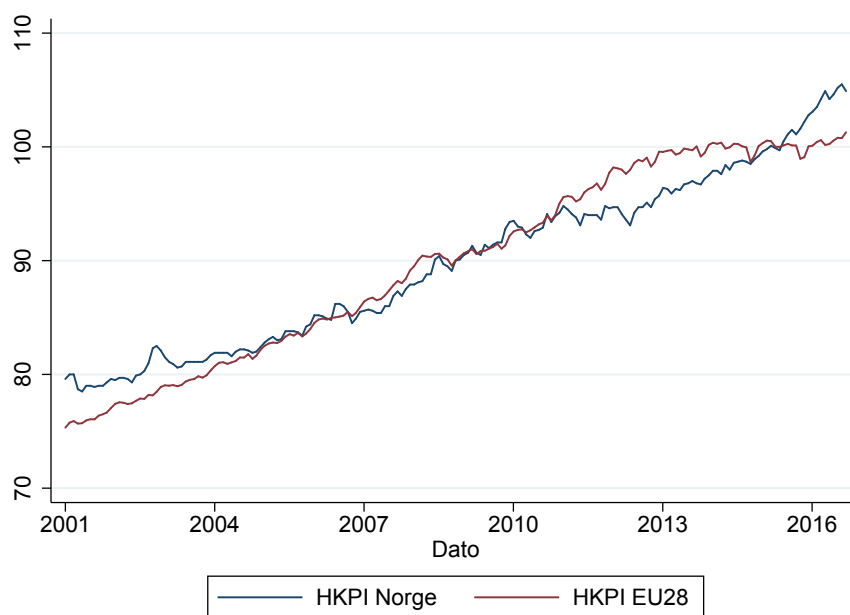


Figur 7: Oljepris i dollar per fat og konkurransekursindeksen

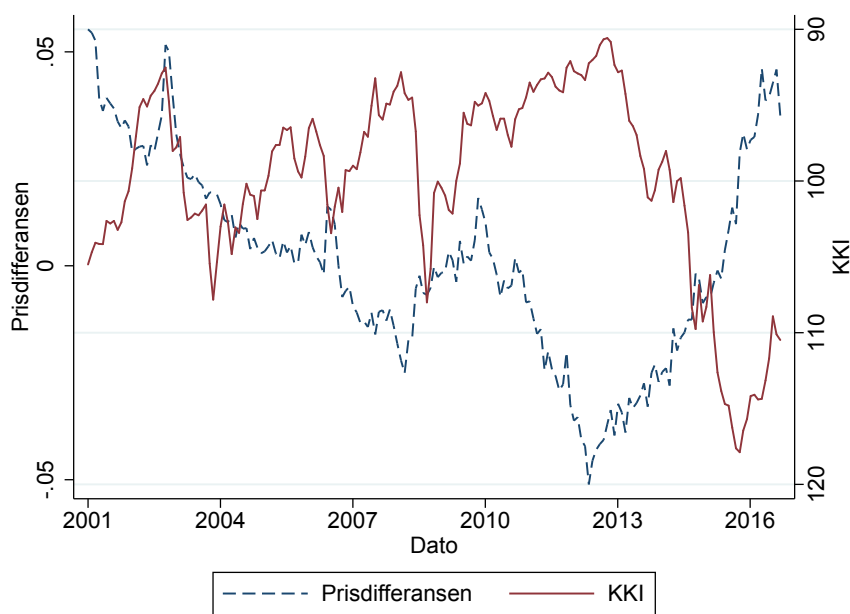
pirisk har prisdifferansen blitt inkludert i modellene i perioder hvor inflasjonen har vært høy og volatil relativt til utlandet. I perioder med lav inflasjon har imidlertid denne forklaringsvariabelen vist seg å være mindre relevant. I figur 9 har vi plottet utviklingen i prisdifferansen mot konkurransekursindeksen. Bevegelsene i figuren indikerer at økt(redusert) prisdifferanse er forbundet med en depresiering(appresieringen) av kronen, noe som er i tråd med effektene beskrevet i tidligere studier.

BNP (*bnp*)

I tråd med den monetære modellen, som vi diskuterte i kapittel 2.3, er det naturlig å anta at en variabel for realinntekt - eller brutto nasjonalprodukt (BNP) - skal inkluderes i modellen. Dette skriver seg fra økonomisk teori, hvor en økning i innenlandsk BNP fører til en appresiering av valutakursen. I figur 10 plotter vi utviklingen i BNP opp mot konkurransekursindeksen. Siden tallene for BNP er oppgitt kvartalsvis, ser vi at grafen stiger eller faller stegvis. Ut i fra figuren ser det ut til å eksistere en sammenheng mellom BNP og konkurransekursindeksen, hvor økt(redusert) BNP er forbundet med en appresiering(depresiering) av kronen. Det er imidlertid visse problemer knyttet til bruken av slike makroøkonomiske størrelser da disse tallene kun publiseres kvartalsvis, mens vår modell estimeres med månedsdata. En mulig løsning er å dividere kvartalstallene på tre, men dette innebærer at tre og tre observasjoner for BNP blir identiske. Sistnevnte impliserer at variabelen kun kan inngå i modellen på nivåform,



Figur 8: Harmonisert konsumprisindeks for Norge og EU



Figur 9: Prisdifferansen mot utlandet og konkurransekursindeksen

fordi to av tre observasjoner vil være null på endringsform, og dette er dermed ingen fullgod løsning på problemet. En alternativ løsning er å finne en annen forklaringsvariabel som kan fungere som proxy for BNP. En potensiell kandidat er industriproduksjon, som diskuteres i det følgende.



Figur 10: Utvikling i brutto nasjonalprodukt og konkurransekursindeksen

Industriproduksjon (*industriproduksjon*)

Produksjonsindeksen utarbeides av SSB og viser verdiskapningen i olje- og gassutvinning, industri, bergverksdrift og kraftforsyning. Vi ønsker imidlertid kun å fokusere på industriproduksjon, da dette gir et bedre bilde på innenlandsk verdiskapning i motsetning til olje- og gassutvinning, bergverk og energi som i mye større grad påvirkes av eksogene forhold. For eksempel vil olje- og gassutvinning være påvirket av oljeprisen, mens kraftforsyning vil påvirkes av klimatiske faktorer. Økning i industriproduksjon er derimot knyttet til blant annet økte investeringer, både privat og statlig, som igjen kan tilskrives en økning i BNP. Dette gjør industriproduksjon til en egnet kandidat som proxy for BNP i vår modell. Det kan også argumenteres for at store deler av olje og energi eksporteres ut av Norge, og dette underbygger påstanden om at industriproduksjon gir et bedre bilde. I tillegg publiseres disse tallene på månedlig basis, som eliminerer problemene knyttet til kvartalstall. Dataene er hentet fra SSB sin statistikkbank, og basisåret er satt til 2005. I figur 11 har vi plottet utviklingen i industriproduksjon og konkurransekursindeksen. Det ser ut til å eksistere en viss sammenheng mellom industriproduksjon og utviklingen i kursen, hvor økt(redusert) industriproduksjon går sam-

men med en appresiering(depresiering) av kronen for mesteparten av sampleperioden. Fra 2014 og utover ser det imidlertid ikke ut til å være like stor samvariasjon mellom de to seriene, da kronen har depresiert samtidig som industriproduksjon har økt.

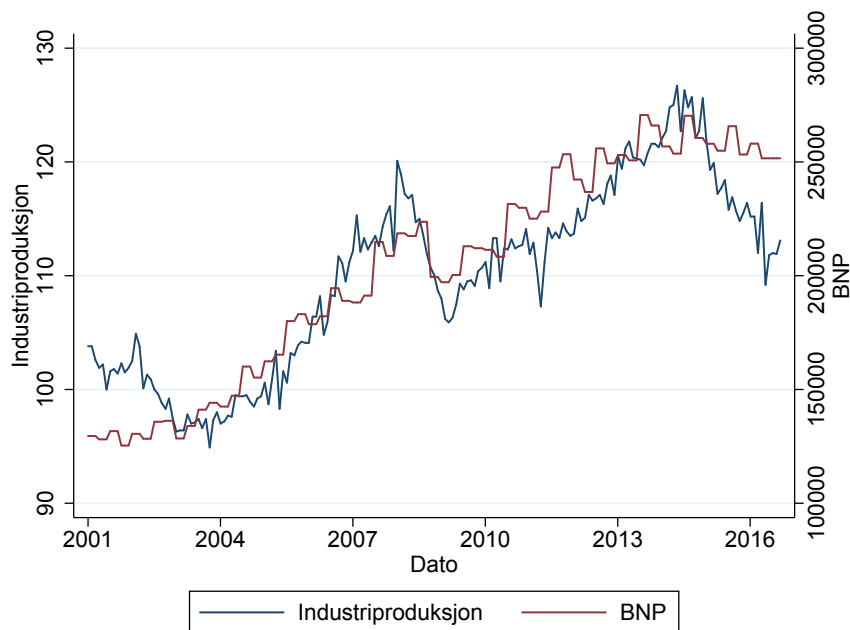


Figur 11: Industriproduksjonsindeks for Norge og konkurranseksindeksen

Videre kan vi plote utviklingen i industriproduksjon og BNP, for å se på forholdet mellom disse to dataseriene. Dette er vist i figur 12. Vi ser av figuren at de to seriene følger hverandre tett, og tester viser at korrelasjonen mellom disse er hele 91%. Det kan derfor tyde på at industriproduksjon kan være en god kandidat til å erstatte BNP som forklaringsvariabel i modellen. Dette blir diskutert mer inngående i kapittel 5.

Global risikoinndikator (*gri*)

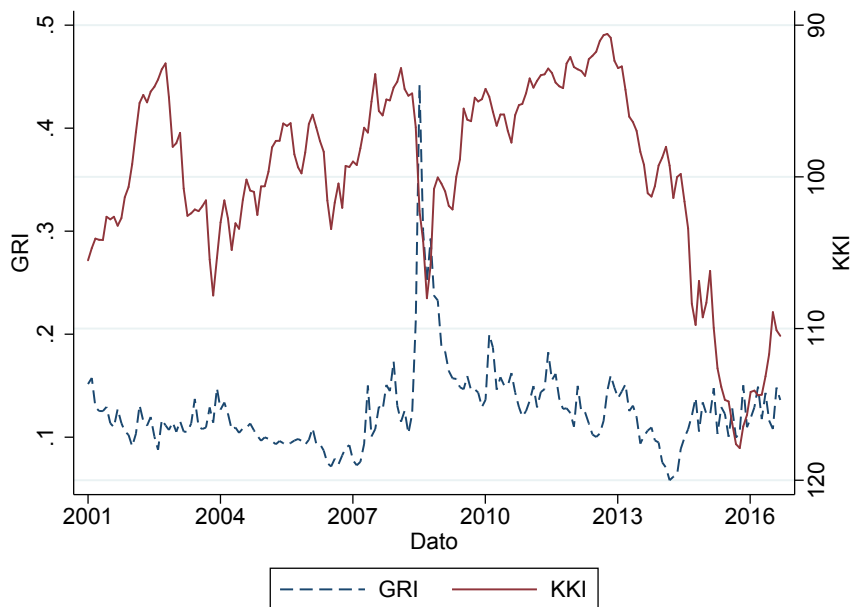
GRI er en indikator som tar sikte på å forklare sammenhengen mellom valutakursen og usikkerhet i de globale finansmarkedene. Denne indikatoren uttrykker såkalt *implisitt volatilitet* mellom de tre valutaene dollar, euro og japanske yen, og beregnes ut i fra månedlige tall for prisene på valutaopsjoner. Med implisitt volatilitet mener vi den forventede variasjonen i valutakursen, målt ved antall standardavvik. Begrunnelsen for å inkludere en slik forklaringsvariabel i vår modell er at vi ønsker å ta høyde for eventuell finansuro i sampleperioden. Dette vil spesielt være sentralt i vårt modelleringsarbeid, da datagrunnlaget blant annet inneholder årene som var preget av internasjonal finanskrisen. Dataene er hentet ut ved hjelp av Bloomberg Terminal, og vi har beregnet indeksen med utgangspunkt i formelen som er be-



Figur 12: Utviklingen i industriproduksjon og bruttonasjonalprodukt for Norge

skrevet i Brousseau og Scacciavillani (1999). Det kan være verdt å merke seg at indikatoren er konstruert slik at de tre valutaene er symmetriske. Dette kan føre til at japanske yen blir tildelt for stor betydning i forhold til de to store handelsvalutaene euro og dollar. Imidlertid gir indikatoren et fornuftig bilde av valutauro internasjonalt, og ser ut til å være den variabelen som illustrer dette på best mulig måte (Bernhardsen & Røisland, 2000).

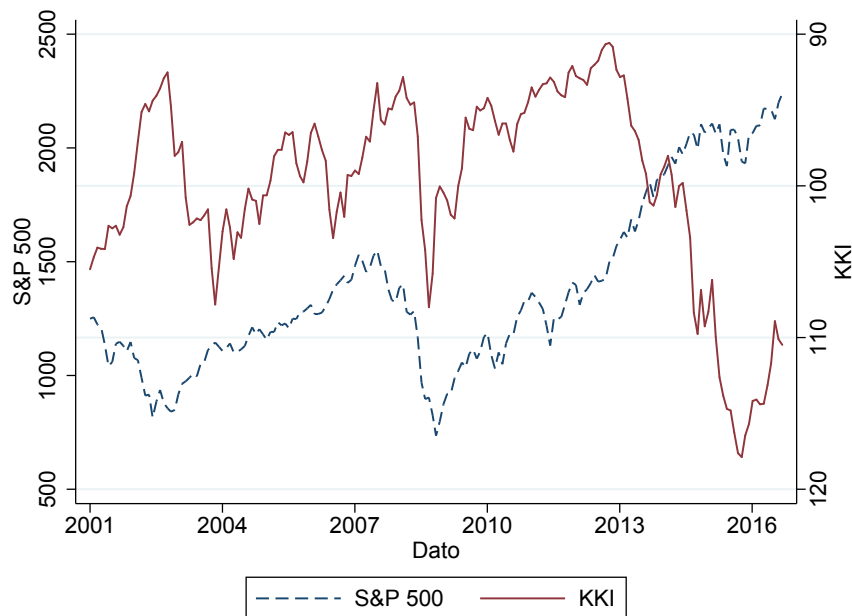
Empirisk har det blitt gjort modelleringsforsøk både med og uten en slik indikator, og resultatene viser at modeller som er estimert i perioder med finansuro bryter sammen uten en slik forklaringsvariabel. Figur 13 plottet utviklingen i GRI sammen med konkurransekursindeksen. Her vil en økning i GRI indikere at volatiliteten har økt, og at det derfor har vært mer usikkerhet i markedet. Ikke uventet ser vi en svært markant økning i GRI rundt finanskrisen, som også sammenfaller med en depresiering av kronen. Dette tyder på at risikoindikatoren er i stand til å plukke opp finansuro slik den er konstruert for å gjøre.



Figur 13: Global risikoindikator og konkurransekursindeksen

Standard & Poor's 500 (*sp500*)

Standard & Poor's 500 (S&P 500) er en aksjeindeks som baserer seg på markedsverdien til de 500 mest omsatte aksjeselskapene ved de to børsene NYSE og NASDAQ. På grunn av sitt omfang er den én av de ledende indeksene for det amerikanske aksjemarkedet, i tillegg til at den reflekterer bevegelsene i det globale aksjemarkedet. Dataene for indeksen er månedsgjennomsnitt, og er hentet ved hjelp av Bloomberg Terminal. Tidligere studier har inkludert denne som en forklaringsvariabel fordi den norske kronen i perioder har vært sterkt korrelert med S&P 500. I figur 14 har vi plottet utviklingen i S&P 500 og konkurransekursindeksen. Økt(reduert) aksjeindeks ser ut til å være forbundet med en depresiering(appresiering) av kronen. Årsaken til dette kan være at investorer ønsker alternativer til aksjemarkeder i perioder hvor økonomien går dårlig, noe vi diskuterte i avsnitt 3.1. Hvorvidt norske kroner blir en attraktiv plasseringsvaluta i slike tilfeller avhenger imidlertid av om rentedifferansen har vært positiv og vedvarende høy i perioden. Betydningen av denne variabelen diskuteres nærmere i kapittel 5.



Figur 14: S&P 500 og konkurransekursindeksen

4.2 Økonometrisk metode

4.2.1 Minste kvadraters metode (OLS)

For å analysere datasettet i denne utredningen trenger vi metoder for å forklare sammenhengen mellom variablene vi beskrev i kapittel 4.1. En av de vanligste økonometriske metodene for dette er en lineær regresjonsanalyse ved hjelp *minste kvadraters metode*²⁵. Metoden har blitt et felles språk for regresjonsanalyse innen økonomi og finans, og er dermed et verdifullt verktøy i det påfølgende empiriske arbeidet. En standard regresjonslinje kan uttrykkes på følgende måte:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i + \hat{u}_i \quad (22)$$

Ved hjelp av OLS kan vi finne den estimerte regresjonslinjen fra likning (22) som passer best til datasettet, ved å minimere de kvadrerte avvikene mellom virkelig verdi Y og estimert verdi $\hat{Y}$. Dette avviket uttrykkes gjennom feilleddet, $\hat{u}_i$, og måles ved å se på avstanden mellom

²⁵ Ordinary Least Squares er det engelske uttrykket. Forkortelsen OLS er brukt som standard, og vi ser ingen grunn til å vike fra denne kutymen.

de virkelige observasjonene og den estimerte regresjonslinjen. Hvis en unnlater å inkludere viktige variabler som forklarer Y, vil feilleddet bli større. Feilleddet $\hat{u}_i$ kan uttrykkes som:

$$\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i \quad (23)$$

Helningen på regresjonslinjen bestemmes av koeffisienten $\hat{\beta}_1$, mens skjæringspunktet på Y-aksen, ofte kalt α , bestemmes av koeffisienten $\hat{\beta}_0$. OLS estimatorene burde være *unbiased* slik at de representerer de sanne verdien til β_0 og β_1 . Wooldridge (2003) hevder en estimator er unbiased hvis forventingen til feilleddet er lik null, gitt de uavhengige variablene.

Stigningsleddet i OLS regresjonen, $\hat{\beta}_1$, blir beregnet på følgende måte:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (24)$$

Dette innebærer at betaverdien til den uavhengige variabelen kommer frem av kovariansen mellom X og Y dividert på variansen til X (Wooldridge, 2003). Dette impliserer derfor at hvis X og Y er positivt(negativt) korrelert i utvalget, vil $\hat{\beta}_1$ være positiv(negativ).

Skjæringspunktet til regresjonslikningen bestemmes av gjennomsnittet av den avhengige variabelen fratrasket gjennomsnittlig stigning for de uavhengige variablene, og er beregnet på følgende måte:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X} \quad (25)$$

OLS gir oss muligheten til å analysere data i forhold til hverandre. Dette kan bidra til å gi innsikt i hvordan, og i hvilken grad, de påvirker hverandre. Stock og Watson (2015) hevder at regresjonsverktøyet OLS har blitt en standard innen økonomi og finans, og bruksverdien øker fordi en snakker samme språk som andre økonomer. Denne argumentasjonen underbygges med det faktum at OLS har god teoretisk forankring, da de estimerte koeffisientene fra en slik analyse er unbiased og konsistente.

For å måle hvor godt regresjonsmodellen passer til dataene brukes ofte R^2 . Denne koeffisien-

ten sier noe om hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen som kan forklares av de uavhengige variablene. R^2 er dermed et yndet mål for å sammenligne OLS regresjoner med forskjellige uavhengige variabler. R^2 kalkuleres ved å sammenligne summen av residualfeil med total modellfeil²⁶. Desto høyere(lavere) koeffisienten er, desto mer(mindre) forklares av modellen. Imidlertid har R^2 en svakhet i at den øker med antallet forklaringsvariabler, uansett om forklaringsvariabelen som legges til beskriver utviklingen i den avhengige variabelen eller ikke. Løsningen er å benytte koeffisienten *justert* R^2 eller $\bar{R}^2$, hvor det tas hensyn til frihetsgrader. Dermed vil $\bar{R}^2$ reduseres hvis det inkluderes variabler som ikke forklarer utviklingen i den avhengige variabelen.

4.3 Tidsserieegenskaper

I økonometri kan en tidsserie beskrives som:

Data collected for a single entity at multiple points in time. (Stock & Watson, 2015, s. 568)

Datasettet vårt består dermed av flere tidsserier, som krever et eget sett med økonometriske metoder som vi skal beskrive i det følgende. I dette inngår en diskusjon om variablenes tidsserieegenskaper, slik som stasjonaritet og kointegrasjon, og hvordan dette skal tas hensyn til i en slik analyse. Vi vil diskutere ulike tester som kan benyttes for å avdekke disse tidsserieegenskapene, og utfordringer knyttet til slike tester. Til slutt vil vi se nærmere på metodene knyttet til estimeringen av valutakursmodellen.

4.3.1 Stasjonaritet

Stasjonaritet er en viktig egenskap å ta hensyn til i økonometrisk tidsserieanalyse. For å forstå sammenhengen mellom to eller flere variabler er det viktig å observere om utviklingen er stabil over tid. Hvis forholdet mellom variablene forandrer seg fra periode til periode kan det være vanskelig å fastslå sammenhenger de i mellom. Wooldridge (2003) argumenterer derfor at det er naturlig å anta at stigningsleddet, β_1 , er stasjonært og dermed ikke varierer mye over

²⁶ For en mer inngående forklaring på utregning av R^2 vises det til Wooldridge (2003) s. 37-40.

tid. En tidsserie antas å være stasjonær dersom den har konstant sannsynlighetsfordeling, gjennomsnitt og varians, i tillegg til at korrelasjonen mellom β_1 og den laggede variabelen $\beta_{1(t-k)}$ kun avhenger av lengden på forsinkelsen, og ingen annen variabel (Studenmund, 2014). Hvis en tidsserie bryter med en eller flere av disse egenskapene vil den per definisjon være ikke-stasjonær.

En tidsserie som er ikke-stasjonær sies å ha en *unit root*. Dette kan vises ved hjelp av tester for stasjonaritet, som vi kommer tilbake til i kapittel 4.3.1. Hvis tidsserien følger en random walk, ett spesielt tilfelle av en unit root, sies det at serien er integrert av orden 1, eller $I(1)$. Ved å differensiere serien en gang, slik at $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, fjernes unit rooten som skaper forstyrrelser i analysen. Tidsserien vil nå være stasjonær, og betegnes som integrert av orden 0, eller $I(0)$. Serier hvor den differensierte av første orden følger en random walk sies å være integrert ved orden 2, eller $I(2)$ (Stock & Watson, 2015). Med andre ord vil seriens integrerte orden si hvor mange ganger den må differensieres for å oppnå stasjonaritet.

Hvis en regresjonsanalyse inneholder én eller flere ikke-stasjonære tidsserier kan det oppstå *spuriøse regresjoner*. Med spuriøse regresjoner menes at de uavhengige variablene ser ut til å forklare den avhengige variabelen mer enn det de faktisk gjør. Denne effekten fører til at enkelte variabler blir tildelt stor forklaringskraft selv om variabelen i virkeligheten har svært liten sammenheng. Årsaken til dette er at det kan ligge en trend som drar variablene i samme retning, selv om det grunnleggende bevegelsesmønsteret beveger seg helt uavhengig. Wooldridge (2003) understreker at det er viktig å huske på at feilleddet også kan være ikke-stasjonært. Disse fenomenene fører til at regresjonens R^2 blir blåst kunstig høyt opp når en analyserer økonomiske dataserier, fordi slike serier har en tendens til å bevege seg positivt med tiden, og dermed har tilsynelatende lik utvikling (Enders, 2004). Hovedregel er dermed at ikke-stasjonære tidsserier skal utelates fra regresjonsmodeller.

Dersom den avhengige variabelen har en stokastisk trend, og kan kategoriseres som en random walk, vil tidsserien være ikke-stasjonær. Dette kommer av at variansen til en tidsserie med random walk åpenbart ikke har en konstant varians, siden neste observasjon er tilfeldig og varierer sterkt med tiden (Stock & Watson, 2015). Dette har vist seg å være tilfellet for valutakurser, jamfør studien til Meese og Rogoff (1983), og kan dermed skape problemer for analysen.

Dickey-Fuller test

I arbeidet med tidsserier er det viktig å teste hver serie for stasjonaritet, og eventuelt ta høyde for ikke-stasjonære variabler. Den mest vanlige testen for dette er en *Dickey-Fuller test*, oppkalt etter Dickey og Fuller (1979). Dickey-Fuller testen er den mest brukte testen for stokastiske trender, og er også en av de mest pålitelige (Stock & Watson, 2015). Vi vil i forestående del forklare Dickey-Fuller testen og dens modifiseringer mer inngående.

I en standard Dickey-Fuller test utføres det en hypotesetest hvor nullhypotesen (H_0) er at serien har en unit root, og alternativhypotesen (H_A) er at serien er stasjonær. Problemet med standardtesten er at den ikke er i stand til å skille ut hvorvidt dataserien inneholder en tidstrend eller ikke. Det er derfor vanlig å utvide Dickey-Fuller testen til å ta høyde for alternativet om at en serie er stasjonær rundt en deterministisk tidstrend. Altså vil nullhypotesen være at tids-serien har en unit root, mens alternativet er at den ikke har en unit root - men en deterministisk tidstrend. Ved å inkludere tid som en variabel i regresjonen minsker sannsynligheten for en spuriøs sammenheng. I tillegg forhindres det at tid forveksles med en unit root og stokastisk trend (Wooldridge, 2003). Den *utvidede Dickey-Fuller testen* (ADF²⁷) kan skrives som:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \alpha t + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + u_t \quad (26)$$

Hvor $\delta = \beta_1 - 1$ og p er antall lags. H_0 tilsvarer $\delta = 0$ som innebærer at tidsserien har en unit root.

Selv om ADF er den mest brukte metoden kan den beholde H_0 til tross for at alternativhypotesen er sann, og testen kan dermed fremstå litt svak. En test som takler dette problemet bedre er den modifiserte *DF-GLS testen* av Elliott, Rothenberg og Stock (1996). DF-GLS blir regnet ut i to steg: I steg én er trenden og skjæringspunktet kalkulert med *Generalized Least Squares*²⁸, mens det i steg nummer to blir utført en Dickey-Fuller test uten skjæringspunkt eller tidstrend. I tillegg fastsettes antall lags som er hensiktsmessig å inkludere i regresjonen. Ved å inkludere for mange lags, som kan være tilfelle i ADF, reduseres antall frihetsgrader

²⁷ Augmented Dickey-Fuller Test

²⁸ Generalized Least Squares (GLS) er et alternativ til den tradisjonelle OLS, hvor GLS blant annet har estimatorer med mindre varians. Se Stock og Watson (2015) for mer inngående diskusjon.

fordi behovet for parametre øker. Dette fører igjen til at teststyrken minsker (Enders, 2004). Denne utvidelsen av Dickey-Fuller forbedrer testens evne til å skille mellom H_0 og alternativhypotesen. Undersøkelser viser at ADF forkaster H_0 korrekt 31 % av gangene på et 5 % signifikansnivå, mens DF-GLS testen klarer dette i 75 % av tilfellene (Stock & Watson, 2015). Med andre ord er DF-GLS testen mer robust og innehar mer teststyrke enn ADF.

4.3.2 Kointegrasjon

Som vi diskuterte i avsnitt 4.3.1 kan bruken av ikke-stasjonære variabler føre til spuriøse sammenhenger, slik at resultater fra regresjoner med OLS blir lite meningsfylte. Dette leder til hovedregelen om at kun stasjonære variabler skal benyttes i slike regresjoner. Imidlertid finnes det unntak fra denne regelen - dersom variablene er *kointegrerte*.

Kointegrasjon innebærer at to (eller flere) tidsserier inneholder den samme stokastiske trenden. Ideene om kointegrerte tidsserier ble først foreslått i Granger (1981). Dette arbeidet ble senere utvidet og formalisert i Engle og Granger (1987)²⁹. Den formelle definisjonen på kointegrasjon kan illustreres på følgende vis: La oss anta at x_t og y_t er integrerte av første orden, $I(1)$. Hvis, for en valgt koeffisient β , det er slik at $y_t - \beta x_t$ er integrert av orden 0 sier vi at variablene er kointegrerte. Koeffisienten β kalles også for *kointegrasjonskoeffisienten* (Wooldridge, 2003).

Kointegrasjon gjør at regresjoner med $I(1)$ -variabler potensielt kan være hensiktsmessige, ettersom det kan løse problemet med spuriøse sammenhenger. I tillegg har det en fornuftig økonomisk tolkning, fordi det antyder at det eksisterer et langsiktig forhold mellom de kointegrerte variablene. Sistnevnte innebærer at selv om tidsseriene kan variere mye på kort sikt, vil de følge hverandre tett på lang sikt. Dette kan illustreres ved hjelp av et eksempel³⁰. Anta at i_{3m} er renter på tremåneders statsobligasjoner og i_{6m} er renter på seksmåneders statsobligasjoner. Dersom disse to variablene ikke er kointegrerte vil differansen mellom de, det vil si $i_{6m} - i_{3m}$, potensielt kunne bli veldig stor og vedvarende. Basert på et enkelt arbitrasjeprinsipp virker dette svært usannsynlig. Dersom seksmåneders statsobligasjoner ga best

²⁹ Clive Granger ble tildelt Nobelprisen i økonomi i 2003 for å ha introdusert begrepet kointegrasjon. Prisen delte han med Robert Engle, som fikk prisen for sitt arbeid med tidsvarierende volatilitet.

³⁰ Eksempelet er basert på Wooldridge (2003).

avkastning ville investorer foretrekke dette alternativet fremfor tremåneders statsobligasjoner. Dette vil igjen føre til at prisen på seksmåneders obligasjoner drives opp og prisen på tremåneders obligasjoner drives ned. Ettersom renter er inverse av priser vil dette føre til at i_{6m} synker og i_{3m} øker, slik at differansen mellom de synker. På bakgrunn av dette eksempelet forventes det at differansen mellom i_{6m} og i_{3m} konvergerer tilbake til gjennomsnittet, og at store avvik ikke er vedvarende.

I tillegg til å gi innsikt i det langsiktige forholdet mellom to eller flere variabler, kan også kointegrasjon gjøre oss i stand til å utvide modellrammeverket vårt slik at vi er i bedre stand til å studere dynamikken mellom variablene x_t og y_t (Wooldridge, 2003). I avsnitt 4.3.1 ble det gjort rede for hvordan vi eliminerer en stokastisk trend dersom variablene x_t og y_t ikke er kointegrert, gjennom å differensiere tidsseriene slik at de går fra å være ikke-stasjonære til å bli stasjonære. Dersom variablene x_t og y_t er kointegrert, har vi imidlertid ytterligere en mulighet til å eliminere den stokastiske trenden ved å ta differansen som vist over, det vil si $y_t - \beta x_t$. Dette leddet kalles også for *feiljusteringsleddet*. Ettersom feiljusteringsleddet per definisjon er stasjonært dersom variablene er kointegrerte, kan det inngå i en standard regresjonsmodell på nivåform. Dette har gitt opphav til *feiljusteringsmodeller*. Anta følgende modell:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta x_t + \delta s_{t-1} + u_t \quad (27)$$

der $s_{t-1} = y_{t-1} - \beta x_{t-1}$, det vil si det laggede feiljusteringsleddet. Dette innebærer at feiljusteringsleddet skal korrigere avvikene fra forrige periode. Endringen i y , Δy_t , avhenger derfor av endringene i variabelen x , Δx_t , og historiske verdier for $y_t - \beta x_t$.

Tester for kointegrasjon

Det finnes flere ulike tester for kointegrasjon. Valg av test baserer seg på hvorvidt kointegrasjonskoeffisienten, β , er kjent eller ikke. I en del tilfeller finnes det anslag på denne koeffisienten, basert på erfaring eller økonomisk teori (Stock & Watson, 2015). I slike tilfeller er det mulig å benytte en Dickey-Fuller test eller en DF-GLS test, beskrevet i avsnitt 4.3.1. Som vi diskuterte over er x_t og y_t kointegrerte dersom $s_t = y_t - \beta x_t$ er integrert av orden 0 eller stasjonær. Vi kan derfor teste nullhypotesen om s_t har unit root ved hjelp av disse testene.

Dersom vi ikke kjenner kointegrasjonskoeffisienten på forhånd må denne estimeres før vi kan teste for unit root. Engle og Granger (1987) foreslår en fremgangsmåte i to steg for å avdekke kointegrasjon. Steg én er å estimere kointegrasjonskoeffisienten ved å kjøre følgende regresjon:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + s_t \quad (28)$$

hvor den estimerte $\hat{s}_t = y_t - \hat{\beta}x_t$. Steg to er å teste residualene, $\hat{s}_t$, fra den estimerte regresjonen over for unit root ved hjelp av en Dickey-Fuller test (uten trend). Denne fremgangsmåten blir ofte kalt *EG-ADF test*³¹

Testen over tar for seg tilfeller med to variabler, hvor det kun kan eksistere ett kointegrert forhold. Dette skaper problemer da modellestimering vanligvis består av flere variabler, noe som kan føre til flere kointegrerte forhold mellom variablene. I slike tilfeller er ikke testen over tilstrekkelig nok, og vi må utvide rammeverket til å ta høyde for flere forhold. En test som ofte brukes er Johansen (1988) testen, etter den danske statistikeren og økonometrikeren Søren Johansen.

AR- og VAR-modeller

For å forstå modellen som ligger til grunn for en Johansen test starter vi med å forklare en *autoregressiv modell (AR)*. Denne modellen, og videre utvidelser er beskrevet i Bjørnland og Thorsrud (2014). I en AR-modell forklares den avhengige variabelen, y_t , som en funksjon av sine egne laggede verdier, y_{t-1} , pluss et feilledd. I tilfellet med én lag kalles modellen for *AR(1)* eller *autoregressiv modell av første orden*. I realiteten brukes ofte flere enn én lag, slik at vi mer generelt kan bruke betegnelsen *AR(p)*-modeller, hvor p representerer antall lags som inngår i modellen.

Modellen som er beskrevet over er en *univariat* modell, det vil si at den bare inneholder én forklaringsvariabel. I praksis er det imidlertid vanlig å predikere flere enn én variabel, slik som for eksempel vekst i BNP og inflasjonsraten, slik at en univariat modell ikke er tilstrekkelig nok. En mulig løsning er å utvikle en separat modell for hver enkelt variabel. Den

³¹ Engle-Granger Augmented Dickey-Fuller Test for Cointegration.

andre løsningen, som vi skal benytte videre, går ut på å lage én enkelt modell som muliggjør prediksjon av samtlige av disse variabelene. En slik modell kalles for en *vektor autoregressiv modell* (VAR) fordi den enkle univariate modellen utvides til en vektor av tidsserievariabler. For å illustrere denne modellen skal vi gjøre noen små endringer i notasjonen. La y_t være en $(n \times 1)$ vektor av tilfeldige variabler, slik at:

$$y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{n,t})' \quad (29)$$

En VAR modell av orden p , hvor p er antall lags som inngår i modellen, kan da skrives som:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t \quad (30)$$

Vi kan forenkle dette uttrykket ved hjelp av litt omskriving, slik at:

$$y_t = \mu + \Pi_1 y_{t-1} + e_t \quad (31)$$

hvor μ er en matrise av konstanter i $(n \times 1)$ dimensjoner, Π er en matrise av koeffisienter i $(n \times n)$ dimensjoner og e_t er en matrise av feilledd.

Før vi anvender denne modellen til å forklare Johansen testen må vi introdusere begrepet *stabilitet* i disse vektor autoregressive modellene. Stabiliteten i VAR-modeller sier noe om hvorvidt modellen er stasjonær eller ikke-stasjonær, og bestemmes av *egenverdiene*³² til matrisen Π_1 . Vi kan finne disse egenverdiene ved å løse følgende likning:

$$|\Pi_1 - \lambda I| = 0 \quad (32)$$

hvor λ er egenverdiene og I er identitetsmatrisen³³.

³² Eigenvalues på engelsk.

³³ Vi skal ikke gå i dybden på dette i vår utredning, og henviser til mer avanserte lærebøker slik som Hamilton (1994) for mer inngående diskusjon.

Dersom alle egenverdiene har modulus som er mindre enn 1, sier vi at VAR-modellen er stabil og stasjonær. Hvis derimot en eller flere egenverdier har modulus som er større eller lik 1 sier vi at VAR-modellen er ustabil og ikke-stasjonær. Dette innebærer at vi trenger et annet verktøy for å kunne behandle disse variablene. På samme måte som vi kunne uttrykke en feiljusteringsmodell i tilfellet med én variabel, kan vi utvide VAR(p)-modellen med en feiljusteringsmekanisme. Dette leder frem til såkalte *vektor feiljusteringsmodeller*, som ligger til grunn for Johansen test for kointegrasjon.

Johansen test

Ved å ta utgangspunkt i likning (30) og trekke fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet, kan vi utlede følgende sammenheng:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + e_t \quad (33)$$

hvor

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$$

$$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

$I = \text{identitetsmatrisen}$

Johansen testen går ut på å teste restriksjonen kointegrasjon legger på VAR-modellen beskrevet over, nærmere bestemt finne matrisen Π sin rang. Mer teknisk betyr dette at vi må avgjøre hvor mange egenverdier som ikke er null, ved hjelp av såkalt *maximum likelihood test* foreslått i Johansen (1988).

Som vi kan se i likning (33) er det kun leddet Πy_{t-1} som er på nivåform, og representerer derfor en langtidssammenheng, mens de andre variablene er på endringsform og representerer korttidssammenheng. Kointegrasjon avhenger derfor utelukkende av egenskapene til Π og dens rang r . Dette impliserer at Πy_{t-1} enten må være null eller $I(0)$, med unntak av tilfellet hvor y_t allerede er stasjonær. Med n variabler i VAR-modellen må vi avgjøre hvor mange lineære kombinasjoner av variablene i y_t som er stasjonære. Dette gir opphav til tre muligheter:

1. Π har full rang slik at $n = r$

2. Π har rang lik 0 slik at $r = 0$
3. Π har redusert rang slik at $0 < r < n$.

Dersom matrisen har full rang, slik som i situasjon (1), innebærer dette at VAR-modellen er stabil og stasjonær. Antall lineære kombinasjoner i modellen er lik antall variabler, slik at $n = r$, og vi kan dermed estimere modellen på nivåform. I situasjon (2), hvor matrisen har rang lik null, eksisterer det ingen kointegrerte forhold i modellen. I situasjon (3) er antallet lineære kombinasjoner mindre enn antall variabler i modellen, slik at vi er nødt til å avdekke antallet kointegrerte vektorer. Med $n = 2$ eksisterer det kun én slik lineær kombinasjon, men ettersom n øker vil antallet kointegrerte vektorer også øke.

Dersom variablene i VAR-modellen er kointegrerte, kan vi dekomponere Π slik at:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (34)$$

hvor α og β begge er matriser av dimensjonen $(n \times r)$ med rang r . β er en transponert matrise bestående av kointegrasjonskoeffisienter, slik at den lineære kombinasjonen av $\beta'y_t$ er stasjonær. Stasjonariteten i $\beta'y_t$ impliserer at det eksisterer en langsiktig sammenheng i y_t , og at variablene i de kointegrerte vektorene ikke vil avvike for mye fra hverandre over tid. $\beta'y_t$ tolkes også som et feiljusteringsledd, slik at individuelle avvik blant variablene i de kointegrerte vektorene over tid vil reverseres til likevekt. α er en matrise som måler hastigheten på feiljusteringsmekanismen, det vil si hvor raskt systemet reverseres til likevekt.

Vi kan nå skrive om likning (33) til å inkludere den utvidede notasjonen:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha\beta'y_{t-1} + \Gamma_1\Delta y_{t-1} + \Gamma_2\Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + e_t \quad (35)$$

Denne feiljusteringsmodellen inneholder både informasjon om langtidslikevekten og korttidsdynamikken mellom variablene i y_t . På kort sikt kan variablene i systemet avvike betydelig fra likevekt, på grunn av korttidsdynamikken, men på lang sikt vil disse avvikene justeres tilbake til likevekt på grunn av feiljusteringsmekanismen $\beta'y_t$.

Modellen i likning (35) legger grunnlaget for kointegrasjonstestene og modelleringen av kronekursen som vi skal presentere i kapittel 5.

4.3.3 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon, eller *seriekorrelasjon*, bygger på forutsetningen om at estimatorene fra OLS skal være unbiased. Dette innebærer blant annet at feilleddene ikke skal være korrelerte over tid. Hvis dette ikke stemmer sier vi at tidsserien inneholder autokorrelasjon. Wooldridge (2003) viser dette ved hjelp av følgende likning:

$$\text{Korr}(u_t, u_s) = 0, \text{ for alle } t \neq s \quad (36)$$

Autokorrelasjonen kan skape problemer for tidsserieanalyser. Hvis feilleddene inneholder autokorrelasjon vil et positivt feilledd i en periode antakelig også være positiv i neste periode. I en regresjon vil en uvanlig høy avhengig variabel i en periode føre til at den sannsynligvis vil være over gjennomsnittlig høy i den neste perioden (Wooldridge, 2003). Dette innebærer at regresjonen kan undervurdere den sanne variansen til koeffisientene, slik at modellen kan fremstå mer presis enn det den faktisk er. Stock og Watson (2015) hevder at ved å se på autokorrelasjonskoeffisientene kan vi også oppdage stokastiske trender og ikke-stasjonære tidsserier gjennom uformelle tester.

Det finnes flere ulike tester for autokorrelasjon, hvor nullhypotesen er at det ikke forekommer autokorrelasjon i feilleddene. En av de mest brukte er *Durbin-Watson testen*³⁴. Testen har imidlertid en svakhet ved at det ikke gis mulighet til å teste autokorrelasjon av høyere orden med flere variabler samtidig - altså AR-modeller over nivå 1 (Wooldridge, 2003). En test som derimot tillater dette er *Breusch-Godfrey testen*³⁵. I denne utredningen vil vi legge til grunn sistnevnte, da denne har kraftigere teststyrke enn Durbin-Watson testen.

³⁴ Se Durbin og Watson (1950, 1951, 1971).

³⁵ Se Breusch (1978) og Godfrey (1978).

5 Empirisk analyse

I dette kapitlet vil vi presentere resultatene fra vårt empiriske arbeid, sammen med en diskusjon om hvordan disse kan tolkes. Resultatene vil også bli sammenlignet med de resultatene som fremkommer av referansestudiene. Vi begynner med å se på testene for stasjonaritet, for å avgjøre variablenes tidsserieegenskaper. Deretter undersøker vi det langsiktige forholdet mellom variablene i datasettet vårt, ved hjelp av kointegrasjonstester, og benytter disse sammenhengene til å konstruere en vektor feiljusteringsmodell for konkurransekursindeksen. Den langsiktige sammenhengen som fremkommer av vektor feiljusteringsmodellen legger grunnlaget for korttidsmodellen, hvor både kort- og langtidodynamikken er tatt høyde for. Alle analyser og tester er utført i statistikkprogrammet Stata.

5.1 Tester for stasjonaritet

I kapittel 4.3.1 forklarte vi viktigheten av å benytte stasjonære variabler i forbindelse med tidsserieanalyse. Vi vil i det følgende presentere resultatene fra DF-GLS-testene som er utført på variablene i vår sampleperiode. Ettersom DF-GLS-testen empirisk har vist seg å inneha mer teststyrke enn en standard Dickey-Fuller test, foretrekker vi derfor å bruke denne.

Når vi utfører en DF-GLS-test i Stata testes og rapporteres flere lags umiddelbart, hvorav dette må gjøres manuelt for hvert enkelt lag i en standard Dickey-Fuller-test i statistikkprogrammet. Imidlertid har testene en tendens til å miste styrke desto flere lags som inkluderes og vi har derfor valgt å sette maksimum antall lags til seks perioder, som i vårt datagrunnlag tilsvarer observasjoner seks måneder tilbake i tid. Ettersom investorer i valutamarkedet har relativt kort tidshorisont ser vi ingen grunn til å inkludere observasjoner lenger tilbake i tid, da vi antar at disse ikke er relevante.

I tabell 1 er resultatene fra stasjonaritetstestene oppsummert. Her rapporteres testverdiene som benyttes til å sammenligne med kritisk verdi, samt signifikansnivået for de ulike variablene. Tallene i parentes indikerer optimalt antall lags som er anbefalt av Stata for å eliminere autokorrelasjon. Alle variabler er testet med konstant, da det ikke er grunn til å anta at noen av variablene har gjennomsnitt lik null. En mer intuitiv tolkning av dette er at vi ikke antar at

noen av variablene skjærer y-aksen i origo, og dermed ikke starter på null i sampleperioden. Alle variablene er også testet med en trend, hvor det tas høyde for om variabelen er stasjonær hvis vi tar høyde for en lineær tidstrend.

Tabell 1: DF-GLS test

Variabel	Med konstant	Med konstant og trend
kki	-1.706(1)	-1.622(1)
rentediff	-2.177(5)	-1.675(5)
rentebane	-2.353(1)	-0.564(1)
oljepris	-1.801(1)	-0.964(1)
gri	-3.946(1)***	-3.672(1)***
prisdifff	-0.217(1)	-0.602(1)
industriproduksjon	-1.486(1)	-0.737(1)
sp500	-1.437(1)	-0.464(1)
kpijae	-2.613(1)	-3.462(1)***

Antall lags i parentes

***1 % signifikansnivå, **5 % signifikansnivå, *10 % signifikansnivå

Ut fra tabell 1 ser vi at det kun er risikoindikatoren GRI som er stasjonær på $I(0)$ -nivå. Når vi tar høyde for en lineær tidstrend i testene fremstår også den norske inflasjonsvariabelen KPI-JAE som stasjonær. Generelt øker testverdien når vi tar høyde for trend i dataene, og nærmer seg signifikante på 10 %-nivå. Dette er i tråd med antakelsen om at enkelte av variablene utvikler seg lineært med tiden - spesielt de indeksbaserte tallene som SP500 og industriproduksjon. Denne oppførselen er imidlertid ikke nok til å avvise at tidsseriene inneholder en unit root for de øvrige variablene i vår sampleperiode.

Som vi diskuterte i kapittel 4.3.1 kan variabler som er ikke-stasjonære gjøres stasjonære ved hjelp av differensiering. Resultatene fra testene av de differensierte variablene er oppsummert i tabell 2.

Tabell 2: DF-GLS test på differensierte variabler

Variabel	Med konstant
Δkki	-5.767(2)***
$\Delta rentediff$	-3.539(3)**
$\Delta rentebane$	-9.619(1)***
$\Delta oljepris$	-8.096(1)***
Δgri	-12.473(1)***
$\Delta prisdiff$	-8.941(1)***
$\Delta industriproduksjon$	-12.591(1)***
$\Delta sp500$	-9.212(1)***
$\Delta kpijae$	-2.161(6)**

Antall lags i parentes

***1 % signifikansnivå, **5 % signifikansnivå, *10 % signifikansnivå

I motsetning til variablene på nivåform er de differensierte variablene kun testet med en konstant. Årsaken til dette er at den lineære trenden per definisjon forsvinner ved å differensiere variablene. Ved å ta førstedifferansen fremstår samtlige variabler som stasjonære på 1 %-nivå, med unntak av KPI-JAE og rentedifferansen som er signifikante på 5 %-nivå. Hvis noen av resultatene fra testene fremstår misvisende, det vil si beholder H_0 selv om færre lags klart avviser nullhypotesen, kan vi teste denne serien manuelt. En slik test innebærer at vi avdekker antall lags som kreves for å fjerne autokorrelasjon i residualene. Dette er tilfelle for $\Delta rentediff$, hvor DF-GLS testen anbefaler fire lags til tross for at denne beholder H_0 . Lags 1-3 forkaster imidlertid H_0 , og manuelle tester viser at tre lags ikke inneholder autokorrelasjon. Basert på testene kan derfor alle de differensierte tidsseriene behandles som stasjonære. Dette er en forventet utvikling og i tråd med diskusjonen i kapittel 4.3.1.

5.2 Tester for kointegrasjon

Som vi diskuterte i kapittel 4.3.2 kan variabler som er $I(1)$, eller ikke-stasjonære, inkluderes i en regresjonsanalyse dersom de er kointegrerte uten at vi trenger å bekymre oss for spuriøse sammenhenger. Dette er fordi variabler som er kointegrerte inneholder viktig informasjon

om sammenhengen seg i mellom. Vi vil i det følgende undersøke om det eksisterer noen kointegrerte forhold mellom de ikke-stasjonære variablene fra kapittel 5.1.

5.2.1 Johansen test for kointegrasjon

For å teste om variablene er kointegrerte benytter vi oss av en Johansens test, som vi beskrev i kapittel 4.3.2. Ved å gjennomføre en Johansen test undersøker vi hvilken rang Π -matrisen har, hvor H_0 er at ingen vektorer i matrisen er kointegrerte. Hvorvidt nullhypotesen kan avvises eller ikke er basert på den oppgitte trace-verdien. Testen fungerer slik at det først undersøkes om det er null kointegrerte vektorer. Dersom dette kan avvises, undersøkes det om det er én eller færre kointegrerte vektorer. Hvis dette også avvises undersøkes to eller færre kointegrerte vektorer, og denne prosedyren gjentas helt til det ikke kan påvises flere kointegrasjonsvektorer.

Fremgangsmåten vi har benyttet fungerer slik at dersom det eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom variablene, som er testet ved hjelp av Johansen testen, kan disse brukes til å konstruere en vektor feiljusteringsmodell for konkurransekursindeksen. Deretter gjøres det en vurdering om de koeffisientene som estimeres av modellen er statistisk signifikante og tilfredsstillende i forhold til hva vi skulle forvente ut i fra økonomisk teori. Hovedregelen sier at bare $I(1)$ variabler skal inngå i kointegrasjonstester og feiljusteringsmodeller, men i vårt tilfelle er det unaturlig å forestille seg at finansuro ikke påvirker kronekursen på lang sikt. Det er derfor testet kointegrasjonsammenhenger mellom samtlige variabler som teoretisk og intuitivt kan påvirke kronekursen. Dette innebærer blant annet at GRI er inkludert, til tross for at stasjonaritetstestene i kapittel 5.1 viste at denne variabelen er stasjonær på nivåform. Resultatet fra de ulike testene for kointegrasjon er oppsummert i tabell 3.

Vi starter med å teste om det eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom konkurransekursindeksen og prisdifferansen. Hvis dette kan påvises er det ekvivalent med å si at relativ kjøpekraftsparitet holder.

Ved å inkludere en lineær tidstrend i kointegrasjonslikningen finner vi ett kointegrert forhold mellom KKI og prisdifferansen, som indikerer at relativ kjøpekraftsparitet holder mellom Norge og EU. Som argumentert i kapittel 2.2 er dette lite sannsynlig, og vi ser derfor fa-

Tabell 3: Kointegrasjonstester

	Variabler	Kointegrerte forhold	Trace-verdi	Kritisk verdi
1	kki + prisdiff	0	15.8306(1)	19.96
2	kki + prisdiff + oljepris	0	25.0244(1)	34.91
3	kki + rentediff	0	8.0260(2)	19.96
4	kki + rentediff + rentebane	0	17.6787(2)	34.91
5	kki + rentediff + oljepris	0	25.0326(1)	34.91
6	kki + rentediff + prisdiff	0	22.5543(1)	34.91
7	kki + rentediff + prisdiff + oljepris	0	47.2567(1)	53.12
9	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri	1	45.9819(1)	53.12
8	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + rentebane	1	42.3756(1)	53.12
10	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri + rentebane	1	70.8104(1)	76.07
11	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri + industriproduksjon	2	44.7538(1)	53.12
12	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri + industriproduksjon + rentebane	1	97.6753(2)	102.14
13	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri + sp500	1	74.0919(1)	76.07
14	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri + sp500 + rentebane	2	63.1519(1)	76.07
15	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri + sp500 + industriproduksjon	2	73.0382(1)	47.21
16	kki + rentediff + prisdiff + oljepris + gri + sp500 + industriproduksjon + rentebane	2	100.5629(1)	102.14

Antall lags i parentes. Beregnet ved hjelp av *varsoc* i Stata.

rene ved å feilspesifisere trender. Vi har ingen grunn til å tro at KKI og prisdifferansen er stasjonære rundt en lineær tidstrend. Det vil derfor være lite sannsynlig at deres tilhørende kointegrerte vektor har denne egenskapen. Ved å spesifisere riktig trend forsvinner kointegrasjonsforholdet, og vi får det forventede resultatet.

I tråd med tidligere empiri utvider vi testen til å inkludere oljepris, slik at variablene utgjør en modifisert kjøpekraftsparitet. Resultatene viser at vi ikke kan påvise noen kointegrasjonsforhold mellom disse variablene, i motsetning til funnene i Bjørnstad og Jansen (2006). Ved å fjerne 2015 og 2016 fra tidsserien ser vi imidlertid at denne relasjon har ett kointegrert forhold. Det kan dermed være rimelig å anta at oljeprissjokket de siste årene har vært så kraftig at det har skapt ubalanse i den modifiserte kjøpekraftspariteten. En mulig årsak til dette kan være dynamikken i varemarkedet. Da oljeprisen blir solgt i det finansielle markedet, og prisene justeres umiddelbart, er vareprisene trege i sin natur og bruker tid på å tilpasse seg endringer i fundamentale forhold. Dermed kan den store oljeprisnedgangen enda ikke ha gjort seg gjeldende i vareprisene, som fører til at det kointegrerte forholdet forsvinner.

I likhet med Bjørnland og Hungnes (2002, 2006) finner vi som nevnt ingen støtte for et kointegrasjonsforhold med bakgrunn i PPP. Vi finner heller ingen støtte for et kointegrasjonsforhold

mellom KKI og rentedifferansen, som skulle indikere at "ren" UIP holder i praksis. Kanskje mer overraskende er det at det ikke finnes et kointegrasjonsforhold mellom kombinasjonen av disse variablene, som både Bjørnland og Hungnes (2002) finner på norske data, og Johansen og Juselius (1992) finner på engelske data. Tanken er at de bevegelsene i kursen som ikke kan tilskrives PPP, blir korrigert av UIP og renteendringer. Når vi likevel ikke finner noe kointegrasjonsforhold kan det virke rimelig å anta at flere makroøkonomiske variabler burde inngå for å få en stasjonær likning, slik det argumenteres for i Bernhardsen (2008).

Våre resultater viser også at det ikke kan påvises et kointegrert forhold mellom PPP, UIP og oljeprisen, slik som Bjørnland og Hungnes (2002, 2006) finner. Dette kan tyde på at utviklingen i kronekursen gjennom vår sampleperiode er mer kompleks enn det den var tidlig på 2000-tallet, og at vi derfor må inkludere ytterligere forklaringsfaktorer. Her kan spesielt variabler som plukker opp eventuell finansuro trekkes frem, da empirien har vist at modeller bryter sammen i perioder med finansuro fordi de ikke har inkludert slike variabler. Ved å inkludere GRI i testen finner vi, ganske interessant, ett kointegrert forhold mellom KKI, rentedifferansen, prisdifferansen, oljepris og GRI. Vi tester deretter ut denne sammenhengen i en feiljusteringsmodell. Resultatene viser at det kun er rentedifferansen og prisdifferansen som inngår med riktig fortegn, mens oljeprisen og GRI har motsatt effekt av hva vi skulle forvente. GRI er den eneste variabelen som er signifikant på 5 %-nivå. I tillegg er størrelsen på prisdifferansen høyere enn hva vi skulle forvente. Med andre ord er ikke dette en tilfredsstillende modell.

Et annet interessant kointegrasjonsforhold oppstår når vi inkluderer variabelen for rentebanen sammen med PPP, UIP og oljeprisen. Vi finner dermed tegn til at utvikling i rentebanen har en innvirkning på kronekursen i dag. Med andre ord forklarer rentebanen noe av bevegelsene til dagens kronekurs. Dette er i tråd med teorien om at dagens valutakurs er neddiskontert verdi av alle fremtidig valutakurser, hvor valutakursen betraktes som en formuespris. Da rentebanen kan tolkes som den retningen Norges Bank tror styringsrenten vil ha i årene fremover er det også intuitivt å anta at denne variabelen skal ha innvirkning på dagens kronekurs. Som investor vil det ha stor betydning hvilken vei renten i Norge kommer til gå de neste årene, da dette i stor grad påvirker forventet avkastning. Ved å teste ut denne sammenhengen i en feiljusteringsmodell finner vi signifikante resultater for både rentedifferansen, oljeprisen og rentebane, som alle inngår i modellen med riktig fortegn. Prisdifferansen er imidlertid veldig

lav og ikke signifikant. I tillegg inneholder ikke denne feiljusteringsmodellen GRI, noe vi mener burde være med på lang sikt. Vi utvider derfor denne sammenhengen til å inkludere risikoindikatoren.

Ved å teste sammenhengen mellom KKI, rentedifferansen, prisdifferansen, oljepris, GRI og rentebane i en feiljusteringsmodell finner vi resultater som er mer i tråd med hva vi forventer ut i fra økonomisk teori og tidligere forskning. Alle variablene er signifikante på 5 %-nivå med unntak av rentedifferansen, som ligger helt på grensen. Koeffisientene har fornuftige størrelser og alle variablene inngår med riktig fortegn unntatt GRI. Det ser dermed ut som om modellen feiltolker denne forklaringsvariabelen, og at sammenhengene ikke er så godt spesifisert som vi ønsker. Vi forsøker derfor å inkludere ytterligere én variabel, industriproduksjon som proxy for realinntekt, som er i tråd med den monetære modellen. Ved å fremstille den nye sammenhengen i en feiljusteringsmodell ser resultatene lysere ut. Alle variablene er signifikante på 5 %-nivå og størrelsen på koeffisientene virker fornuftige. Kronen inngår derfor i et langsiktig likevektsforhold med rentedifferansen, prisdifferansen, oljepris, GRI, rentebane og industriproduksjon. Samtlige variabler har fortegn som er i tråd med ønsket effekt på kronekursen, utenom industriproduksjon som har en uventet effekt. Dette til tross, ser det ut til at industriproduksjon bidrar til å plukke opp visse effekter i sampleperioden som gjør at modellen produserer fornuftige resultater. Dette vil bli diskutert mer inngående i kapittel 5.3.1.

5.3 Vektor feiljusteringsmodell

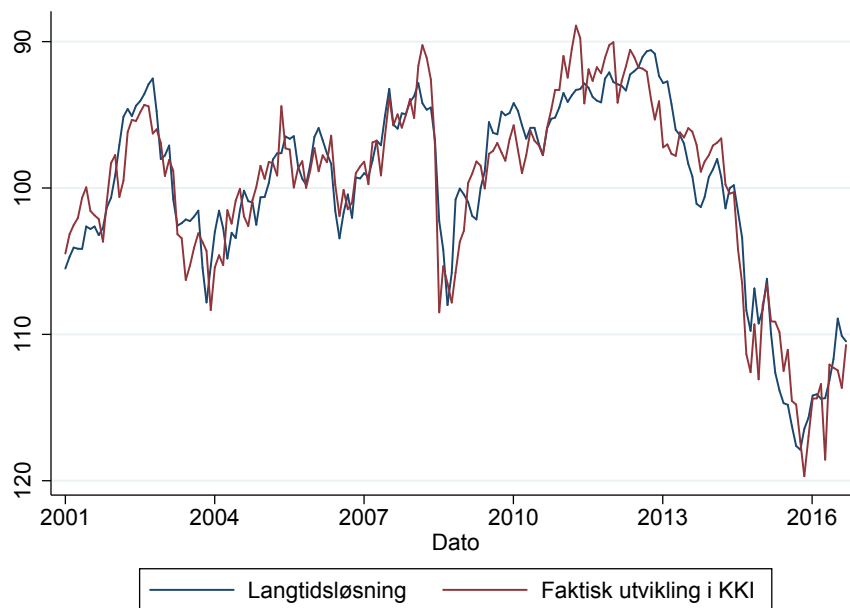
Ved hjelp av kointegrasjonssammenhengen vi fant i kapittel 5.2.1 kan vi nå konstruere en vektor feiljusteringsmodell for konkurransekursindeksen. Modellen kan fremstå som en likevektsjusteringsmodell, slik Bernhardsen og Røisland (2000) beskriver i sin artikkel. Tanken bak dette er at valutakursen på sikt beveger seg mot en likevekt, men i perioder vil det være avvik på grunn av korttidsdynamikken. Feiljusteringsleddet viser derfor i hvilken grad kronekursen avviker fra likvekten. Dette leddet er tidsforsinket med én periode, noe som følger direkte av definisjonene diskutert i kapittel 4.3.2, ettersom mekanismen er ment å justere avvikene fra forrige periode og frem til i dag. Modellen passerer tester for stabilitet i de estimerte parameterne, som gir en indikasjon på om antall kointegrasjonslikninger er korrekt

spesifisert eller om disse kointegrasjonslikningene ikke er stasjonære. Dette underbygger således konklusjonen om at modellen antas å være rimelig godt spesifisert.

Feiljusteringsmodellen fremstår som β -matrisen fra likning (35), og representerer langtidslikevekten. Ved å ta utgangspunkt i denne feiljusteringsmekanismen, og flytte KKI over på venstre side av likhetstegnet, får vi et uttrykk for *langtidsløsningen*. Her gjelder normal konvensjon hvor svakere kurs blir uttrykt ved høyere verdi på *kki*. Siden modellen representerer en langtidsløsning er tidsnotasjon droppet. Standardavvik er oppgitt i parentes. Langtidsløsningen for konkurransekursindeksen kan uttrykkes på følgende vis:

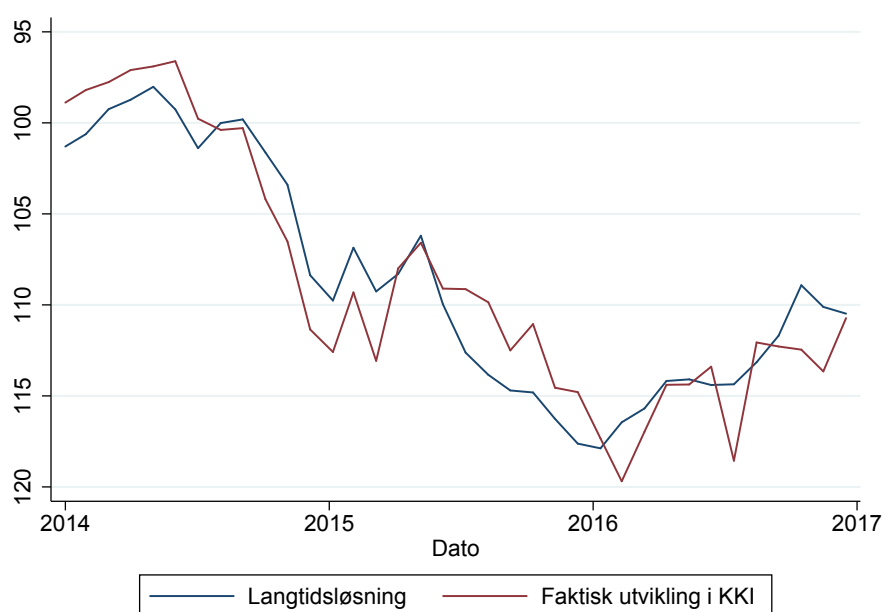
$$\begin{aligned}
 kki = & \underset{(0.3851)}{2.0813} - \underset{(0.3927)}{3.0706} (i - i^*) + \underset{(0.2405)}{1.0379} (p - p^*) - \underset{(0.0126)}{0.1243} (ol jepris) \\
 & + \underset{(0.0715)}{0.3259} (gri) + \underset{(0.0857)}{0.6562} (industriproduksjon) - \underset{(0.2640)}{1.2828} (rentebane)
 \end{aligned}
 \tag{37}$$

Ved å plote vår estimerte langtidsløsning opp mot den faktiske utviklingen i konkurransekursindeksen i perioden april 2001 til desember 2016 kan vi illustrere hvordan disse beveger seg i forhold til hverandre, og dermed gi et bilde på hvor godt modellen vår presterer. Dette er vist i figur 15.



Figur 15: Estimert langtidsløsning sammenlignet med faktisk utvikling i KKI

Vi ser av figur 15 at de to seriene følger hverandre tett gjennom hele sampleperioden, noe som tyder på at den estimerte kointegrasjonslikningen som ligger til grunn for langtidsløsningen gir et tilfredsstillende bilde på utviklingen i konkurransekursindeksen. Det er verdt å merke seg at ettersom vi her ser på langtidsløsningen, forventer vi at denne serien har mindre og jevnere svigninger enn faktisk utvikling i KKI. Dette er knyttet til at langtidsløsningen er ment å korrigere kortsiktige avvik i KKI fra forrige periode, og slår derfor ikke ut på kortsiktige bevegelser i like stor grad. For illustrative formål har vi plottet de to seriene over for en kortere tidsperiode på tre år, slik at vi får frem disse bevegelsene tydeligere. Dette er vist i figur 16.



Figur 16: Estimert langtidsløsning sammenlignet med faktisk utvikling i KKI for perioden 2014-2016

5.3.1 Langtidsdynamikk

Ut i fra langtidsløsningen i likning (37) merker vi oss umiddelbart at økt rentedifferanse styrker kronen. Dette strider med hypotesen om udekket renteparitet, men er som forventet og i tråd med samtlige referansestudier og annen empiri på området. Som vi allerede har diskutert flere ganger er denne appresieringen forbundet med at etterspørselen etter kroner øker når rentedifferansen mot utlandet er positiv, fordi investorer ønsker å hente ut rentegevinster på kort sikt. Resultatene viser at én enhet økning i rentedifferansen fører til at KKI synker med 3,07 %. Størrelsen på koeffisienten er nesten identisk som i Bernhardsen (2008), og dette ser generelt ut til å gjelde både når det kommer til inkluderte variabler og størrelsesorden på

disse. Koeffisienten er større enn blant annet Flatner et al. (2010), men sistnevnte kan skyldes ulik behandling av dataene som er benyttet i analysen.

På samme måte som for rentedifferansen forventes det at økt rentebane fører til en svekkelse av kronen, med utgangspunkt i UIP. Variabelen for rentebane er konstruert for å inkludere mer langsiktige renteforventninger tre år frem i tid, og argumentet kan derfor forankes i tidligere empirisk forskning som har funnet sterkere støtte for at UIP holder på lengre sikt³⁶. Resultatene viser imidlertid at økt rentebane fører til en reduksjon i KKI med 1,28 %, og tyder derfor på at markedet ikke har tro på UIP. Vi har tidligere argumentert for at styringsrenten har et bredt gjennomslag på pengemarkedsrentene, og at det er en nær sammenheng mellom disse. Appresieringseffekten ser derfor ut til å kunne tilskrives samme forklaring for rentebane som for rentedifferansen, nemlig at den er drevet av investeringsetterspørsel og ønske om kortsiktige rentegevinster.

Det er ikke tidligere påvist en direkte sammenheng mellom kronekursen og en variabel for rentebanen. Dette til tross for at det ville være naturlig å tenke at denne forklaringsfaktoren burde inkluderes, under den antakelsen om at investorer ser på Norges Banks rentebane i forbindelse med sine plasseringer i norske kroner. Av referansestudiene er det kun Bernhardsen (2008) som har gjort et forsøk på å fange opp langsiktige renteforventninger, ved å inkludere rentedifferansen med lange renter (12 måneders tidshorisont). Det at vi har avdekket en sammenheng mellom KKI og rentebane er derfor et resultat vi ser på som svært interessant.

Med utgangspunkt i kjøpekraftsparitet forventer vi at kronekursen skal utlikne forskjellen i prisnivået på tvers av landegrenser. Oversatt til resultatene fra en regresjonsanalyse innebærer dette at koeffisienten for prisdifferansen skal være lik 1. Som det fremkommer av likning (37) finner vi en koeffisient for prisdifferansen på 1,04, slik at denne teorien ser ut til å finne støtte i vår sampleperiode. Som vi diskuterte i kapittel 2.2.2 har tidligere empiri vist at relativ kjøpekraftsparitet har en tendens til å holde på lang sikt. Med en sampleperiode på over 15 år er det derfor ikke helt urimelig å anta at vi kan finne støtte til teorien. Det må likevel understrekes at det her dreier seg om en modifisert kjøpekraftsparitet, da det er andre forklaringsvariabler som også påvirker valutakursen. Som vi argumenterte for i kapittel 3.1 vil betydningen av

³⁶ Se Chinn og Meredith (2004).

prisdifferansen avhenge av hvorvidt inflasjonen er lav og stabil overfor utlandet. Som vi ser av utviklingen i figur 9 har prisdifferansen variert stort i hele sampleperioden, spesielt etter finanskrisen. Dette kommer av en relativt høy inflasjon i Norge de senere årene, mens EU til tider har opplevd deflasjon i samme periode. Det tyder derfor på at variabelen har en naturlig plass i vår modell.

Videre ser vi at oljeprisen har den forventede effekten på kronekursen, i tråd med økonomisk tankegang og tidligere empiri. Koeffisienten er også på nivå med flere referansestudier, og igjen er våre resultater nærmest funnene i Bernhardsen (2008). En økning i oljepris vil ifølge våre resultater føre til en reduksjon i KKI på 0,12 % og dermed styrke kronekursen. Årsaken til at økt oljepris styrker kronekursen kan komme av to hovedprinsipper. For det første kan det tenkes at økt oljepris øker verdien til aksjeselskapene på Oslo Børs, da en stor andel av disse består av oljeeksporterende selskap, eller bedrifter med tilknytning denne sektoren. Da norske aksjer tilsynelatende nyter godt av en oljeprisøkning vil flere utenlandske investorer investere i disse, og dermed veksle om til norske kroner. På denne måten øker etterspørselen etter norsk valuta, og den appresierer i forhold til utlandet. På en annen side vil en stigende oljepris øke statens oljeinntekter og dermed øke driftbalansen ovenfor utlandet. Dette gir Norge større realinntekt, som fører til en appresierende norsk krone.

Fortegnet til koeffisienten for GRI sier noe om hvordan uroligheter i valutamarkedene påvirker konkurransekursindeksen. Fra modellen ser vi at økte svingninger fører til en svakere krone, mer eksplisitt en økning i KKI med 0,33 %. Dette er forventede resultater, da den norske kronen ikke blir betraktet som en verdensvaluta. Med andre ord vil investorer trekke seg ut av norske posisjoner i dårlige tider, og dette er med på å bekrefte teorien om at kronen ikke er en safe haven, slik Flatner (2009) konkluderer i sin artikkel.

Som med rentebane har heller ikke realinntekt vært modellert tidligere i sammenheng med den norske kronen. I følge den monetære modellen skal økt realinntekt i forhold til utlandet, *ceteris paribus*, lede til en appresiering av valutaen, og følgelig ville det være naturlig å inkludere en slik differanse i modellen. Variabelen vi har konstruert er basert på industriproduksjonsindeksene for henholdsvis Norge og EU. Vi finner imidlertid ingen signifikante sammenhenger mellom denne variabelen og KKI. En grunn til dette kan være at de to seriene ikke er direkte sammenlignbare, fordi de er konstruert på forskjellige grunnlag. Vi velger

derfor å kun inkludere norsk verdiskapning. Fra modellen kan det fattes stor interesse for at vi finner signifikante sammenhenger mellom konkurransekursindeksen og industriproduksjon. Dette forholdet mellom verdiskapning og kronekursen har ikke vært påvist i tidligere forskning.

Som vi ser av modellen i likning (37) fører en økning i industriproduksjon til en depresiering av kronen, ved at KKI øker med 0,66 %. Selv om dette er interessante sammenhenger er resultatet i modellen overraskende i forhold til hva vi skulle forvente ut i fra økonomisk teori og intuisjon. Det vil være naturlig å tenke at økt verdiskapning i Norge fører til en appresiering av kronekursen. Dette kan for eksempel skyldes at norske investeringsprosjekter fremstår attraktive for utenlandske investorer, slik at økt etterspørsel etter norske kroner er med på å styrke kronekursen. Likevel viser våre funn at denne variabelen har motsatt effekt. Vi har vanskeligheter med å forklare nøyaktig hvorfor industriproduksjon har denne effekten i vår modell, men vi prøver oss likevel på en mulig tolkning som er forankret i handelsbalansen overfor utlandet: I gode tider er innenlandsk produksjon høy, samtidig som importen er høy for å dekke etterspørselen. Høy import vil isolert sett føre til en lav etterspørsel etter kronen, da en må selge kroner for å kjøpe utenlandske varer. Dette argumentet kunne gitt en plausibel forklaring på hvorfor industriproduksjon fremstår med det fortegnet det gjør i våre analyser. Likevel mener vi at det ikke er en fullgod forklaring på de observerte effektene, da valutakursen i hovedsak består av finansielle transaksjoner, mens import og eksport er realtransaksjoner.

I samtlige av modellene som er forsøkt estimert blir fortegnet til industriproduksjon det samme. Dette gjelder også da vi ekskluderer årene 2001-2003 og 2014-2016, hvor industriproduksjon avviker sterkt fra BNP. Variabelen er imidlertid nødvendig for å opprettholde modellens resultater, noe som indikerer at den plukker opp viktige effekter i vår sampleperiode. Det kan derfor tyde på at tolkningen av variabelen er annerledes enn det vi skulle forvente i utgangspunktet.

Ut i fra økonomisk tankegang er det flere variabler som kunne vært tiltenkt en plass i feiljusteringsmodellen. Naug (2003) argumenterer for å inkludere et multiplikativt ledd, hvor rentedifferansen inngår i kombinasjon med S&P 500, fordi S&P 500 var sterkt korrelert med KKI på starten av 2000-tallet. Implikasjonen for å ha med denne forklaringsvariabelen er

at investorer ønsker å plassere penger i høyrentevalutaer i perioder hvor aksjemarkedet går dårlig. Med utgangspunkt i dette argumentet skal med andre ord en positiv og høy rentedifferansen mot utlandet, ledsaget av en nedgang i det amerikanske aksjemarkedet, føre til en appresiering av kronen fordi investorer nå la mer vekt på rentedifferansen enn tidligere. Vi har testet flere ulike modeller hvor vi forsøker å inkludere denne variabelen, uten å finne fornuftige sammenhenger. Resultatene viser at størrelsen på koeffisientene er lite meningsfylte, spesielt rentedifferansen, som blåses veldig opp når vi inkluderer de multiplikative leddene. I tillegg kommer flere av forklaringsvariablene ut med galt fortegn. I tråd med argumentet til Naug (2003) har vi gjort en enkelt test av korrelasjonen mellom KKI og S&P 500 for vår sampleperiode. Resultatene viser en korrelasjon på omlag 51%, noe vi antar er en del lavere enn den ”sterke korrelasjonen” som påpekes i Naug (2003).

Naug (2003) diskuterer også en annen multiplikativ sammenheng, hvor rentedifferansen inngår i en forklaringsvariabel sammen med GRI. Tanken bak denne variabelen er å se sammenhengen mellom rentedifferansen og svingninger i hovedvalutaene, i forhold til hvor investorer ønsker å plassere pengene sine. I perioder med lav GRI, det vil si lite svingninger i hovedvalutaene, vil det ikke være mulig å hente ut like store gevinster i valutamarkedet. Denne skepsisen blant investorene fører til at de heller ser etter alternative plasseringer, slik som høyrentevalutaer. Følgelig fører dette til at kronen styrker seg, og effekten er sterkere jo høyere rentedifferansen er. På lik linje med sammenhengen mellom aksjemarkedet og rentedifferansen finner vi ingen signifikante resultater når vi inkluderer det multiplikative leddet med GRI og rentedifferansen i våre modeller. Koeffisientene og fortegnene gir ingen fornuftig tolkning, og også her blir koeffisienten for rentedifferansen blåst opp. Generelt finner vi ingen støtte til at de sammenhengene som er beskrevet over holder like godt lenger, i alle fall ikke for KKI i vår sampleperiode. På bakgrunn at dette har vi valgt å utelate disse variablene.

Det langsiktige forholdet mellom KKI og BNP har også blitt undersøkt. Vi finner imidlertid ingen signifikante resultater for denne variabelen. En mulig årsak til dette kan være at BNP-tall publiseres kvartalsvis, som diskutert i kapittel 4.1, noe som kan skape problemer for analysen ettersom vi benytter månedstall.

5.4 Korttidsmodell for kronekursen

Korttidsdynamikken er modellert ved å ta utgangspunkt i den tidsforsinkede feiljusteringsmekanismen, kombinert med en sammensetning av forklaringsvariabler som kan tenkes å påvirke kronekursen kort sikt ut i fra et økonomisk og teoretisk ståsted. Alle variablene inngår i regresjonen på differensiert form, i tråd med diskusjonen om spuriøse regresjoner i kapittel 4.3.1, i tillegg til at vi inkluderer tidsforsinkede varianter av de respektive variablene. De fleste variablene inngår med to eller tre lags, med unntak av rentedifferansen og prisdifferansen hvor vi har inkludert opp til seks lags. Ved hjelp av en standard OLS har vi eliminert variablene som ikke er signifikante én etter én, og vi gjør slike iterasjoner helt til samtlige variabler i regresjonen er statistisk signifikante på 5%-nivå. For perioden april 2001 til desember 2016 estimeres følgende modell for KKI (standardavvikene fra regresjonen er oppgitt i parentes):

$$\begin{aligned}
 \Delta kki_t = & 0.0001 + \underset{(0.0619)}{0.2417 \Delta(kki)_{t-1}} - \underset{(0.0602)}{0.1863 \Delta(kki)_{t-2}} - \underset{(0.5658)}{3.3175 \Delta(i - i^*)} \\
 & - \underset{(0.0101)}{0.0652 \Delta oljepris} + \underset{(0.1779)}{0.4304 \Delta(p - p^*)_{t-5}} + \underset{(0.0322)}{0.1121 \Delta gri} \\
 & + \underset{(0.0537)}{0.1068 \Delta industriproduksjon} - \underset{(0.0426)}{0.1763} \left[-2.0813 + (kki)_{t-1} \right. \\
 & + 3.0706 (i - i^*)_{t-1} - 1.0379 (p - p^*)_{t-1} + 0.1243 (oljepris)_{t-1} \\
 & \left. - 0.3259 (gri)_{t-1} - 0.6562 (industriproduksjon)_{t-1} + 1.2828 (rentebane)_{t-1} \right]
 \end{aligned}
 \tag{38}$$

I modellen over vil som vanlig en lavere verdi på Δkki_t bety at kronen har appresiert. Vi finner at korttidsdynamikken består av følgende variabler: konkurransekursindeksen, rentedifferansen, oljepris, global risikoindeks og industriproduksjon. Uttrykket i klammeparentesen viser den tidsforsinkede feiljusteringsmekanismen, og denne inngår i modellen som en egen variabel på nivåform.

Modellens forklaringskraft uttrykkes gjennom R^2 . I vårt tilfelle får vi en R^2 på 0,4364, som betyr at modellen vår forklarer 43,64 % av variasjonen i den avhengige variabelen. Som diskutert i kapittel 4.2.1 er det svakheter knyttet til bruken av R^2 fordi den øker med antallet forklaringsvariabler. Det er derfor mer hensiktsmessig å se på $\bar{R}^2$ i stedet, som viser at mo-

dellen vår forklarer 41,05 % av variasjonen i Δkki . Sammenlignet med referansestudiene ser vi at vårt resultat ligger nærmest Bernhardsen (2008), som rapporterer en forklaringskraft på 44 % i sin foretrukne modell, mens Naug (2003) finner en R^2 på 76 %³⁷. Referansestudiene fra Statistisk Sentralbyrå (2005), Bjørnstad og Jansen (2006), Bjørnland og Hungnes (2006) og Flatner et al. (2010) har ikke rapportert disse tallene, og kan derfor ikke sammenlignes.

For å undersøke hvor godt spesifisert korttidsmodellen er, ønsker vi å gjennomføre en rekke diagnostiske tester på modellen. Dette innebærer å teste residualene for autokorrelasjon og normalitet, samt ulike tester for å avdekke eventuell heteroskedastisitet. I tillegg undersøker vi om det kan være tilfeller av utelatte variabler i modellen.

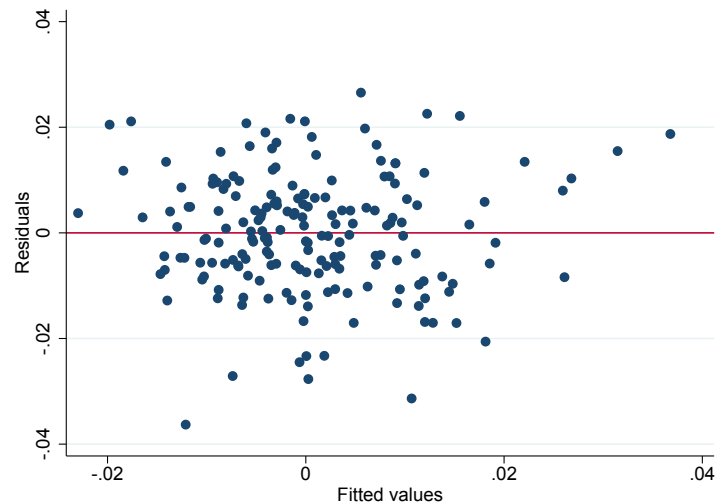
Ved hjelp av Breush-Godfrey-testen som vi nevnte i kapittel 4.3.3 kan vi teste om residualene i modellen er autokorrelerte, for et gitt antall lags. Vi har valgt å teste vår modell med én til seks lags, da dette er konsistent med antallet vi har benyttet tidligere i denne utredningen. Resultatene fra testene viser at vi klart beholder nullhypotesen om ingen autokorrelasjon, for samtlige perioder som er testet. Modellene passerer også testen for normalfordeling i residualene, som er i tråd med forutsetningene for standard OLS-regresjoner.

Videre ønsker vi å teste om residualene har konstant varians over tid, det vil si at de er *homoskedastiske*, ved hjelp av en *Breusch og Pagan (1979)* og *Cook og Weisberg (1982) test*. I motsatt tilfelle, hvor variansen i residualene øker med tiden, sier vi at vi har *heteroskedastisitet* i modellen. Dette får implikasjoner for estimatene fra OLS-regresjonen³⁸. Resultatet fra testene viser at vi kan beholde nullhypotesen om konstant varians over tid i modellen vår. Imidlertid er disse testene svært sensitive ovenfor modellenes forutsetninger, spesielt normalfordeling. Til tross for at vi allerede har konkludert med at residualene er normalfordelte ønsker vi å plote residualene slik at vi med sikkerhet kan avvise hypotesen om heteroskedastisitet. Dette er vist i figur 17.

Dersom vi hadde hatt tilstedeværelse av heteroskedastisitet ville vi forventet å se en systematisk økning i avstanden mellom punktene, i en av retningene, i figur 17. Imidlertid ser dette

³⁷ Disse studiene rapporter vanlig R^2 , slik at den tilhørende $\bar{R}^2$ som kan sammenlignes med våre resultater vil være noe lavere.

³⁸ Dersom forutsetningen om homoskedastisitet er brutt innebærer dette at OLS-estimatene ikke er BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Se for eksempel Wooldridge (2003) for mer inngående diskusjon.



Figur 17: Residualplot

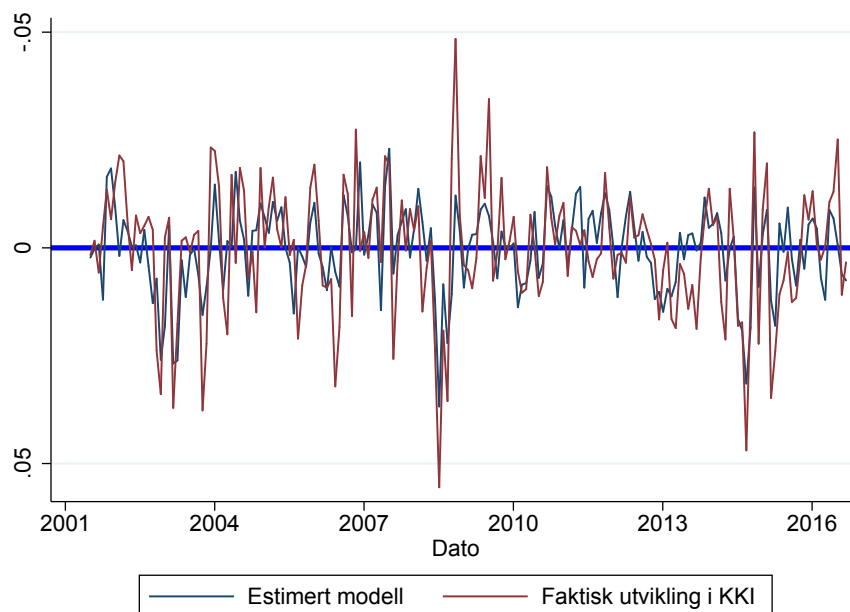
ikke ut til å være tilfelle, og vi konkluderer derfor med at residualene ikke er heteroskedastiske.

Helt til slutt ønsker vi å teste om vi kan ha et tilfelle av utelatte variabler i modellen, ved hjelp av en RESET test³⁹. Resultatene fra testen viser at vi kan forkaste nullhypotesen om at det ikke er utelatte variabler i modellen. Modeller for valutakurser er ofte store og komplekse, og det er svært mange forklaringsvariabler som potensielt kan inngå i slike modeller. At vi forkaster nullhypotesen om ingen utelatte variabler betyr ikke nødvendigvis at modellen er dårlig spesifisert, men at den ikke er ”perfekt” i teoretisk forstand.

Vi kan illustrere hvor godt korttidsmodellen presterer ved å plote endringen i konkurransekursindeksen gitt av vår modell opp mot den faktiske utviklingen. På denne måten får vi en indikasjon på om modellen klarer å estimere riktig retning på kursen i forhold til den faktiske utviklingen. Dette er vist i figur 18. Dersom grafen for den estimerte modellen ligger på samme siden av den horisontale streken som grafen for den faktiske kursutviklingen, har modellen estimert riktig retning. På lik linje med de andre figurene hvor KKI inngår er aksene reversert i denne figuren.

Dersom modellen hadde forklart 100 % av variasjonen i konkurransekursindeksen ville de to grafene vært identiske, og vi hadde hatt en ”perfekt” modell. I praksis er ikke dette tilfelle,

³⁹ RESET er en forkortelse for *Ramsey regression specification-error test* for utelatte variabler, se Ramsey (1969).



Figur 18: Endringer i estimert modell sammenlignet med endring i faktisk KKI

og med en forklaringsgrad på 41,05% som diskutert over vil det følgelig være avvik mellom de to seriene. Likevel ser modellen ut til å prestere på et tilfredsstillende nivå, da den følger konkurransekursindeksen rimelig tett gjennom hele sampleperioden.

5.4.1 Korttidsdynamikk

Modellen som er presentert i likning (38) representerer endringen i dagens kurs, uttrykt ved konkurransekursindeksen. Vi ser umiddelbart noen interessante resultater ved at vi finner signifikante sammenhenger for endringen i konkurransekursindeksen for henholdsvis én og to måneder tilbake. En styrkelse av KKI forrige måned har en appresierende effekt på kronekursen i dag. Dette resultatet finner både Naug (2003) og Bernhardsen (2008). Mer interessant er det å se at en svekkelse av kronen for to måneder siden fører til en styrking av kronen i dag. En mulig forklaring bak dette kan komme av valutainvestorers korte investeringshorisont, hvor de ser muligheten til å utnytte en svak kronekurs for to måneder tilbake ved å investere i kronen i dag. Forklaringen bak forrige måneds positive utvikling kan sees i sammenheng med *adferdsbasert finanst teori* og det Rime (2003) omtaler som *flokkatferd*. Her vil en styrking av kursen opptre som et signal for at aktørene i markedet har tro på valutaen i dag, og ytterligere aktører vil følge med på trenden og investere i samme aktivum. Ved hjelp av Stata

har vi dekomponert R^2 , og funnet ut at i vår modell forklarer tidligere perioder av KKI omlag 19 % av variasjonen til inneværende måneds kronekurs. Dette er interessant, og viser at tidligere valutakurser har relativt stor betydning for dagens valutakurs. Det er imidlertid viktig å understreke at slike tidsforsinkede ledd må tolkes med forsiktighet i korttidsdynamikken. Det kan dreie seg om en enkel justeringsmekanisme, slik at antall lags og fortegn ikke skal tillegges for mye fokus. Det er likevel interessante sammenhenger, som fortjener en plass i modellen på kort sikt.

Konkurrensekursindeksen er også følsom overfor endringer i rentedifferansen på kort sikt, og er derfor i tråd med hva vi skulle forvente. Som i langtidsløsningen, og i andre relevante studier, er økt rentedifferanse forbundet med en appresiering av kronekursen. Vi finner at en økning i rentedifferansen mot utlandet fører til en appresiering av kronen på 3,32 %. Variabelen forklarer ifølge vår modell nærmere 25 % av variasjonen i kronekursen, og er med det en betydelig bidragsyter. Koeffisienten kan sammenlignes med det Bernhardsen (2008) finner i sine undersøkelser, og kan derfor tyde på et troverdig resultat.

Videre er det naturlig å diskutere oljeprisen, som også har stor betydning for korttidsdynamikken i vår modell. Dette er i tråd med blant annet Naug (2003), Bjørnstad og Jansen (2006) og Bernhardsen (2008). Størrelsesorden på koeffisienten til oljepris er sammenlignbar med samtlige referansestudier, og 1 % økning i oljeprisen fra forrige periode tilsvarer en styrking av kronekursen på 0,65 %. Videre finner vi at oljeprisen forklarer rett i overkant av en tredjedel av variasjonene i konkurransekursindeksen. Disse resultatene er som ventet, og vi ser at dette har vært et aktuelt tema i norske medier og markedshus de senere årene⁴⁰. Resonnementet vi presenterte i langtidsdynamikken gjelder også i korttidsdynamikken.

Resultatene fra analysen viser også et signifikant forhold mellom konkurransekursindeksen og prisdifferansen. Det er dog verdt å merke seg at denne variabelen uttrykker prisdifferansen overfor utlandet fem måneder tilbake i tid. En mulig forklaring på dette kan relateres til Dornbuschs overshooting-effekter som vi diskuterte i kapittel 2.3.2. Markedet er i så tilfelle klar over at varepriser er trege, og at det tar tid før prisnivået justerer seg til ”riktig” nivå. Det tar dermed tid før disse effektene får innvirkning på kronekursen, og disse forsinkede

⁴⁰ Se blant annet Takla (2017) og Aarø og Norli (2017).

inflasjonsforventningene uttrykkes gjennom denne variabelen. På samme måte som med KKI skal vi være forsiktig med å trekke for bastante konklusjoner ut i fra slike tidsforsinkede ledd i kortiddsdynamikken, hvor det også her kan dreie seg om en justeringsmekanisme, slik at antall lags ikke skal tillegges for mye fokus. Det er likevel interessant at vi finner et signifikant forhold mellom KKI og prisdifferansen, da dette tidligere bare har vært påvist på kort sikt i Bjørnstad og Jansen (2006).

Som forventet ser vi at uroligheter i valutamarkedet har en depresierende effekt på kronekursen, også på kort sikt. En økning i GRI på 1% fra forrige periode fører til at kronen svekker seg med 0,11 %. Når volatiliteten stiger ser det derfor ut til at investorer blir skremt bort fra den norske kronen og det norske markedet. Dette er igjen med på å underbygge påstanden om at den norske kronen ikke er en safe haven for investorer. Resultatet samsvarer med tidligere referansestudier hvor GRI er inkludert. Vi får imidlertid en større koeffisient enn det for eksempel Naug (2003) finner i sin analyse. Den økte betydningen av GRI som forklaringsvariabel kan komme av hendelsene i finansmarkedene de senere årene. Finanskrisen, og den påfølgende statsfinansielle krisen i Europa, har ført til store svingninger i valutamarkedene. Med så mye finansiell uro i løpet av sample perioden, kombinert med store svingninger i den norske kronen, er det naturlig at denne variabelen har større betydning i vår analyse. Likevel forklarer variabelen relativt lite av variasjonene i kronekursen sammenlignet med rentedifferansen og oljepris. Omlag 9 % av variasjonen i konkurransekursindeksen kan tilskrives den globale risikoindikatoren.

Industriproduksjon har samme fortegn i korttidsmodellen som den har i langtidsløsningen. Igjen er dette overraskende, da det vil være naturlig å tenke at kronen reagerer positivt på en økning i innenlandsk verdiskapning. Men selv om dette er uventede resultater er det likevel interessant at denne variabelen inngår med samme fortegn, både på kort- og lang sikt, og styrker således antakelsen om at tolkningen av forholdet mellom industriproduksjon og konkurransekursindeksen er en annen enn det vi skulle forvente ut i fra økonomisk teori og intuisjon. Det skal dog nevnes at våre funn viser at denne variabelen er hårfint signifikant på 5%-nivå, med en p-verdi på 0,048. Videre finner vi at industriproduksjon forklarer relativt lite av variasjonen til konkurransekursindeksen med en forklaringsgrad rett i overkant av 1 %. Modellen er også forsøkt re-estimert uten industriproduksjon, men resultatene viser ingen nevneverdige endringer i de øvrige koeffisientene. Vi har derfor valgt å beholde variabelen i

modellen fordi vi anser dette som en interessant sammenheng, til tross for at vi ikke er i stand til å forklare nøyaktig hvorfor variabelen inngår med motsatt fortegn.

Det siste leddet i klammeparentesen er feiljusteringsleddet, som følger direkte av vår vektor feiljusteringsmodell. Koeffisienten til dette leddet sier noe om hvor raskt kronekursen justeres tilbake til det nivået som betraktes som en "likevekt", såfremt det har vært avvik fra denne i forrige periode, slik Bernhardsen og Røisland (2000) diskuterer. Dersom kronen er sterkere enn det likevektskursen skulle tilsi, vil kronen depresierte mot den nye likevekten slik at avviket minskes. I følge modellen ovenfor reduseres avviket mellom valutakursen og likevekten med 17 prosent per måned. Ut fra dette er halveringstiden til konkurransekursindeksen på 5,5 måneder⁴¹. Dette tilsvarer at konkurransekursindeksen bruker omlag et halvt år på å halvere avvikene fra likevektskursen, noe som er i tråd med resultatene Bernhardsen og Røisland (2000) kom frem til for perioden 1993-2000. I motsetning til andre valutapar ser KKI derfor ut til å korrigeres raskt tilbake etter avvik, som vi diskuterte i kapittel 2.2.2. Til sammenligning finner Lothian og Taylor (1996) at valutaparet USD/GBP har en halveringstid på seks år.

På lik linje med langtidsløsningen er det flere variabler som kunne tenkes å ha en plass i korttidsdynamikken, men som viser seg å ikke være signifikante. Vi finner for eksempel ingen signifikante resultater for rentebanen på kort sikt, verken med eller uten lags. Dette indikerer at denne variabelen ikke er like betydningsfull på kort sikt. En mulig årsak kan være måten tidsserien er konstruert på. Da endringen i rentebanen skjer med så store og varierende intervaller, kan det være vanskelig å få signifikante resultater på endringsform når en behandler månedsdata som i denne utredningen. Et alternativ kunne være å konstruere en variabel som er i stand til å plukke opp annonseringseffekten ved endringer i rentebanen. Det er imidlertid ikke funnet rom til å gjøre dette i denne utredningen, og vi anbefaler dette som forslag til videre forskning i kapittel 7.1.

Vi finner heller ingen signifikante eller fornuftige resultater for endringer i de multiplikative leddene som vi forsøkte å inkludere i langtidssammenhengen. Noen av modellene viser antydning til signifikante sammenhenger med enkelte multiplikative ledd, men det går på be-

⁴¹ Halveringstiden er beregnet på følgende måte: $\ln(0.5)/\ln(1 - \theta)$, hvor θ er koeffisienten til feiljusteringsleddet (Bernhardsen & Røisland, 2000).

kostning av andre variabler. Blant annet ekskluderes Δgri i flere av tilfellene, noe som kan tyde på at modellen feiltolker noen av de multiplikative leddene hvor GRI inngår. Industriproduksjon forsvinner også, og fortegnene er lite meningsfylte. I tillegg til de multiplikative leddene finner vi heller ingen signifikant sammenheng for endringer i S&P 500 i modellen.

I tråd med modellene til SSB har vi forsøkt å inkludere variabelen KPI-JAE for å undersøke annonseringseffektene av inflasjonstall. Bjørnstad og Jansen (2006) hevder at en ny effekt kan ha oppstått som følge av prisstigningsmålet til Norges Bank, hvor en økende inflasjon skaper forventninger om høyere renter, som videre fører til at kronen styrker seg. Vi har forsøkt å inkludere både inflasjonsraten og endringer i inflasjonsraten, men ingen av disse variablene viser seg å være signifikante.

Modellen som er presentert i likning (38) ser derfor ut til å være den mest fornuftige basert på de analysene som er gjort og er dermed vår foretrukne modell for konkurransekursindeksen. I tabell 4 og tabell 5 har vi oppsummert vår modell og de aktuelle referansestudiene, henholdsvis fra Norges Bank og SSB.

Tabell 4: Sammenligning med referansestudier fra Norges Bank

Johansen & Pedersen (2017) ^a	Bernhardsen (2008)	Naug (2003) ^b	Flatner et. al. (2010) ^c
Δkki_{t-1}	Δkki_{t-1}	Δkki_{t-1}	0.192
Δkki_{t-2}			
$\Delta(i - i^*)$	$\Delta(i - i^*)$	$\Delta(i - i^*)$	-0.019
		$\Delta_2(i - i^*)_{t-1}$	-0.043
		$\Delta_2(i - i^*)_{t-3}$	-0.053
		$\Delta(i - i^*)_{t-5}$	-0.064
$\Delta(p - p^*)_{t-5}$			
$\Delta oljepris$	$\Delta oljepris$		
Δgri		Δgri	0.02
$\Delta industriproduksjon$			
kki_{t-1}	kki_{t-1}	kki_{t-1}	-0.33
$(i - i^*)_{t-1}$	$(i - i^*)_{t-1}$		$(i - i^*)$
$(p - p^*)_{t-1}$			$(p - p^*)$
$oljepris_{t-1}$	$oljepris_{t-1}$	$oljepris_t$	$oljepris_t$
gri_{t-1}			
$industriproduksjon_{t-1}$			
$rentebane_{t-1}$			
		$\Delta_{6dks} je * (i - i^*)$	0.012
		$[gri * (i - i^*)]_{t-1}$	0.018

^a Merk at de rapporterte koeffisientene for langtidsløsningen i tabellen ikke er de samme som fremkommer av likning (38). Dette skyldes at parentesen for langtidsløsningen er løst ut, slik at samtlige variabler er multiplisert med koeffisienten til feiljusteringsmekanismen.

^b Det kan tyde på at Naug (2003) har brukt tallformatet 1 i stedet for 0.01 for prosentall, slik vi har gjort i vårt datasett. Dette kan være årsaken til de store forskjellene i størrelsesorden på koeffisientene.

^c Den kortsiktige modellen i Flatner et al. (2010) er tilsvarende den som drøftes i Bernhardsen (2008), og vi har derfor valgt å utelate denne. Koeffisientene som er presentert her stammer fra langtidsløsningen, hvor all korttidsdynamikk er løst ut.

Tabell 5: Sammenligning med referansestudier fra SSB

Johansen & Pedersen (2017)	Bjørnland & Hungnes (2006)	SSB (2005) ^a	Bjørnstad & Jansen(2006)
Δkti_{t-1}	0.242	$\Delta_2 v_{t-1}$	$\Delta_2 v_{t-1}$
Δkti_{t-2}	-0.186		-0.24
$\Delta(i-i^*)$	-3.318	$\Delta_3 i$	$\Delta_3 i$
		$\Delta_3 i^*_{t-1}$	$\Delta_3 i^*_{t-1}$
$\Delta(p-p^*)_{t-5}$	0.430	$\Delta_2 p$	$\Delta(p-p^*)$
		Δp^*	$\Delta(p_{t-1}-p^*_{t-2})$
		Δp^*_{t-3}	$\Delta^2 p-j\Delta e$
$\Delta oljepris$	-0.065	$\Delta oljepris$	
Δgri	0.112		
$\Delta industriproduksjon$	0.107		
kki_{t-1}	-0.176		
$(i-i^*)_{t-1}$	-0.541	$(i-i^*)_{t-1}$	$(r-r^*)_{t-1}$
$(p-p^*)_{t-1}$	0.183	$v_{t-1}-(p-p^*)_{t-1}$	$v_{t-1}-(p-p^*)_{t-1}$
$oljepris_{t-1}$	-0.022	$oljepris_{t-1}$	$oljepris_{t-1}$
gri_{t-1}	0.057		
$industriproduksjon_{t-1}$	0.116		
$rente_{t-1}$	-0.226		

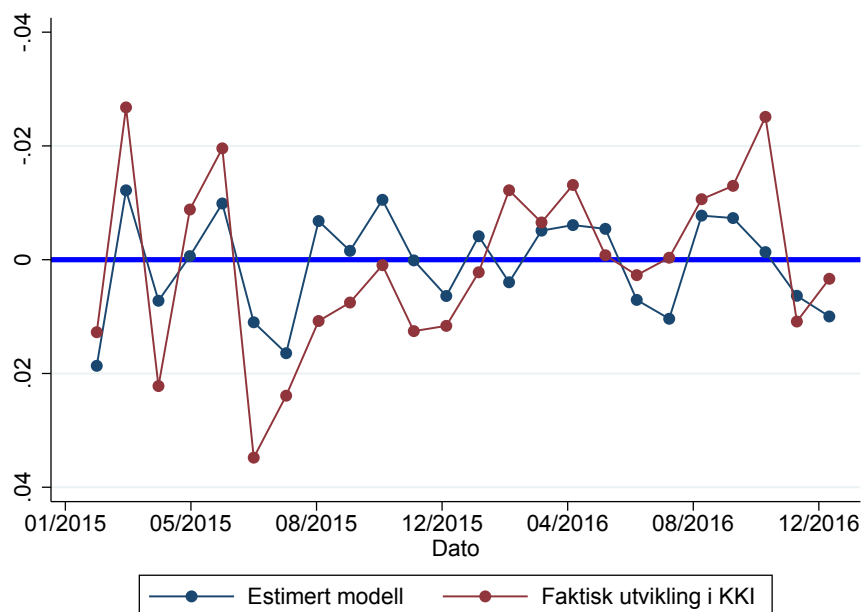
^a Variabelen v representerer NOK/EUR-kursen

6 Out-of-sample estimering

En standard metode som benyttes i empirisk forskning for å teste modellens styrke er å undersøke hvor godt den presterer utenfor sampleperioden. Måten vi gjør dette på er å re-estimere den eksakt samme modellen som i likning (38) for perioden april 2001 til desember 2014. Deretter bruker vi de nye koeffisientene til å teste modellen på data for perioden januar 2015 til desember 2016. På denne måten tester vi out-of-sample på historiske data, og kan dermed bruke virkelige verdier når vi sammenligner modellen med KKI. Det verdt å merke seg at dette ikke er en prediksjon, ettersom vi bruker realiserte verdier. Predikering av KKI ville innebære at vi bruker modellen til å si noe om hva kronekursen vil være i morgen, hvor vi ikke kjenner til de virkelige verdiene på forklaringsvariablene. Hensikten med vår out-of-sample estimering er derfor ikke å lage en god prognose for kronekursen, men å teste hvor robust modellen fremstår.

Hvor godt modellen presterer utover sampleperioden evalueres på bakgrunn av om den er i stand til å vise riktig retning på KKI, da nøyaktig kursprediksjon er svært vanskelig. Etter å ha re-estimert modellen frem til og med 2014, multipliserer vi de nye koeffisientene med virkelige verdier for de respektive variablene i out-of-sample-perioden. Dette gir oss 24 observasjoner som vi kan benytte til å sammenligne modellen opp mot faktisk utvikling i KKI, som vist i figur 19.

Dersom begge dataseriene ligger på samme side av den horisontale streken, har modellen estimert riktig retningsendring. Som det fremkommer av figur 19 ser modellen ut til å estimere riktig retning for KKI i 18 av 24 måneder, noe vi anser som tilfredsstillende, og indikerer at modellen fremstår som rimelig robust. Dette bekreftes også ved at koeffisientene for den re-estimerte modellen ikke avviker nevneverdig fra de som er rapportert i kapittel 5. Modellen følger faktisk endring relativt godt over hele perioden. Avvikene kommer spesielt høsten 2015, hvor modellen estimerer feil retning tre måneder på rad. Dette kan skyldes at den negative trenden i norsk økonomi skapte stor usikkerhet til den norske kronen, og det kan se ut til at modellen vår ikke klarte å fange opp denne usikkerheten. Samtidig så oljeprisen ut til å stabilisere seg - og øke noe - i denne perioden. Kombinert med en positiv rentedifferanse kan det tyde på at disse effektene har ført til at modellen estimerer en appresierende kronekurs, i motsetning til depresieringen vi så i den faktiske utviklingen.

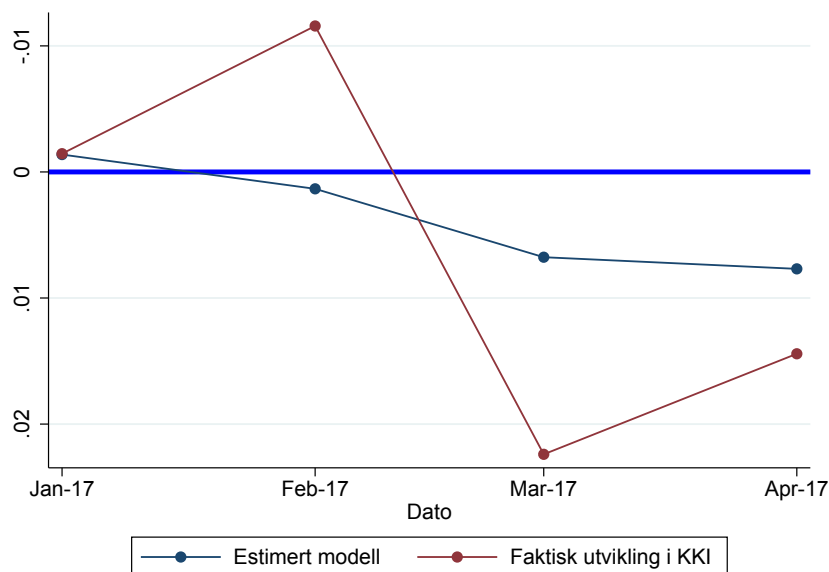


Figur 19: Out-of-sample estimering av KKI for 2015 og 2016 på endringsform

6.1 Out-of-sample estimering for 2017

I analysen over stoppet estimeringsperioden i desember 2014, slik at vi kunne benytte årene 2015 og 2016 til å foreta out-of-sample estimeringen. Dette innebærer imidlertid at modellen som lå til grunn for analysen ikke er nøyaktig den samme som rapportert i kapittel 5.4, da denne er estimert frem til og med desember 2016. For å teste den eksakt samme modellen fra likning (38) må vi derfor benytte tall for 2017. På tidspunktet denne utredningen ferdigstilles har vi tilgang på komplette data for månedene januar til april. En lenger out-of-sample periode hadde naturligvis vært å foretrekke, men analysen kan likevel gi en indikasjon på hvor godt modellen fra (38) holder. I figur 20 ser vi hvor godt modellen har vært i stand til å estimere retningsendringene for månedene januar til april 2017.

Vi ser av figuren at modellen er i stand til å estimere riktig retning på kronekursen i tre av fire måneder. Likevel er det tildels store avvik på disse endringene. En mulig forklaring på dette kan tilskrives de observerte fluktuasjonene i prisdifferansen og oljeprisen i de fire første månedene i 2017. Inflasjonen i Norge har vært relativ stabil, mens EU har opplevd økende inflasjonstakt. Det kan også se ut til at modellen har undervurdert betydningen av oljepris-



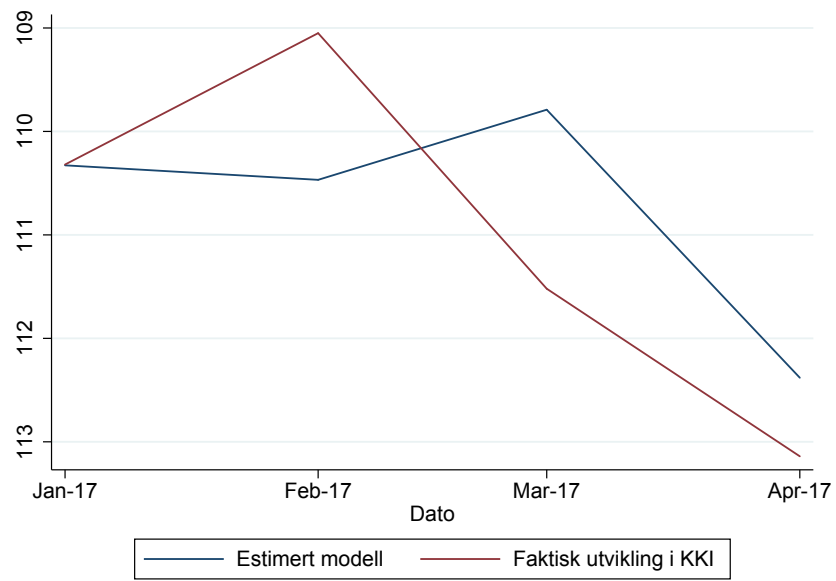
Figur 20: Out-of-sample estimering av KKI for januar-april 2017 på endringsform

fallet de siste månedene. Dette kan muligens komme av at flere OPEC⁴² land rapporterte stadig økende oljeproduksjon, selv om det var forventet at produksjonen skulle kuttes kraftig (Framstad & Nysveen, 2017). Kombinert med høye oljelagre i USA kom dette overraskende på markedet, og en overreaksjon kan ha ført til at kursen har depreciert mer enn det modellen har klart å estimere.

Videre har vi plottet den estimerte kursutviklingen gitt av modellen opp mot faktisk utvikling i KKI. Som det fremkommer av figur 21 ser modellen ut til å følge faktisk utvikling i KKI relativt tett i januar og april⁴³. For månedene februar og mars er imidlertid avvikene store og modellen er ikke i stand til å estimere kursutviklingen like godt. Dette kan skyldes at modellene ikke klarer å fange opp effekten av årsakene diskutert over.

⁴² Organization of the Petroleum Exporting Countries

⁴³ Grafen til den estimerte modellen er konstruert ved justere forrige periodes faktiske KKI med modellens estimerte endring. Deretter er modellen opphøyd i e for å fjerne logaritmen, og plottet mot faktisk utvikling i KKI for å sammenlikne utviklingen i de to dataseriene. På denne måten oppnås en statisk 1-stegs estimering.



Figur 21: Out-of-sample estimering av KKI for januar-april 2017

7 Konklusjon

I denne utredningen har vi estimert en økonometrisk modell for konkurransekursindeksen, for å undersøke hvordan pengepolitiske beslutninger fra Norges Bank påvirker kronekursen. Modellen inkluderer forklaringsfaktorer som kan tenke seg å ha en innvirkning på den norske kronen basert på økonomisk teori, tidligere empiri og intuisjon. På denne måten danner vi et analytisk bilde av årsakene til bevegelsene i kronekursen.

Kronekursen er en kompleks makroøkonomisk variabel som påvirkes av en rekke ulike faktorer. De fleste av disse forklaringsfaktorene kan imidlertid ikke påvirkes direkte av Norges Bank - med unntak av pengepolitikken. I den pengepolitiske verktøykassen sentralbanken bruker til å fatte beslutninger, er styringsrenten det aller viktigste verktøyet. Det er derfor interessant å undersøke hvor stor påvirkning denne har på utviklingen i den norske kronekursen. Dette leder frem til utredningens problemstilling:

”Hvordan påvirker Norges Banks pengepolitikk den norske kronekursen?”

Denne problemstillingen kan belyses på to ulike måter. Det vil først være naturlig å se hvordan endringer i styringsrenten og rentebane påvirker kronekursen på lang sikt. Siden styringsrenter har et bredt gjennomslag på pengemarkedsrentene i de respektive land, og således reflekterer pengepolitikken i disse, uttrykkes endringer i styringsrenten gjennom en variabel for rentedifferansen mot utlandet. Ifølge våre beregninger vil én enhet økning i rentedifferansen føre til at konkurransekursindeksen appresierer med 3,1 %. Den samme effekten observeres ved en økning i rentebanen, som uttrykker Norges Banks forventninger til fremtidig styringsrente, dog i lavere grad enn ved en endring i rentedifferansen. I følge vår modell vil én enhet økning i rentebanen føre til en appresiering av kronekursen på 1,3 %. Sammenhengen mellom kronekursen og fremtidig renteforventninger er tidligere ikke blitt påvist. Det er derfor interessant, men også forventet, at positive renteforventninger bidrar til å styrke dagens kronekurs.

Det er også interessant å se hvordan renteendringene påvirker korttidsdynamikken for kronekursen. I følge våre beregninger vil én enhets endring i rentedifferansen føre til en appresiering av kronekursen på 3,3 %. På kort sikt ble det ikke funnet signifikante sammenhenger mellom kronekursen og rentebanen. Dette er ikke helt uventet, da variabelen for rentebanen

er konstruert for å uttrykke langsiktige forventninger.

I tillegg til problemstillingen over har vi også ønsket å avdekke hvilke andre drivere som har vært sentrale for kronekursen i den aktuelle perioden. Foruten rentedifferansen og rentebane finner vi, i likhet med tidligere studier, at variabler som oljepris, en global risikoindikator og prisdifferansen har betydning for kronekursen på lang sikt. Ganske oppsiktsvekkende viser resultatene at koeffisienten for prisdifferansen nærmer seg 1, som kan tyde på at modifisert kjøpekraftsparitet holder på lang sikt for den norske kronen. Vi observerer også en signifikant sammenheng mellom kronekursen og innenlandsk verdiskapning, uttrykt gjennom industriproduksjonsindeksen. Denne sammenhengen har ikke blitt påvist i liknende studier. Imidlertid fører økt industriproduksjon til svakere kronekurs i vår modell, som strider med økonomisk teori. Vi finner igjen de samme forklaringsfaktorene på kort sikt som på lang sikt, i tillegg til at tidsforsinkede utgaver av konkurransekursindeksen inngår i korttidsdynamikken.

I vår studie av kronekursen har vi vist hvor rentefølsom kronekursen er, både med hensyn til endringer i styringsrenten og rentebanen. At det ikke tidligere har blitt påvist en signifikant sammenheng med rentebanen anser vi som svært interessante resultater. Vi tror at denne utredningen kan bidra til å gi ny og utvidet innsikt i hvordan pengepolitiske beslutninger påvirker kronekursen både på kort og lang sikt, samt hvilke drivere som er sentrale for kursutviklingen.

7.1 Forslag til videre forskning

Denne studien har fokusert på kronekursens følsomhet overfor endringer rente og rentebane. Likevel ble det funnet interessante sammenhenger med innenlandsk verdiskapning, uttrykt ved industriproduksjon. Sammenhengen funnet i vår analyse strider med økonomisk teori, men er tilfellet i samtlige modeller variabelen er inkludert. Det vil derfor være interessant med en videre analyse av forholdet mellom kronekursen og realinntekt.

Dataene i denne utredningen fokuserer på månedsdata for å fange opp relativt langsiktige svingninger i markedet. Likevel vil det være spennende å undersøke annonseringseffekten av endringer i styringsrente og rentebane ved hjelp av kortsiktige kursnoteringer. Dette kan videreføre funnene av rentebanens betydning for kursutviklingen.

Referanser

- Aamodt, E. (2009). *VALUTAKURSMODELLERING AV DEN NORSKE KRONEN - en undersøkelse av informasjonsinnholdet i NOK/SEK-kursen* (Upublisert masteroppgave). NHH.
- Aarø, J.T. & Norli, K. (2017, 20. 5). *I to år har kronen og oljeprisen vært bundet tett sammen. Nå er noe i ferd med å skje.* E24. Hentet 20.05.2016 fra <http://e24.no/boers-og-finans/valuta/i-to-aar-har-kronen-og-oljeprisen-vaert-bundet-tett-sammen-naa-er-noe-i-ferd-med-aa-skje/23685588>
- Akram, Q.F. (2002). PPP in the medium run despite oil shocks: The case of Norway. *Central Bank of Norway Working Paper*, 4.
- Akram, Q.F., Brunvatne, K.M. & Lokshall, R. (2003). Reelle likevektsvalutakurser. *Norges Banks Skriftserie*, 31, 29–50.
- Bachelier, L. (1900). *Théorie de La Spéculation*. Gauthier-Villars.
- Backus, D. (1984). Empirical Models of the Exchange Rate: Separating The Wheat from the Chaff. *Canadian Journal of Economics*, 824–846.
- Balassa, B. (1964). The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584–596.
- Bernhardsen, T. (1997). A Test of Uncovered Interest Rate Parity for Ten European Countries Based on Bootstrapping and Panel Data Models. *Arbeidsnotat, Research Department*, 9.
- Bernhardsen, T. (2008). Simple cross-check models for the krone exchange rate. *Staff Memo, Monetary Policy*, 1.
- Bernhardsen, T. (2012). Sammenhengen mellom styringsrenten og pengemarkedsrentene: 2007-2012. *Aktuell kommentar, Norges Bank*(2).
- Bernhardsen, T. & Røisland, Ø. (2000). Hvilke faktorer påvirker kronekursen. *Penger og Kreditt, Norges Bank*, 3(2000), 187–194.
- Bjørnland, H.C. & Hungnes, H. (2002). Fundamental determinants of the long run real exchange rate: The case of Norway. *Discussion Papers, Statistics Norway, Research Department*, 326.
- Bjørnland, H.C. & Hungnes, H. (2006). The importance of interest rates for forecasting the exchange rate. *Journal of forecasting*, 25(3), 209–221.

- Bjørnland, H.C. & Thorsrud, L.A. (2014). *Applied time series for macroeconomics* (1. utg.). Gyldendal akademisk.
- Bjørnstad, R. & Jansen, E. (2006). Renta bestemmer det meste. *Økonomiske analyser*, 6, 42–47.
- Bordo, M.D. & Eichengreen, B. (2007). *A Retrospective on the Bretton Woods System: Lessons for International Monetary Reform*. University of Chicago Press.
- Boughton, J.M. (2003). On the Origins of the Fleming-Mundell Model. *IMF Staff Papers*, 50(1), 1–9.
- Breusch, T.S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355.
- Breusch, T.S. & Pagan, A.R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287–1294.
- Brousseau, V. & Scacciavillani, F. (1999). A Global Hazard Index for the World Foreign Exchange Markets. *European Central Bank Working Paper Series*(1).
- Cassel, G. (1921). *The World's Monetary Problems; Two Memoranda*. Constable & Company limited.
- Chinn, M.D. & Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Economic Review*, 51(3), 409–430.
- Clark, P.B. & MacDonald, R. (1999). Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs. I *Equilibrium exchange rates* (s. 285–322). Springer.
- Cook, R.D. & Weisberg, S. (1982). *Residuals and influence in regression*. New York: Chapman and Hall.
- Cootner, P.H. (1964). *The Random Character of Stock Market Prices*. Massachusetts Institute of Technology Press.
- Cowles 3rd, A. & Jones, H.E. (1937). Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 280–294.
- 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(366a), 427–431.
- Diebold, F.X., Husted, S. & Rush, M. (1991). Real Exchange Rates under the Gold Standard. *Journal of Political Economy*, 99(6), 1252–1271.

- Dornbusch, R. (1976a). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161–1176.
- Dornbusch, R. (1976b). The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy. *The Scandinavian Journal of Economics*, 255–275.
- Durbin, J. & Watson, G.S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. I. *Biometrika*, 37(3-4), 409–428.
- Durbin, J. & Watson, G.S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II. *Biometrika*, 38(1-2), 159–178.
- Durbin, J. & Watson, G.S. (1971). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. III. *Biometrika*, 58(1), 1–19.
- Elliott, G., Rothenberg, T.J. & Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813–836.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series, by Walter* (2. utg.). John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R.F. & Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Fama, E.F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34–105.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Flatner, A. (2009). Norske kroner ingen trygg havn. *Aktuell kommentar, Norges Bank*(3).
- Flatner, A., Tornes, P.H. & Østnor, M. (2010). En oversikt over Norges Banks analyser av kronekursen. *Staff Memo, Norges Bank*, 7.
- Flatner, A. & Xu, H. (2015). Hvilke nøkkeltall reagerer aktørene i valutamarkedet på? *Staff Memo, Norges Bank*, 3.
- Fleming, J.M. (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates. *Staff Papers*, 9(3), 369–380.
- Flood, R.P. & Rose, A.K. (1996). Fixes: Of the Forward Discount Puzzle. *The Review of Economics and Statistics*, 78(4), 748–752.
- Flood, R.P. & Rose, A.K. (2002). Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers*, 49(2), 252–266.
- Framstad, A.P. & Nysveen, E.A. (2017, 20. 5). *Oljeprisfall etter Opec-rapport*. E24. Hentet

- 20.05.2016 fra <http://e24.no/energi/opec/oljeprisfall-etter-opec-rapport/23949028>
- Frankel, J.A. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. *The American Economic Review*, 69(4), 610–622.
- Frankel, J.A. & Rose, A.K. (1995). Empirical research on Nominal Exchange Rates. *Handbook of International Economics*, 3, 1689–1729.
- Frenkel, J.A. (1976). A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 200–224.
- Frenkel, J.A. & Mussa, M.L. (1985). Asset Markets, Exchange Rates and the Balance of Payments. *Handbook of International Economics*, 2, 679–747.
- Giovannini, A. (1988). Exchange Rates and Traded Goods Prices. *Journal of international Economics*, 24(1-2), 45–68.
- 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.
- Granger, C.W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121–130.
- Groen, J.J. (1999). Long Horizon Predictability of Exchange Rates: Is it for Real? *Empirical Economics*, 24(3), 451–469.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time series analysis* (vol. 2). Princeton university press Princeton.
- Helleiner, E. (1996). *States and the Reemergence of Global Finance: From Bretton Woods to the 1990s*. Cornell University Press.
- Hicks, J.R. (1937). Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 147–159.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231–254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of econometrics*, 53(1-3), 211–244.
- Kendall, M.G. & Hill, A.B. (1953). The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11–34.
- Kilian, L. (1999). Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do We Learn from Long-Horizon Regressions? *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 491–510.

- Kloster, A., Lokshall, R. & Røisland, Ø. (2003). Hvor mye av bevegelsene i kronekursen kan forklares av rentedifferansen? *Norges Banks Skriftserie*, 31, 95–108.
- Klovland, J.T. (2016). Forelesningsnotater FIE422: Internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet. *Norges Handelshøyskole*, 09.02.2016.
- Knetter, M.M. (1989). Price Discrimination by US and German Exporters. *The American Economic Review*, 79(1), 198–210.
- Knetter, M.M. (1993). International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior. *The American Economic Review*, 83(3), 473–486.
- Lothian, J.R. & Taylor, M.P. (1996). Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Oerspective of the Past Two Centuries. *Journal of political economy*, 104(3), 488–509.
- MacDonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*. Psychology Press.
- MacDonald, R. & Taylor, M.P. (1991). The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-Run Relationships and Coefficient Restrictions. *Economics Letters*, 37(2), 179–185.
- MacDonald, R. & Taylor, M.P. (1992). Exchange Rate Economics: A Survey. *Staff Papers*, 39(1), 1–57.
- Malkiel, B. (1973). *A Random Walk Down Wall Street*. W. W. Norton & Company.
- 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.
- Mundell, R.A. (1960). The Monetary Dynamics of International Adjustment under Fixed and Flexible Exchange Rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 74(2), 227–257.
- Mundell, R.A. (1961a). Flexible Exchange Rates and Employment Policy. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique*, 27(04), 509–517.
- Mundell, R.A. (1961b). The International Disequilibrium System. *Kyklos*, 14(2), 153–172.
- Mundell, R.A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique*, 29(04), 475–485.
- Naug, B.E. (2003). Faktorer bak utviklingen i kronekursen - en empirisk analyse. *Norges Banks Skriftserie*, 31, 109–130.
- Neely, C.J. & Sarno, L. (2002). How Well do Monetary Fundamentals Forecast Exchange

- Rates? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84.
- Norges Bank. (2000). *Beregning av konkurransekursindeksen*. Hentet 08.02.2017 fra http://www.norges-bank.no/Upload/Valutakurser/NO/forklaring_twi.pdf
- Norges Bank. (2003). *Beregning av I-44*. Hentet 08.02.2017 fra http://www.norges-bank.no/Upload/Valutakurser/NO/forklaring_i44.pdf
- Norges Bank. (2004a). *Hvordan virker renten på inflasjonen?* Hentet 25.01.2017 fra http://www.norges-bank.no/Upload/import/pengepolitikk/rentevirkninger/animasjon_11.pdf
- Norges Bank. (2004b). Norske finansmarkeder - pengepolitikk og finansiell stabilitet. *Norges Banks skriftserie*, 34, 103–104.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics* (vol. 30). MIT press Cambridge, MA.
- Østnor, M. (2013, 10. 10). *NOK in the long run*. DNB. Hentet 09.02.2017 fra <https://www.dnb.no/en/business/news/131010-nok-analysis.html>
- Ramsey, J.B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 350–371.
- Rapach, D.E. & Wohar, M.E. (2002). Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data. *Journal of International Economics*, 58(2), 359–385.
- Regnault, J. (1863). *Calcul Des Chances Et Philosophie de La Bourse*. Mallet-Bachelier.
- Rime, D. (2003). Hva kan vi lære om valutakurser av finansiell økonomi? *Norges Banks Skriftserie*, 31, 131–140.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647–668.
- Rogoff, K. (2002). Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years. *International Monetary Fund Working Paper*, 39.
- Samuelson, P.A. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145–154.
- Schinasi, G.J. & Swamy, P.A.V.B. (1989). The Out-Of-Sample Forecasting Performance of Exchange Rate Models When Coefficients Are Allowed to Change. *Journal of International Money and Finance*, 8(3), 375–390.
- Statistisk Sentralbyrå. (2005). Renta bestemmer det meste. *Økonomiske analyser*, 4, 13.

- Statistisk Sentralbyrå. (2017, 02). *Harmonisert konsumprisindeks*. Statistisk Sentralbyrå. Hentet 24.02.2017 fra <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/hkpi/maaned/2017-02-10?fane=om#content>
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (2015). *Introduction to Econometrics*, (3. utg.). Pearson Education Limited.
- Studenmund, A.H. (2014). *Using Econometrics, A Practical Guide* (6. utg.). Pearson Education Limited.
- Takla, E. (2017, 10. 1). *DNB venter oljeopptur for kronen*. Dagens Naringsliv. Hentet 18.01.2017 fra <http://www.dn.no/nyheter/2017/01/18/1915/Makroekonomi/dnb-venter-oljeopptur-for-kronen>
- Taylor, M.P. (2003). Purchasing Power Parity. *Review of International Economics*, 11(3), 436–452.
- The Economist. (2011, 14. 01). *Big Mac Index*. The Economist Newspaper Limited. Hentet 09.02.2017 fra <http://www.economist.com/node/21542808>
- Throop, A.W. (1993). A Generalized Uncovered Interest Parity Model of Exchange Rates. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*(2), 3.
- Wei, S.-J. & Parsley, D.C. (1995). *Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits* (Working Paper nr. 5032). National Bureau of Economic Research. Hentet fra <http://www.nber.org/papers/w5032>
- Wooldridge, J.M. (2003). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (2. utg.). South-Western College Publishing.