



# Valutakursmodellering av den norske kronen

*En empirisk analyse av kronens fundamentale drivere i tidsperioden  
2001-2020*

**Lars Myrstuen og Didrik Sylte**

**Veileder: Professor Jan Tore Klovland**

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: 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

I denne utredningen undersøker vi om kronkursen ligger på sitt fundamentale nivå i tidsperioden 2017-2020, basert på en estimeringsperiode fra april 2001 til januar 2020. Vi benytter enkel økonometrisk metode til å estimere fundamentalnivået til kronkursen.

Vi begynner utredningen med en grafisk fremstilling av forklaringsvariablene, og analyserer disse opp mot kronkursen, definert ved konkurransekursindeksen. Deretter gjennomfører vi enkle tester for kjøpekraftsparitet ved å teste den norske realvalutakursen for stasjonaritet. Vi konstruerer videre en vektor feiljusteringsmodell, og estimerer langtidssammenhengen mellom kronkursen og sentrale fundamentale faktorer. Utredningen undersøker også hvilke variabler som har signifikante korttidseffekter på kronkursen. Ved å benytte realiserte verdier av forklaringsfaktorene, tester vi til slutt hvordan den estimerte korttidsmodellen predikerer out-of-sample.

Til tross for klare kortsiktige avvik, finner vi at kronkursen tenderer rundt sitt fundamentale nivå i tidsperioden 2017-2020.

# Forord

Denne utredningen markerer en avsluttende del av vårt masterstudium, med spesialisering i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole (NHH).

Valg av tema gjenspeiler vår felles interesse for valutamarkedene og oppmerksomheten rundt kronesvekkelsen de senere årene. I arbeidet har vi særlig dratt nytte av læring fra emner innen makroøkonomi, økonometrisk metode og konjunkturanalyse.

Det har vært svært lærerikt og engasjerende å benytte tidsseriedata til å konstruere en modell for kronekursen, som kan tolkes i en teoretisk sammenheng. Arbeidet har gitt oss innsikt i hvor tidkrevende og komplekst det er å forske på bevegelser i valutamarkedet. Vi syntes likevel vi har oppnådd målsettingen om å undersøke kronens nivå de senere årene, og hva som kan betegnes som kronens fundamentalfaktorer.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, Jan Tore Klovland, for godt samarbeid. I løpet av prosessen, har vi fått konstruktiv veiledning og innsiktsfulle innspill, basert på hans lange erfaring innen internasjonale finansmarkeder, pengepolitikk og valutakurser.

Norges Handelshøyskole

Bergen, juni 2020

---

Lars Myrstuen

---

Didrik Sylte

# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Teori</b>	<b>4</b>
2.1	Pengemarkedslikevekt . . . . .	4
2.2	Kjøpekraftsparitet . . . . .	5
2.2.1	Absolutt kjøpekraftsparitet . . . . .	6
2.2.2	Relativ kjøpekraftsparitet . . . . .	7
2.3	Renteparitet . . . . .	9
2.3.1	Udekket Renteparitet . . . . .	10
2.4	Monetær valutakursmodell . . . . .	12
2.4.1	Fleksibel valutakursmodell . . . . .	12
2.4.2	Valutakurser med rigide priser (overshooting) . . . . .	14
2.4.3	Empirisk forankring . . . . .	15
2.4.4	News . . . . .	18
<b>3</b>	<b>Data og variabler</b>	<b>21</b>
<b>4</b>	<b>Økonometrisk metode</b>	<b>36</b>
4.1	Tradisjonell minste kvadraters metode . . . . .	36
4.2	Tidsserieegenskaper . . . . .	38
4.2.1	Heteroskedastisitet . . . . .	39
4.2.2	Autokorrelasjon . . . . .	40
4.2.3	Stasjonaritet . . . . .	41
4.2.4	AR- og VAR-modeller . . . . .	45
4.2.5	Kointegrasjon . . . . .	47
<b>5</b>	<b>Empirisk analyse</b>	<b>52</b>
5.1	Enkle tester for kjøpekraftsparitet . . . . .	52
5.2	Tester for stasjonaritet . . . . .	54
5.3	Kointegrasjon . . . . .	55
5.4	Langtidsdynamikk . . . . .	59
5.4.1	Restriksjoner . . . . .	60
5.4.2	Langtidsløsning . . . . .	63
5.5	Korttidsdynamikk . . . . .	68
5.5.1	Korttidsløsning . . . . .	68
<b>6</b>	<b>Out-of-sample estimering</b>	<b>76</b>
6.1	Out-of-sample estimering for hovedmodell . . . . .	76
6.2	Out-of-sample estimering for alternativ modell . . . . .	78
<b>7</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>80</b>
	<b>Referanser</b>	<b>82</b>
	<b>Appendiks</b>	<b>87</b>
A1	Datakilder . . . . .	87
A2	Resultater . . . . .	90

## Figurliste

3.1	Historisk utvikling i konkurransekursindeksen . . . . .	22
3.2	Tolvmåneders nominelle pengemarkedsrenter . . . . .	23
3.3	Rentedifferanse og konkurransekursindeksen . . . . .	24
3.4	Tolvmåneders rullerende korrelasjon mellom $\Delta kki$ og $\Delta$ rentedifferanse . . . . .	25
3.5	Oljepris og konkurransekursindeksen . . . . .	26
3.6	Dekomponert oljepris . . . . .	27
3.7	Oljepris og energiaksjer . . . . .	28
3.8	Konkurransekursindeksen og energiaksjer . . . . .	29
3.9	Bruttonasjonalprodukt og konkurransekursindeksen . . . . .	30
3.10	Industriproduksjon og bruttonasjonalprodukt . . . . .	30
3.11	Industriproduksjon og konkurransekursindeksen . . . . .	31
3.12	Harmoniserte konsumprisindekser . . . . .	32
3.13	Prisdifferanse og konkurransekursindeksen . . . . .	32
3.14	Standard & Poor's 500 og konkurransekursindeksen . . . . .	33
3.15	CVIX og konkurransekursindeksen . . . . .	35
5.1	Logaritmen til nominell og reell konkurransekursindeks . . . . .	53
5.2	Rekursive estimater av alfakoeffisienter (+/- 2 standardavvik) . . . . .	63
5.3	Estimert modell og faktisk utvikling i konkurransekursindeksen . . . . .	64
5.4	Observerte og estimerte endringer i konkurransekursindeksen . . . . .	70
5.5	Ett-skritts rekursivt estimert residualplot $\pm 2SE$ . . . . .	72
5.6	Rekursive estimater av betakoeffisienter $\pm 2SE$ . . . . .	72
5.7	Rekursive Chow tester for koeffisientstabilitet . . . . .	73
6.1	Out-of-sample $\Delta kki$ for 2020M2 - 2020M4 . . . . .	77
6.2	Out-of-sample $\Delta kki$ for 2019M5 - 2020M4 . . . . .	79
6.3	Out-of-sample (1-steg) $\Delta kki$ for 2019M5 - 2020M4 . . . . .	79
A2.1	Reelle og nominelle valutakurser . . . . .	91

# Tabelliste

2.1	Fortolkning av valutakursmodellen . . . . .	14
5.1	Testresultater for restriksjoner på langsiktig kointegrasjonsvektor ( $\beta$ ) . . . . .	60
5.2	Testresultater for restriksjoner på justeringsparameterne ( $\alpha$ ) . . . . .	61
5.3	Tester for modellspesifikasjon . . . . .	65
5.4	Diagnostiske tester for korttidsdynamikk . . . . .	71
A2.1	Univariat modell av den norske realvalutakursen (KKI) . . . . .	90
A2.2	Bilaterale ADF-tester . . . . .	91
A2.3	DF-GLS tester for variabler på nivå og differensiert form . . . . .	92
A2.4	Tester for antall kointegrerte forhold . . . . .	93
A2.5	Alternativ langtidsmodell for out-of-sample estimering . . . . .	94
A2.6	Alternativ korttidsmodell for out-of-sample estimering . . . . .	95

# 1 Innledning

Valutamarkedet er verdens største finansielle marked og har en enorm innvirkning på nasjoner, bedrifter og enkeltpersoners økonomi. Dette har ført til betydelig interesse om fremtidig valutakursutvikling, hvor aktørene har som formål å enten unngå fremtidig tap eller oppnå gevinster ved å inngå veddemål. Kunnskap om hva som driver valutakursene er derfor essensielt for å kunne anslå fremtidig valutakursutvikling. Til tross for dette, viser det anerkjente studiet til Meese og Rogoff (1983) at det er ytterst få som klarer å forutse valutakurser. Dette viser de ved at en simpel random walk modell over tid gjør det minst like bra, og ofte bedre enn strukturelle modeller. Dette har i en årrekke inspirert til en rekke forsøk på å utkonkurrere random walk modellen. Det har derfor blitt publisert utallige utredninger, der formålet er å enten kunne forklare hvilke fundamentale faktorer som er sentrale drivere av valutakurser, eller å konstruere en modell med formål om å predikere valutakursutviklingen. Flertallet av disse studiene ender opp med å ikke kunne konstatere at den konstruerte modellen er signifikant bedre enn en random walk modell, tilsvarende Meese og Rogoff. Det er to typer modelleringer som det er vanlig å skille mellom, der den første omhandler å benytte virkelige verdier innenfor en valgt tidsperiode. I dette tilfellet testes modellens forklaringskraft på samme estimeringsperiode som modellen bygger på. Dette blir omtalt som en in-sample modell, noe som vi i hovedsak benytter i denne utredningen. Den andre varianten går ut på å forsøke å predikere valutakursen out-of-sample, som vil si at modellen predikerer valutakursen for perioder som kommer etter modellens estimeringsperiode. For denne type prediksjoner blir det ofte benyttet realiserte verdier av forklaringsvariablene, tilsvarende Meese og Rogoff.

Kompleksiteten ved å predikere valutakurser, kan også illustreres i en norsk kontekst. I Finansavisen 4. januar 2019 predikerte en rekke sjefsøkonomer nivået på NOK/EUR ved slutten av 2019. Ved å sammenligne prognosene med faktisk kurs, ser vi at de aller fleste avviker markant, mens en simpel random walk treffer nærmest, noe som støtter opp under funnene til Meese og Rogoff. Funnene har også bidratt til at Statistisk sentralbyrå (2019, s. 19) nå legger til grunn uendrede valutakurser i sine prognoser. De poengterer på en annen side at det også er stor usikkerhet knyttet til en slik valutakursutvikling.

Det har lenge vært kjent at en økt (lavere) oljepris gir en sterkere (svakere) kronekurs. Dette

kom spesielt godt fram under oljeprisfallet som bunnet ut i 2016, der også kronekursen depresierte markant. Det er spesielt interessant å se på utviklingen etter oljeprisfallet, hvor oljeprisen har økt fra et nivå på rundt 20 dollar fatet, til stabilt over 60, mens kronen ikke har fulgt etter. Det nye svake nivået til kronekursen har resultert i mye spekulering og flere nye teorier om hvorfor kronekursen ikke har styrket seg sammen med oljeprisen fra starten av 2017.

De teoriene som har fått mest omtale i media, omhandler enten et grønt skifte, eller at investorer søker trygge havner i urolige tider. Teorien om et grønt skifte, omhandler at klimaproblematikken har fått et økt fokus i de senere årene, der flere ønsker at blant annet olje og gass skal fases ut og at satsning på miljøvennlig energi skal økes. Dette resulterer i at mange forventer at både aktiviteten og investeringene i olje vil reduseres betraktelig i årene som kommer, noe som vil medføre en lavere fremtidig oljeinntekt for Norge. Det har i dette tilfellet blitt argumentert med at oljeaksjer kan forklare kronekursutviklingen på en bedre måte enn den tradisjonelle oljeprisen. Argumentene er at oljeaksjer priser inn forventninger til utfasing av olje, og dermed også tar hensyn til det grønne skiftet. Den andre teorien går ut på at investorer flytter pengene sine til såkalte trygge havner i tider med høy volatilitet i markedene. Den norske kronen fungerte blant annet ikke som en trygg havn i perioden etter finanskrisen brøt ut, noe som impliserer at investorer flyttet pengene sine bort fra norske kroner til fordel for trygge havner. I de siste årene har det vært flere hendelser som har resultert i at markedene opplever uro og stress, som blant annet handelskrigen mellom USA og Kina, og prosessen ved å få Storbritannia ut av EU, kjent som Brexit. Dette er mulige forklaringer på kronens svekkelse mot andre valutaer.

Avhandlingen undersøker om de klassiske fundamentale faktorene som tidligere er benyttet til å forklare kronekursutviklingen, fremdeles er relevant. Som en del av denne modelleringen, tester vi også om oljeaksjer kan inngå som forklaringsvariabel til fordel for den tradisjonelle oljeprisen for vår estimeringsperiode. Forskningsspørsmålet vi har valgt, er som følger:

**«Avviker kronekursen fra sitt fundamentale nivå i tidsperioden 2017-2020?»**

Vi undersøker om kronekursen avviker fra sitt fundamentale nivå, basert på realiserte verdier av fundamentalfaktorene fra perioden april 2001 til januar 2020. De klassiske fundamentale faktorene til å forklare kronekursen, har vist seg å være: Inflasjonsdifferanse



mot utlandet, rentedifferanse mot utlandet, realinntekt, oljepris og finansiell uro. Inflasjonsdifferanse er en av byggesteinene i den monetære modellen og baserer seg på teorien om kjøpekraftsparitet, mens rentedifferanse mot utlandet baserer seg på antakelsen om udekket renteparitet. Oljepris inngår for å ta hensyn til realøkonomiske sjokk, som ofte er tilfelle for oljeavhengige land. Finansiell uro skal ta hensyn til hvordan markedet reagerer på usikkerhet, og kan knyttes direkte mot diskusjonen av trygge havner.

Neste kapittel i utredningen går gjennom ulike teorier som danner grunnlaget til den monetære valutakursmodellen. I kapittel 3 presenterer vi datagrunnlaget for utredningen, hvor vi går inn på aktuelle forklaringsvariabler, og gjennomfører en grafisk analyse mot den avhengige variabelen. Kapittel 4 går gjennom den økonometriske metoden som ligger til grunn for vår modellering av kronekursen. I kapittel 5 presenterer vi det empiriske arbeidet og fortolkninger av dette. Kapittel 6 undersøker videre en out-of-sample-estimering for vår estimerte modell. I tillegg konstruerer vi en ny modell med kortere estimeringsperiode og lengre prediksjonsperiode. Til slutt oppsummerer vi avhandlingen med et sammendrag og en konklusjon i kapittel 7.

## 2 Teori

I dette kapitlet presenterer vi ulike teorier som til slutt skal danne grunnlaget for en monetær valutakursmodell. Modellen bygger på antakelsene om at pengemarkedslikevekt, kjøpekraftsparitet og udekket renteparitet holder. For å forstå modellen og dens holdbarhet, er det essensielt å dykke dypere i utledningene og empirisk forskning på de enkelte bestanddelene. Utledningen av modellen i dette kapitlet bygger på Frankel og Rose (1995), men også enkelte henvisninger til Neely og Sarno (2002), ettersom sistnevnte presenterer en tilsvarende modell. Utledninger av kjøpekraftsparitet og renteparitet bygger på henholdsvis Rogoff (1996) og Chinn og Meredith (2004).

### 2.1 Pengemarkedslikevekt

Den monetære modellen ble opprinnelig introdusert av Frenkel (1976) og Mussa (1976). Frenkel (1976, s. 206) diskuterer monetær tilnærming av valutakursen opp mot tradisjonelle synspunkter om kjøpekraftsparitet, og viser at en økning i pengemengden vil gi en tilsvarende depresiering av valutakursen. Frenkel argumenterer for at dette skal tolkes som et supplerende element i valutakurstheori, og at en økning i pengemengden vil si en ekspansiv pengepolitikk. I dagens situasjon hvor inflasjonsstyring er utbredt, kan dette betraktes som ekvivalent med en rentenedsetting. Mussa (1976, s. 231) forklarer depresieringen ved at valutakursen tilpasses i likevekt ved tilbud og etterspørsel, og dermed vil svinge under et regime hvor myndighetene ikke intervenserer i markedet.

Frankel og Rose (1995, s. 1691) starter med pengemarkedslikevekt som et fundament for valutakursmodellen. De argumenter for at likevekten gir mening, ettersom valutakursen er den relative prisen på utenlandsk og innenlandske valuta, og dermed burde bli bestemt av det relative tilbudet og etterspørselen av valutaene.

$$m - p = \beta y - \alpha i + \varepsilon \quad (2.1)$$

$$m^* - p^* = \beta y^* - \alpha i^* + \varepsilon^* \quad (2.2)$$

Hvor  $m$  = pengemengde,  $p$  = prisindeks,  $\beta$  = inntektselastisitet,  $y$  = realinntekt (reelt BNP),  $\alpha$  = renteelastisitet,  $i$  = nominell rente og  $\varepsilon$  = residual i pengemarkedslikevekt

(monetær sjokkvariabel). Variablene som er opphøyd i stjerne (\*) representerer utland og små bokstaver representerer log-størrelser.

Venstre siden av likningene representerer pengeetterspørsel, mens høyresiden tilsvarer pengetilbudet. Det betyr at realpengeetterspørselen avhenger positivt av inntektsnivå og negativt av rentenivå. Ved å anta at likningen er den samme utenlands (2.2) som innenlands (2.1), og med de samme elastisitetene, kan uttrykkene settes sammen og dermed isolere prisnivået på venstresiden på følgende måte:

$$(p - p^*) = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha(i - i^*) - (\varepsilon - \varepsilon^*) \quad (2.3)$$

Realrenten må betraktes som en eksogen variabel på lang sikt, som bestemmes i det internasjonale markedet, ettersom modellen implisitt antar perfekt kapitalmobilitet (Neely og Sarno, 2002, s. 231).

## 2.2 Kjøpekraftsparitet

I årene etter første verdenskrig ble gullstandard forkastet med bakgrunn i spekulanters redsel for at land skulle devaluere sin valutaer. Siden inflasjonen hadde utviklet seg i forskjellige retninger for ulike land, så hentet Cassel (1921, 1922) fram igjen teorien om kjøpekraftsparitet, og foreslo at denne kunne benyttes til å sette den relative gullpariteten. Det skulle altså beregnes kumulative inflasjonsrater for å finne den ideelle verdien på valutaene (Rogoff, 1996, s. 648).

Den generelle tanken bak kjøpekraftsparitet, er at nivået på den nominelle valutakursen må settes slik at kjøpekraften av én valutaenhet skal være den samme utenlands som innenlands, etter at valutaen er vekslet (Taylor, 2003, s. 437). Arbitrasjemuligheter vil dermed presse prisene mot pariteten, noe som impliserer at den reelle valutakursen må tendere mot et konstant likevektsnivå.

Bilateral realvalutakurs kan defineres på følgende måte:

$$SR = S \cdot \frac{P^*}{P} \quad (2.4)$$

hvor  $SR$  = realvalutakurs,  $S$  = nominell valutakurs,  $P$  = prisindeks i hjemland og  $P^*$  =

prisindeks i utlandet.

Hvis SR appresierer (depresierer), vil det si at valutakursen styrker (svækker) seg uten at det gjenspeiles i inflasjonsdifferansen. Teorien om kjøpekraftsparitet kan videre settes opp som en *absolutt* og en *relativ* hypotese.

### 2.2.1 Absolutt kjøpekraftsparitet

Absolutt kjøpekraftsparitet tar utgangspunkt i loven om en pris (LOOP):

$$P_x = S \cdot P_x^* \quad (2.5)$$

LOOP sier at prisen på en bestemt vare  $x$  angitt i innenlandsk valuta skal være lik spot valutakurs  $S$ , multiplisert med prisen på den samme varen i utenlandsk valuta. Relasjonens holdbarhet avhenger av at det ikke er friksjoner som transportkostnader, ulike skattesystemer eller handelshindringer (Rogoff, 1996, s. 649).

Hypotesen om absolutt kjøpekraftsparitet utvider LOOP til å gjelde en representativ varekurv på et gitt tidspunkt, noe som gir følgende relasjon for valutakursen:

$$S = \frac{\bar{P}}{\bar{P}^*} \quad (2.6)$$

Neely og Sarno (2002, s. 51) presenterer absolutt kjøpekraftsparitet som den andre byggesteinen i den monetære valutakursmodellen. Poenget er at arbitrasjemuligheter i varemarkedet mellom land vil bli utlignet av en endring i valutakursen mellom disse landene. Hvis prisene i utlandet er høyere enn hjemlandet, vil det oppstå en økt etterspørsel etter varer i hjemlandet, noe som igjen appresierer hjemlig valuta, og dermed gjør det mer attraktivt å handle utenlandske varer. Dette fører dermed relasjonen tilbake i likevekt.

Rogoff (1996, s. 650) forklarer at det største problemet med å teste absolutt kjøpekraftsparitet, er at det ikke publiseres indekser for en kurv med samme varer i ulike land. I de få tilfellene dette gjøres, så er vektene allikevel forskjellige. Dette støttes av Akram et al. (2003), som forklarer at avvikene også kan skyldes ulike beregningsmetoder i forskjellige land, slik som ulik vektlegging av enkeltvarer. I tillegg nevner de også transportkostnader og handelshindringer som noe av forklaringen på avvik fra absolutt kjøpekraftsparitet. Rogoff (1996, s. 650) forklarer videre et problem med at indeksene som

publiseres ofte er knyttet opp mot et basisår med en basisverdi 100, uten at det er noen informasjon om eventuelle avvik fra absolutt kjøpekraftsparitet for basisåret.

Balassa (1964) og Samuelson (1964) viste gjennom en utvidelse av teorien, at land med høyere produktivitsvekst har relativt høyere lønnsnivå enn land med lavere produktivitsvekst. De argumenterte for at arbeidere krever høyere lønn for økt produktivitet, noe som igjen øker det relative prisnivået. Parasrampurua og Sposi (2015, s. 2) viser hvordan prisdifferansen på omsettelige varer i all hovedsak vil arbitreres bort, mens det vil være en differanse for tjenesteproduksjon. Obstfeld og Rogoff (1996, s. 202) skriver i denne sammenheng at mye av tjenesteproduksjonen kan defineres som ikke-omsettelige varer, siden transportkostnadene er så store i forhold til verdien som tjenesten leverer. Siden tjenesteproduksjonen normalt utgjør en stor andel av konsumprisindeksene, kan det argumenteres for at teorien om kjøpekraftsparitet burde ta høyde for inntekt per innbygger.

Balassa (1964) og Samuelson (1964) indikerer derfor en mer permanent effekt ved at land med relativt høyere produktivitsvekst over tid, vil oppleve en realappresiering av deres valuta. Dette kan være med å forklare hvorfor absolutt kjøpekraftsparitet har så svak empirisk forankring.

### 2.2.2 Relativ kjøpekraftsparitet

Hypotesen om relativ kjøpekraftsparitet krever at relativ endring i nominell valutakurs skal tilsvare relativ endring i prisnivået mellom hjemland og utland over tid. Som beskrevet ovenfor, vil dette tilsvare en konstant realvalutakurs. Taylor (2003, s. 437) skriver at det vil være naturlig å benytte konsumprisindeks eller indeks for engroshandel for å måle den relative endringen i prisnivået. Hypotesen krever dermed følgende relasjon:

$$\frac{S_t}{S_0} = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (2.7)$$

Det vil si at spot valutakurs på tidspunkt  $t$  ( $S_t$ ) kan forklares av spot valutakurs på tidspunkt 0 ( $S_0$ ), multiplisert med det relative prisnivået mellom hjemland og utland på tidspunkt  $t$ , hvor  $*$  indikerer utland. Det kreves også at  $P_t^*$  tar utgangspunkt i samme basisperiode som hjemland.

Ettersom relative størrelser er i fokus, vil det være fornuftig å skrive sammenhengen på logaritmisk form (små bokstaver). Ved å normalisere  $S_0$  til 1, og dermed  $\ln S_0$  til 0, kommer det fram at hypotesen er en sammenheng mellom  $s_t$  og det relative prisnivået:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2.8)$$

For å kontrollere om hypotesen holder, kan det testes om den reelle valutakursen fra likning 2.4 holder seg konstant over tid. Hvis dette er tilfelle, skal følgende relasjon holde:

$$\frac{\Delta SR}{SR} = \frac{\Delta S}{S} + \frac{\Delta P^*}{P^*} - \frac{\Delta P}{P} = 0 \quad (2.9)$$

hvor  $\Delta$  representerer endringsform. I motsetning til absolutt kjøpekraftsparitet, viser flere studier at reelle valutakurser tenderer mot et stabilt nivå på lang sikt (Akram et al., 2003, s. 47). På kort sikt, viser Bjørnland og Hungnes (2002, s. 9) at den reelle valutakursen ikke tenderer tilbake til et likevektsnivå, noe som er medvirkende til at de beholder nullhypotesen om at serien er ikke-stasjonær.

Flere har forsøkt å forklare de kortsiktige avvikene. I tillegg til Balassa-Samuelson effekten, forklarer Rogoff (1996, s. 652) at relative nominelle priser har vært vesentlig mindre volatile enn valutakurser. Dette fører til et avvik fra hypotesen om kjøpekraftsparitet, noe som Dornbusch (1976) forklarer ved at tilpasningshastigheten i vare- og finansmarkedene er ulike. Rogoff (1996, s. 654) forklarer at denne ulikheten, isolert sett, fører til en konvergering tilbake til likevekt i løpet av omtrent ett til to år. Dette kan blant annet knyttes opp mot at en endring i styringsrenten vil gi full effekt på inflasjonen etter omtrent to år (Bank of England, 1999, s. 162).

Som diskutert ovenfor, er det ikke bare tilpasningshastigheten som er den eneste forstyrrelsen, men også andre temporære og mer permanente forstyrrelser. Dette kan være noe av grunnen til at konsensus blant flere studier viser halveringstider på tre til fem år (Rogoff, 1996, s. 656).

Akram (2006, s. 707) finner derimot en raskere konvergens tilbake til likevekt i Norge, med en halveringstid på omtrent 1.5 år. Avvik fra kjøpekraftsparitet som skyldes nominelle sjokk, kan tenkes å være mer kortsiktige enn avvik som skyldes realøkonomiske sjokk. Intuisjonen er at nominelle sjokk kun fører til avvik fra kjøpekraftsparitet med bakgrunn

i treg tilpasning i varemarkedet, og dermed forventet varighet på maksimalt ett til to år. Realøkonomiske sjokk derimot, slik som mer permanente økninger i produktivitetsveksten, vil øke prisene på ikke-omsettelige varer relativt til omsettelige varer. At Norge har en relativt åpen økonomi med et sentralisert lønnsforhandlingsystem, kan være noe av forklaringen på den raske tilbakevendingen i forhold til andre industriland (Akram, 2006, s. 713-716).

Vi har ovenfor poengtert at et relativt høyt prisnivå i hjemlandet i forhold til utlandet kan forbindes med en svak valutakurs på lang sikt. Dette må ikke forveksles med kortsiktige betraktninger, hvor publisering av høye inflasjonstall i hjemlandet vil gi forventninger om kontraktiv pengepolitikk og en påfølgende appresiering. Forholdet mellom valutakurser og rentenivå, kan forklares nærmere ved å se på teorier for renteparitet.

## 2.3 Renteparitet

Renteparitet er den siste delen av den monetære valutakursmodellen som presenteres, før vi til slutt setter sammen modellen i neste delkapittel. Renteparitet kan deles inn i to ulike teorier: Udekket og dekket renteparitet, hvor det er førstnevnte som inngår i valutakursmodellen. Det er likevel viktig å vite forskjellen på disse teoriene, for å kunne skjønne hvorfor det er nettopp udekket renteparitet som inngår.

Grunnmodellen i begge teoriene ser på et ettårig forhold mellom rentedifferansen til utland og nominell valutakurs, men forskjellen ligger primært i hvordan valutakursen uttrykkes om ett år. Dekket renteparitet benytter posisjoner i terminkontrakter, hvor det altså ikke påløper valutarisiko. Ved å korrigere for leddet  $(1 + i^*)$ , så sier dekket renteparitet at renten hjemme ( $i$ ) skal være lik renten ute ( $i^*$ ), pluss termintillegget  $\frac{F-S}{S}$ .

$$i = i^* + \frac{F - S}{S} \cdot (1 + i^*) \quad (2.10)$$

F representerer terminkursen og S spot valutakurs. Det vil si at en plassering i hjemland til nominell pengemarkedsrente  $i$ , skal gi samme avkastning som å veksle til utenlandsk valuta i spotmarkedet, plassere til utenlands nominell pengemarkedsrente  $i^*$ , samtidig som man selger utenlandsk valuta i terminmarkedet for samme tidshorisont. For at relasjonen skal holde, forutsettes det at rentene er sammenlignbare med tanke på løpetid,

likviditet og risiko. Selv om det ikke er noe garanti for å få spotkurs om et år ved å benytte terminmarkedet, så sikres plasseringen til en gitt terminkurs i dag, noe som gir en kurssikret posisjon. Argumentet for at relasjonen skal holde, er at eventuelle avvik og dermed arbitrasjemuligheter, vil føre relasjonen tilbake til likevekt.

I motsetning til dekket renteparitet, baserer udekket renteparitet seg på forventninger om fremtidig valutakursendring, noe som valutakursmodellen tar innover seg. Vi skal senere vise at valutakursmodellen tar utgangspunkt i en depresiering av spot valutakurs i de tilfellene hvor det er forventninger i dag om en valutakursdepresiering i neste periode. Med dette utgangspunktet, går vi nærmere inn på udekket renteparitet.

### 2.3.1 Udekket Renteparitet

I likhet med dekket renteparitet, forutsetter udekket renteparitet ingen transaksjonskostnader (ingen marginer mellom innlån og utlån). I tillegg forutsettes risikonøytrale investorer, noe som underliggende relasjon viser, ved at det ikke er tillagt en risikopremie. En forenklet relasjon hvor det forutsettes ett års investeringshorisont, kan presenteres ved følgende likning:

$$i = i^* + \left( \frac{E_t[S_{t+1}] - S_t}{S_t} \right) \cdot (1 + i^*) \quad (2.11)$$

Variablene uttrykker det samme som for dekket renteparitet, men terminkursen er fjernet til fordel for  $E_t[S_{t+1}]$ , noe som tilsier forventningen på tidspunkt  $t$  om spot valutakurs på tidspunkt  $t+1$ . I dette tilfellet antar den enkle relasjonen at én periode tilsvarer ett år. I et slikt tilfelle vil naturlig nok forventningsleddet være en ukjent subjektiv størrelse. Dette medfører at en investor vil sitte igjen med en åpen udekket posisjon hvor det påløper valutarisiko. Videre danner dette opphav til den forenklete relasjonen som ofte benyttes i praksis. Relasjonen kan presenteres på følgende måte, hvor det siste leddet  $(1 + i^*)$  utgår:

$$i = i^* + \frac{E_t[S_{t+1}] - S_t}{S_t} \quad (2.12)$$

Denne relasjonen tilsier at det ikke forventes en ekstra premie for å gå inn i en udekket posisjon i det utenlandske pengemarkedet. Med andre ord, vil en positiv rentedifferanse mot utlandet, implisere forventninger om svekkelse av innenlands valutakurs. Poenget er



at dette gir en valutakurs som skaper likevekt og dermed utelukker arbitrasjemuligheter.

Selv om det har vært enkelte tester<sup>1</sup> for denne relasjonen basert på publiserte prognoser om forventninger i markedet, skriver Chinn og Meredith (2004, s. 412) at dette har hatt blandede resultater. De skriver videre at udekket renteparitet normalt testes med antakelse om rasjonelle forventninger i valutamarkedet ( $E_t[S_{t+1}] = S_{t+1}$ ) og at residualleddet ikke er autokorreleret, noe som gir følgende sammenheng:

$$S_{t+1} = E_t[S_{t+1}] + \varepsilon_{t+1} \quad (2.13)$$

Relasjonen sier dermed at realisert spot valutakurs om ett år, er et resultat av dagens forventninger om spot valutakurs om ett år, pluss et residualledd ( $\varepsilon_{t+1}$ ). Å anta rasjonelle forventninger i valutamarkedet, vil si å benytte terminkursen som den beste prediksjonen på fremtidig spot valutakurs, noe som igjen gjør dette til en *indirekte* test av udekket renteparitet. Det vil si at testen kan knyttes mot dekket renteparitet (MacDonald og Taylor, 1992, s. 38).

Under disse antakelsene tester Chinn og Meredith (2004, s. 412) udekket renteparitet på logaritmisk form med følgende regresjonslikning:

$$\ln S_{t+1} - \ln S_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

hvor det forventes at  $\beta = 1$  og  $\alpha = 0$ , samt at  $\ln(1+x) \approx x$ , noe som stemmer rimelig bra når det anvendes små størrelser.

Ved å benytte historiske tidsserier fra 1980-2000 for G7-landene, ble regresjonslikningen testet på både kort og lang sikt<sup>2</sup>. For alle de korte horisontene, finner de at fem av seks betakoeffisienter har negativt fortegn med en gjennomsnittlig koeffisient på -0.8. I de fleste tilfellene kan de derfor forkaste nullhypotesen om at udekket renteparitet holder, sett bort fra enkelte tilfeller hvor standardfeilene er veldig store. Dette er i samsvar med Froot og Thaler (1990, s. 182), som finner en gjennomsnittlig koeffisient på -0.88. De skriver videre at det er flere grunner til at relasjonen ikke holder på kort sikt, blant annet at risikopremien kan være tidsvarierende, altså at en renteøkning kan forbindes med økt

<sup>1</sup> Se Chinn og Frankel (1994).

<sup>2</sup> Kort sikt: 3, 6 og 12 måneder. Lang sikt: 10 år.

risiko.

Konsensus blant forskere virker å være at udekket renteparitet holder dårlig på kort sikt. MacDonald og Taylor (1992, s. 31) nevner seks ulike tilfeller av funn med negativ betakoeffisient, og at resultatene har vært robuste uavhengig av hvilke estimeringsteknikker forskerne benyttet.

På lang sikt finner Chinn og Meredith (2004, s. 416) indikasjoner på at udekket renteparitet kan holde noe bedre. De finner fire av seks koeffisienter som ligger nærmere én enn null, noe som også delvis støttes av Flood og Taylor (1997, s. 281). De finner blant annet en koeffisient på 0.596 når de benytter rentedifferanse for treårige statspapirer for 21 land over perioden 1973-1992.

Alexius (2001, s. 515) finner også positive betakoeffisienter. Uten å konkludere om at udekket renteparitet holder på lang sikt, fremhever hun funnenes forskjell fra de tradisjonelle funnene på kort sikt, og påpeker samtidig problematikken ved at lange instrumenter ofte inneholder kupongbetalinger, og dermed må justeres ved å benytte durasjonsmål.

En kort oppsummering, er at det finnes klare empiriske bevis på at udekket renteparitet ikke holder på kort sikt, men at derimot pariteten delvis holder på lang sikt. Det er med andre ord en tydelig forskjell når relasjonen testes på kort og lang sikt.

## 2.4 Monetær valutakursmodell

### 2.4.1 Fleksibel valutakursmodell

Frankel og Rose (1995, s. 1691-1692) setter sammen bestanddelene som beskrevet ovenfor til en komplett monetær valutakursmodell, hvor spot nominell valutakurs er definert av fundamentale faktorer, samt et forventningsledd. Modellen forutsetter at prisene er fullt ut fleksible, noe som er i motsetning til de kortsiktige empiriske funnene som ble diskutert under delkapittelet om kjøpekraftsparitet.

Ved å ta utgangspunkt likning 2.8, samt et avvik fra kjøpekraftsparitet ( $\nu$ ), får vi følgende

likning for spot nominell valutakurs:

$$s = p - p^* - v \quad (2.15)$$

De setter så inn den komplette likningen fra pengemarkedslikevekten i 2.3, inn i likning 2.15:

$$s = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha(i - i^*) - (\varepsilon - \varepsilon^*) - v \quad (2.16)$$

Ved å skrive om likning 2.12 på logaritmisk form, og legge til en risikopremie  $\rho$ , definerer Frankel og Rose (1995, s. 1692) en modifisert form av udekket renteparitet som dette:

$$(i - i^*) = E_t(s_{t+1} - s) + \rho \quad (2.17)$$

Rentedifferansen i likning 2.17 kan dermed settes inn igjen i likning 2.16:

$$s = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha E_t(s_{t+1} - s) + \alpha\rho - (\varepsilon - \varepsilon^*) - v \quad (2.18)$$

Likningen ovenfor kan forenkles ved å definere pengemengde, realinntekt, risikopremie og residualer som fundamentalfaktorer, og sette forventningsleddet utenfor. Fundamentalfaktorene vil dermed se slik ut:  $f = (m - m^*) - \beta(y - y^*) - (\varepsilon - \varepsilon^*) - v + \rho$ . Resultatet av å inkludere fundamentalfaktorene i valutakurslikningen, blir som følger:

$$s = f + \alpha E_t(s_{t+1} - s) \quad (2.19)$$

Modellen kan enkelt utvides med andre fundamentalfaktorer, eksempelvis i de tilfeller der enkeltvalutaer er eksponert mot spesielle næringer. Det er uansett nærliggende å tenke at makroøkonomiske nøkkeltall som påvirker konjunkturutvikling og pengepolitikk vil spille en sentral rolle.

Fra likningen ovenfor, vil en økning i  $s$  tilsi en depresiering av spot valutakurs. Nedenfor er det gitt en tabell som viser hvordan spot nominell valutakurs reagerer på ulike sjokk i økonomien. Tabellen er listet slik at den viser hvilke effekter som virker depresierende og hvilke som virker appresierende, med tilhørende symboler.

**Tabell 2.1:** Fortolkning av valutakursmodellen

Depresierende effekt		Appresierende effekt	
Ekspansiv pengepolitikk i hjemlandet	$\Delta m > 0$	Kontraktiv pengepolitikk hjemlandet	$\Delta m < 0$
Kontraktiv pengepolitikk i utlandet	$\Delta m^* < 0$	Ekspansiv pengepolitikk i utlandet	$\Delta m^* > 0$
Lavere økonomisk aktivitet i hjemlandet	$\Delta y < 0$	Høyere økonomisk aktivitet i hjemlandet	$\Delta y > 0$
Høyere økonomisk aktivitet i utlandet	$\Delta y^* > 0$	Lavere økonomisk aktivitet i utlandet	$\Delta y^* < 0$
Høyere risikopremie for hjemlandet	$\Delta \rho > 0$	Lavere risikopremie for hjemlandet	$\Delta \rho < 0$
Forventninger om valutakursdepresiering	$E_t s_{t+1} \uparrow$	Forventninger om valutakursappresiering	$E_t s_{t+1} \downarrow$

Ekspansiv pengepolitikk i hjemlandet vil øke prisnivået og dermed ha en depresierende effekt gjennom kjøpekraftsparitet (Obstfeld og Rogoff, 1996, s. 528). Høyere økonomisk aktivitet i hjemlandet skal gi økt etterspørsel etter penger. Isolert sett vil dermed prisene i hjemlandet falle til pengemarkedslikevekt og hjemlig valuta vil appresiere i henhold til kjøpekraftsparitet (Neely og Sarno, 2002, s. 52).

Med de kortsiktige utfordringene for både udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet, vil det være naturlig å betrakte dette som en langsiktig modell. Neely og Sarno (2002, s. 52) fremhever enkelheten ved den fleksible modellen, men at denne hviler på mange antakelser. Enkelte av disse har vist seg å holde dårlig, spesielt på kort sikt. De kortsiktige avvikene har dannet grunnlag for utviklingen av andre modeller, hvor det tas høyde for treghet i vareprisene.

## 2.4.2 Valutakurser med rigide priser (overshooting)

Obstfeld og Rogoff (1996, s. 607) viser at volatiliteten i valutakursen mellom tyske mark og dollar er veldig høy i forhold til det relative prisnivået, og at dette er typisk for land med åpen økonomi og fleksibel valutakurs. Ved å ta førstedifferansen av tidsseriene blir denne forskjellen enda mer tydelig. Dette er med på å forklare hvorfor kjøpekraftsparitet har blitt testet i så stort omfang. Både Isard (1977, s. 943) og Giovannini (1988, s. 57) finner høy korrelasjon mellom avvik fra loven om en pris og nominell valutakurs, noe som indikerer at denne relasjonen ikke er særlig holdbar. Disse funnene gjør det verdt å se på en utvidelse av den fleksible valutakursmodellen.

Fra starten av 60-tallet ble analyser av penge- og finanspolitikk i åpne økonomier, i all hovedsak basert på Mundell-Flemming modellen<sup>3</sup> (Obstfeld og Rogoff, 1996, s. 609).

<sup>3</sup> Se Mundell (1963, 1964) og Fleming (1962).

Med bakgrunn i denne, utviklet Dornbusch (1976) en alternativ modell hvor ekspansiv pengepolitikk (ved økt pengemengde) i hjemlandet ikke gir umiddelbar effekt på prisnivået, noe som stemmer bra med Bank of England (1999, s. 162) sine funn om at en endring i styringsrenten gir full effekt på prisnivået etter omtrent to år. Det vil si, hvis prisnivået ikke tilpasser seg likevekt, så vil uventede sjokk kunne påvirke tilbud og etterspørsel av varer.

Gitt at den økonomiske aktiviteten ikke tilpasser seg med en gang, og dermed heller ikke prisnivået, vil ekspansiv pengepolitikk ved lavere renter føre til at valutakursen depresierer mer enn sitt langsiktige likevektsnivå. Neely og Sarno (2002, s. 53) skriver at valutakursen vil depresiere til det oppnås likevekt med rentedifferansen, det vil si at det kortsiktige likevektsnivået tilpasses der udekket renteparitet holder. Dornbusch (1976, s. 1162) refererer til dette som overshooting-effekten. Jo raskere effekt en ekspansiv pengepolitikk har på den økonomiske aktiviteten og prisnivået, desto mindre vil denne effekten være.

Lavere renter vil i seg selv være ekspansivt på etterspørselen gjennom den tradisjonelle rentekanalene i den monetære transmisjonsmekanismen, men det gir også en vridningseffekt fra utenlandsk til innenlandsk etterspørsel, ettersom valutakursen depresierer og dermed gir lavere relative priser innenlands. På lengre sikt, vil den økte økonomiske aktiviteten føre til økte priser og en appresiering tilbake til likevekt (Dornbusch, 1976, s. 1168). Siden prisene er rigide, vil en nominell depresiering tilsvare en reell depresiering (Obstfeld og Rogoff, 1996, s. 616). Med andre ord vil det tilsvare et kortsiktig avvik fra teorien om kjøpekraftsparitet.

I forhold til funnene om kjøpekraftsparitet, kan det virke som denne modellen er noe mer virkelighetsnær, men empiriske tester viser likevel at begge modellene presterer dårlig når de testes out-of-sample.

### 2.4.3 Empirisk forankring

Allerede på slutten av 1970-tallet indikerte Mussa (1979, s. 10)<sup>4</sup> hvor vanskelig det kunne være å predikere valutakurser, gjennom sitt utsagn:

«*The natural logarithm of the spot exchange rate follows approximately a random walk*»

<sup>4</sup> Utsagnet var blant annet inspirert av tidligere tester på fenomenet, utført av Poole (1967a,b).

Mussa forklarer dette nærmere ved å skrive at det vil være rimelig å anta følgende tilnærming mellom to store valutaer:

$$s_t = s_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

Det vil si at logaritmen til spot valutakurs ( $s_t$ ) på tidspunkt  $t$ , er lik valutakursen i foregående periode ( $s_{t-1}$ ) og et stokastisk restledd ( $\varepsilon_t$ ) med konstant varians og forventning 0:  $E_t(\varepsilon_{t+1}) = 0$ . Vi har med andre ord en ikke-stasjonær prosess med fri vandring, hvor variansen øker lineært som en funksjon av tiden (Wooldridge, 2016, s. 355). Dette er et spesielt tilfelle av en enhetsrot i en AR(1)-modell, hvor  $\rho = 1$ <sup>5</sup>. Videre impliserer dette følgende om forventning til fremtidig valutakurs:

$$E_t(s_{t+1}) = s_t \quad (2.21)$$

Forventningen til neste periodes spotkurs ( $E_t(s_{t+1})$ ) er dagens sportkurs ( $s_t$ ). Dagens sportkurs blir dermed beste estimat på neste periodes sportkurs. Random walk modellen indikerer nemlig at sannsynligheten er like stor for at neste periodes sportkurs appresierer, som at den depresierer, i forhold til dagens sportkurs. Det er også mulig å inkludere et driftsledd, for å ta høyde for at tidsserien trender. Egenskapene vil være de samme, men intuisjonen vil bli en trend hvor tidsserien ikke jevlig returnerer til trenden.

Etter at flere hadde testet *in-sample-modeller*, bestemte Meese og Rogoff (1983) seg for å teste hvor godt ulike valutakursmodeller presterte out-of-sample, i forhold til en naiv random walk modell. Med andre ord hvor gode modellene er til å predikere fremtidig valutakurs. De testet følgende generiske relasjon:

$$s = \alpha_0 + \alpha_1(m - m^*) + \alpha_2(y - y^*) + \alpha_3(i - i^*) + \alpha_4(\pi - \pi^*) + \alpha_5\overline{TB} + \alpha_6\overline{TB}^* + \varepsilon \quad (2.22)$$

hvor de delte inn relasjonen i tre ulike monetære modeller. Alle modellene antar likevekt i pengemarkedet, noe som vil si  $\alpha_1 = 1$ . Den første modellen (Frenkel-Bilson) forutsatte i tillegg fleksible priser og kjøpekraftsparitet, med restriksjonene  $\alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$ . Den andre modellen (Dornbusch-Frankel), er en overshooting-modell som åpner opp for rigide

---

<sup>5</sup> AR(1) = Førsteordens autoregressiv modell. Opprinnelig likning med  $\rho$  :  $S_t = \rho s_{t-1} + \varepsilon_t$  (Wooldridge, 2016, s. 354).

varepriser, og setter  $\alpha_5 = \alpha_6 = 0$ . Den siste modellen (Hooper-Morton) benytter også rigide priser, men uten at noen koeffisienter settes lik 0. Variablene er tilsvarende som diskutert i tidligere delkapitler, sett bort fra  $\pi =$  inflasjonsrate og  $\overline{TB} =$  kumulativ handelsbalanse.

Meese og Rogoff (1983, s. 11) benytter *mean error (ME)*, *mean absolute error (MAE)* og *root mean square error (RMSE)* til å teste relasjonene opp mot random walk modellen. De rapporterer kun ME og RMSE, ettersom MAE ga tilnærmet like resultater som RMSE.

De testet 3, 6 og 12 måneder fram i tid, for dollarpriser på pund, mark og yen, samt en eksportvektet dollarkurs. Deres hovedfunn var at random walk modellen nesten alltid ga lavest RMSE for alle tidshorisonter, på tvers av valutapar. I disse testene fikk de monetære modellene til og med fordelene av å benytte realiserte verdier (ikke observerbare på prediksjonstidspunktet) av fundamentalfaktorene.

De poengterer at selv om random walk modellen ikke gjør det noe dårligere enn alternativene, så trenger ikke nødvendigvis dagens spotkurs å være en god prediksjon på fremtidig valutakurs (Meese og Rogoff, 1983, s. 17).

Disse funnene har i senere tid gitt opphav til at flere har testet out-of-sample prediksjoner basert på den monetære valutakursmodellen. En av disse, er Mark (1995, s. 210), som først viser at in-sample prediksjonsevne øker med tidshorisonten, noe som tyder på at kortsiktig avvik fra fundamentalverdien utlignes for lengre horisonter. Han benytter kvartalsvis pengemengde og BNP som fundamentalvariabler, og tester videre out-of-sample ved å benytte RMSE. Resultatene viser oppsiktsvekkende gode prediksjonsresultater for tyske mark (DEM), sveitsiske franc (CHF) og yen (JPY) på lang sikt<sup>6</sup>. I en utvidelse med flere modellversjoner tilsvarende Meese og Rogoff (1983), viser også Chinn og Meese (1995) at enkelte av modellene utkonkurrerer random walk modellen for lengre tidshorisonter.

I etterkant ble metodene og konklusjonene til Mark (1995) kritisert av både Kilian (1999, s. 492) og Berkowitz og Giorgianni (2001, s. 81), noe som førte til at Neely og Sarno (2002, s. 61) replikerte funnene til Mark (1995), med enkelte justeringer. De utvidet også estimeringsperioden med ytterligere tre år, noe som ga vesentlig dårligere resultater for DEM og JPY på lang sikt. Dette indikerer med andre ord at de opprinnelige funnene ikke

---

<sup>6</sup> CHF og JPY slår random walk for 1, 4, 8, 12 og 16 kvartaler. DEM slår random walk for 12 og 16 kvartaler. CAD slår random walk for ett kvartal, men er svakere for lengre horisonter.

var robuste med tanke på estimeringsperiode.

Neely og Sarno (2002, s. 71) oppsummerer ved å skrive at de monetære modellene gir en intuitiv forståelse, hvor variablene mest sannsynlig påvirker valutakursen. Forenklinger gir likevel et avvik fra virkeligheten, noe som leder dem til følgende konklusjon:

*«The literature on exchange rate forecasting has shown that the amount of exchange rate variation explained by monetary models is—at most—small»*

På en annen side, skriver Rogoff (2002, s. 18) at selv om Dornbusch-modellen ikke har prestert særlig bra gjennom empiriske tester, må det konstateres hvilken innflytelse modellen har hatt for generelle analyser av internasjonal makroøkonomisk politikk. Poenget er at modellen gir et intuitivt bilde av mekanismene mellom finans- og varemarkedet, og ikke at modellen er den eneste forklaringen på fremtidige valutakurser.

I senere tid har blant annet Cheung et al. (2005, s. 10) gjennomført out-of-sample prediksjoner med data fra 1983 til år 2000. Deres funn var i grove trekk også i tråd med tidligere resultater, om at ulike monetære modeller ikke systematisk kan slå en naiv random walk modell. De finner at enkelte modeller fungerer bra for enkelte tidshorisonter, men at disse modellene kan fungere bra på et valutapar, men dårlig for et annet.

I de tilfellene det har blitt funnet positive prediksjonsresultater ved bruk av nyere metoder, har disse i grove trekk blitt tilbakevist av Rogoff og Stavrakeva (2008) med tanke på resultatenes robusthet for estimeringsperiode og testobservatorer.

Det vil med andre ord si at Meese og Rogoff (1983) sine funn er noe av det som fortsatt står sterkest når det gjelder prediksjon av valutakurser. Hva som gjør prediksjon av valutakurser til en så vanskelig oppgave, er ikke lett å vite i helhet, men grunnleggende innsikt i hvordan valutakurser varierer over tid, kan være med på å gi en mer inngående innsikt.

#### 2.4.4 News

For å forstå vanskeligheten ved å predikere fremtidige valutakurser, er det viktig å forstå hvordan bevegelsene i dagens kurser defineres. En av de viktigste innsiktene om nominelle valutakurser, er at de må betraktes som en formuespris. Som med andre formuespriser, avhenger valutakurser av forventninger til fremtidige forklaringsvariabler (Obstfeld og



Rogoff, 1996, s. 529). I denne sammenheng kan forklaringsvariablene eksempelvis være variablene definert ved fundamental-faktoren  $f$  i likning 2.19. Det vil dermed si at vi snakker om forventningene til fremtidig prissetting av valutaen, og er noe av grunnen til at Mussa (1979, s. 38) argumenterer for at «ny informasjon» i valutamarkedet, umiddelbart vil endre dagens spot valutakurs.

Med bakgrunn i dette, viser Obstfeld og Rogoff (1996, s. 528) hvordan likning 2.19 kan skrives om for å illustrere denne effekten:

$$s_t = \left( \frac{1}{1 + \alpha} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^i E_t [ f_{t+i} ] \quad (2.23)$$

der  $\alpha$  er et tall mellom 0 og 1. Likningen viser dermed at spot valutakurs avhenger av neddiskontert verdi av fremtidige fundamentalfaktorer, noe som gir innsikt i den kortsiktige dynamikken i valutamarkedet. Siden  $0 < \alpha < 1$ , så vil  $\left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right) < 1$ , noe som gjør at det siste leddet  $\alpha \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^n \rightarrow 0$  når  $n \rightarrow \infty$ .

Med andre ord, vil det si at ny informasjon vil ha mindre effekt på spot valutakurs, desto lengre fram i tid informasjonen kommer fra.

Hvilke av fundamentalfaktorene som har sterkest effekt, vil markedsaktørene til enhver tid ha en formening om. Det vil være nærliggende å tro at, type fundamentalfaktorer og vektleggingen av disse, vil variere over tid, basert på endringer i nærings sammensetningen i ulike land. Et eksempel kan være at hvis oljesektoren i Norge får mindre innflytelse, vil dette føre til at markedsaktørene ville tillagt denne faktoren mindre vekt i fremtiden.

Ved å anta at markedene er effisiente, hvor all offentlig informasjon er reflektert i prisene, vil «ny informasjon» defineres på følgende måte:

$$news_t = f_t - E_{t-1}[f_t] \quad (2.24)$$

Det vil si at informasjon om fundamentalfaktoren ( $f$ ) på tidspunkt  $t$ , i forhold til perioden før, tilsvarer den nye informasjonen, som igjen påvirker valutakursen.

For å predikere valutakurser bedre enn en naiv random walk, må fundamentet som prediksjonen bygger på, ha tilgang til bedre informasjon enn den informasjonen som markedet til enhver tid baserer seg på.

Flatner og Xu (2015, s. 3) undersøker hvilke makroøkonomiske nøkkeltall den norske kronen reagerer sterkest på, ved å benytte høyfrekvente intradaglige data. Dette gjør at de kan observere svingninger de første 15 minuttene etter publisering av ny informasjon. De finner at de største utslagene skjer etter rentebeslutninger fra Norges Bank og nye konsumpristall. Ettersom dette er kortsiktige effekter, finner de at høyere konsumpristall appresierer kronen. Intuisjonen bak dette, er at det oppstår forventninger om renteheving for å dempe økonomien, og dermed en appresiering av kronen. Av realøkonomiske indikatorer, finner de at informasjon om BNP gir størst utslag.

### 3 Data og variabler

I dette kapittelet presenterer vi de mest aktuelle variablene for å svare på forskningsspørsmålet. For å danne et grunnlag for hvorfor disse variablene inkluderes i den videre analysen, kommer vi også inn på enkelte alternative variabler. Vi har benyttet månedlige observasjoner til fordel for kvartalsvise, med ønske om å ta opp de raske tilpasningene i rente- og valutamarkedet, tilsvarende Bjørnland og Hungnes (2002, s. 15). Estimeringsperioden er satt fra april 2001 til januar 2020, noe som tilsier 226 observasjoner og en periode med sammenhengende pengepolitisk regime, altså inflasjonsstyring. Appendiks A1 presenterer kilder og detaljer for de ulike datasettene som er benyttet i analysen, og kommenteres derfor ikke spesifikt i dette kapittelet.

For grafer som inkluderer konkurransekursindeksen, har vi valgt å snu skalaen for denne variabelen, ettersom en høyere verdi tilsvarer en svakere krone. Denne analysen bygger for øvrig på antakelsen om at det ikke er sesongkomponenter i valutakurser. For forklaringsvariabler som inneholder sesongkomponenter, har vi derfor valgt å benytte tidsserier hvor dette er justert for.

#### **Konkurransekursindeksen**

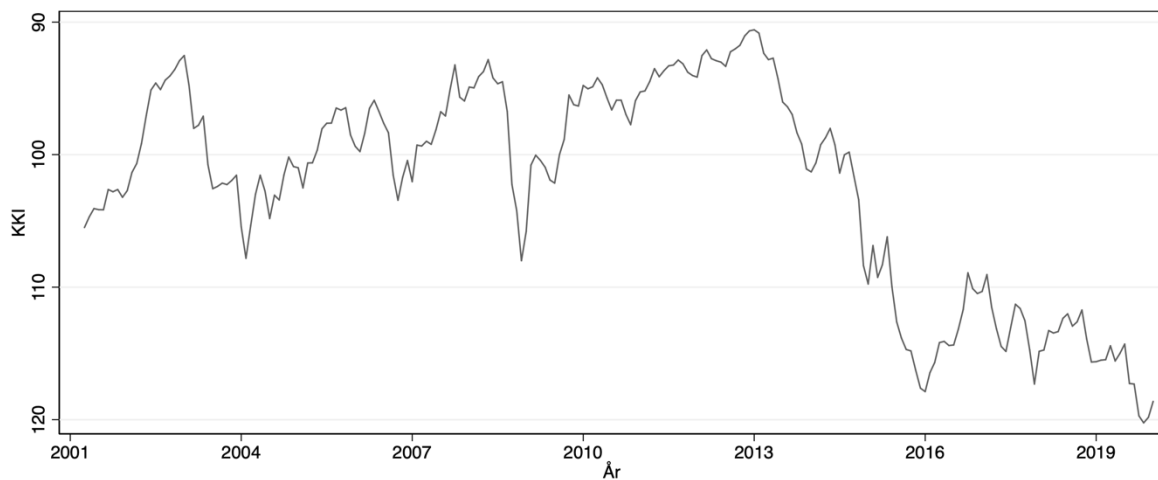
Kronekursen er ingen entydig bestemt størrelse, den avhenger av hvilke valutaer som måles mot kronens verdi. Den internasjonale verdien til kronen kommer først fram når den blir målt opp mot et sett av andre valutaer (Bernhardsen og Røisland, 2000, s. 187). En mye brukt metode for å finne en relativ verdi på den norske kronekursen, er å benytte konkurransekursindeksen (KKI). Indeksen viser verdien av den norske kronen mot Norges 25 viktigste handelspartnere. Kursen beregnes som et geometrisk gjennomsnitt veid med løpende konkurransevekter, publisert av OECD<sup>7</sup>. En stigende indeksverdi indikerer at kronekursen svekkes mot handelspartnerne (Norges Bank, 2018).

En annen metode for å finne den relative prisen på kronekursen, er å benytte finansielle vekter, i stedet for handelsvekter. Dette er derimot lite anvendt i empirisk forskning på den norske kronen. Med bakgrunn i tilgjengelighet på data, og konsistens mot tidligere forskning, velger vi derfor å benytte KKI.

---

<sup>7</sup> Organisation for Economic Co-operation and Development

Figur 3.1 viser en markant depresiering fra 2013 til 2016, hvor KKI går fra å tendere rundt et nivå på 100, til å tendere rundt et nytt nivå på omkring 115.



**Figur 3.1:** Historisk utvikling i konkurransekursindeksen

### Rentedifferanse ( $i - i^*$ )

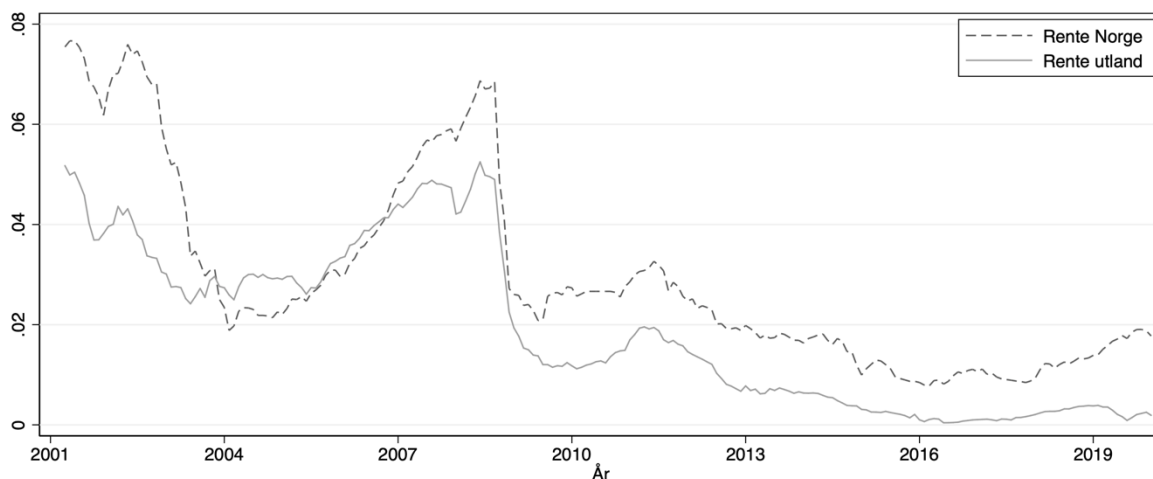
Rentedifferansen er den nominelle pengemarkedsrenten i hjemland  $i$ , fratrukket den nominelle pengemarkedsrenten i utlandet  $i^*$ . Vi har valgt å inkludere denne variabelen, fordi den har en teoretisk forankring, hvor en positiv rentedifferanse intuitivt må motvirkes av en kronesvekkelse over tid, for å unngå arbitrasjemuligheter. Som nevnt i delkapittel 2.3, avhenger holdbarheten til denne sammenhengen om relasjonen testes på kort eller lang sikt. Ved å holde langsiktige kursforventninger konstant, skriver Flatner et al. (2010, s. 2) at eventuelle avvik fra udekket renteparitet kan tolkes som en endring i risikopremien på norske kroner. En uventet økning i rentedifferansen, vil på en annen side bidra til en styrking av kronkursen. Det vil si at størrelsen på renteelastisiteten må ansees som en politisk sensitiv størrelse, ettersom pengepolitiske avgjørelser vil påvirke kronen, og dermed også konkurranseevnen mot utlandet.

Bernhardsen (2008, s. 5) viser at sammenhengen avhenger av hvilket pengepolitisk regime som er benyttet i analyseperioden. Regimet vil ofte avgjøre om inflasjonen er høy og variabel eller lav og stabil, noe som igjen kan være med på å forklare hvorfor tester av udekket renteparitet nødvendigvis ikke gir samme utfall for ulike estimeringsperioder.

I denne utredningen har Norges Bank formelt benyttet inflasjonsstyring i hele analyseperioden. Under inflasjonsstyring skriver Bernhardsen (2008, s. 5) at høyere inflasjon

og kapasitetsutnyttning typisk møtes ved et høyere innenlands rentenivå, noe som igjen gir en appresiering av KKI. Dette viser han ved negativ rullerende korrelasjon mellom førstedifferansen av KKI og rentedifferansen.

Tidligere forskning på den norske kronen, har i all hovedsak benyttet enten tre- eller tolv måneders rentedifferanse. Både Bernhardsen (2008, s. 12) og Martinsen (2017, s. 3) benytter sistnevnte, for å på en bedre måte inkludere forventninger om fremtidig pengepolitikk. Bernhardsen (2008) skriver videre at problemet ved å ikke modellere disse forventningene, først og fremst kommer til syne når valutakurser over lengre tidshorisonter skal predikeres. Med bakgrunn i dette, har vi valgt å benytte tolv måneders nominell pengemarkedsrente (swap) for Norge, mens for utlandet har vi konstruert en tilsvarende rente som skal representere Norges viktigste handelspartnere.

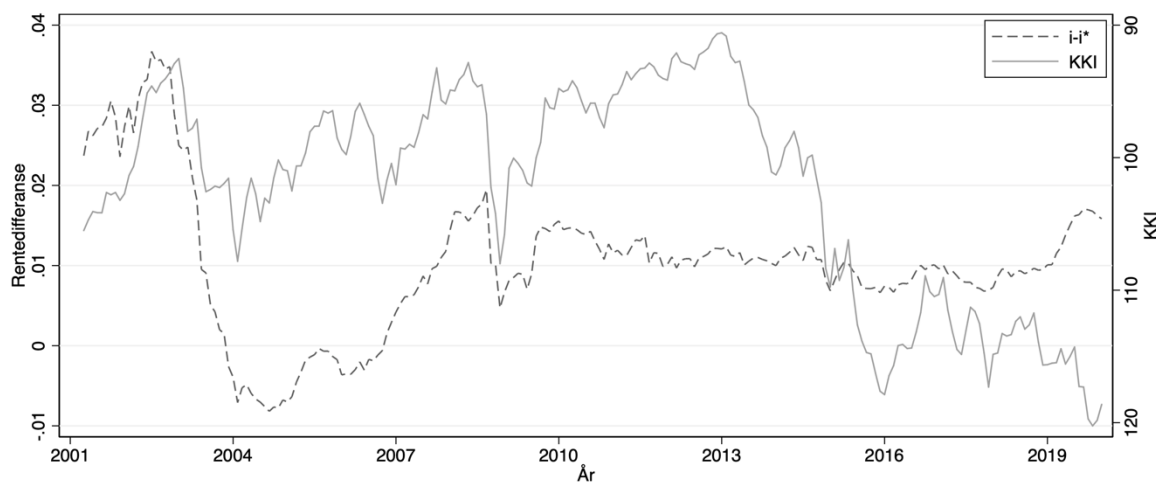


**Figur 3.2:** Tolv måneders nominelle pengemarkedsrenter

Figur 3.2 viser at tolv måneders innenlands pengemarkedsrente følger utlandets rente rimelig tett. Innenlands rente har ligget på et høyere nivå for tilnærmet hele estimeringsperioden, noe som tilsvarer en positiv rentedifferanse.

For utlandet har vi benyttet renter og tilhørende KKI-vekter for henholdsvis Euro-området (52.5%), Sverige (16%), Storbritannia (14.2%), USA (8.7%), Polen (4.4%), Japan (2.2%) og Canada (2%). Selv om det hadde vært ideelt å benytte renter og tilhørende vekter for alle de 25 viktigste handelspartnerne, er gevinsten ved å gjøre dette svært liten for det totale aggregatet. Det er også vanskelig å finne gode representative renter for enkelte av landene. Denne fremgangsmåten er likevel i tråd med Norges Bank (2015) sin beregning av en felles pengemarkedsrente for utlandet. Forskjellen ligger i at Norges Bank (2015)

benytter I-44-vekter<sup>8</sup> for de 7 viktigste handelspartnerne basert på import til Norge, mens vi har benyttet siste kjente KKI-vekter for de 7 aktuelle landene, og justert vektene til å summeres til 1. Dette er med på å skape konsistens mot den avhengige variabelen (KKI).

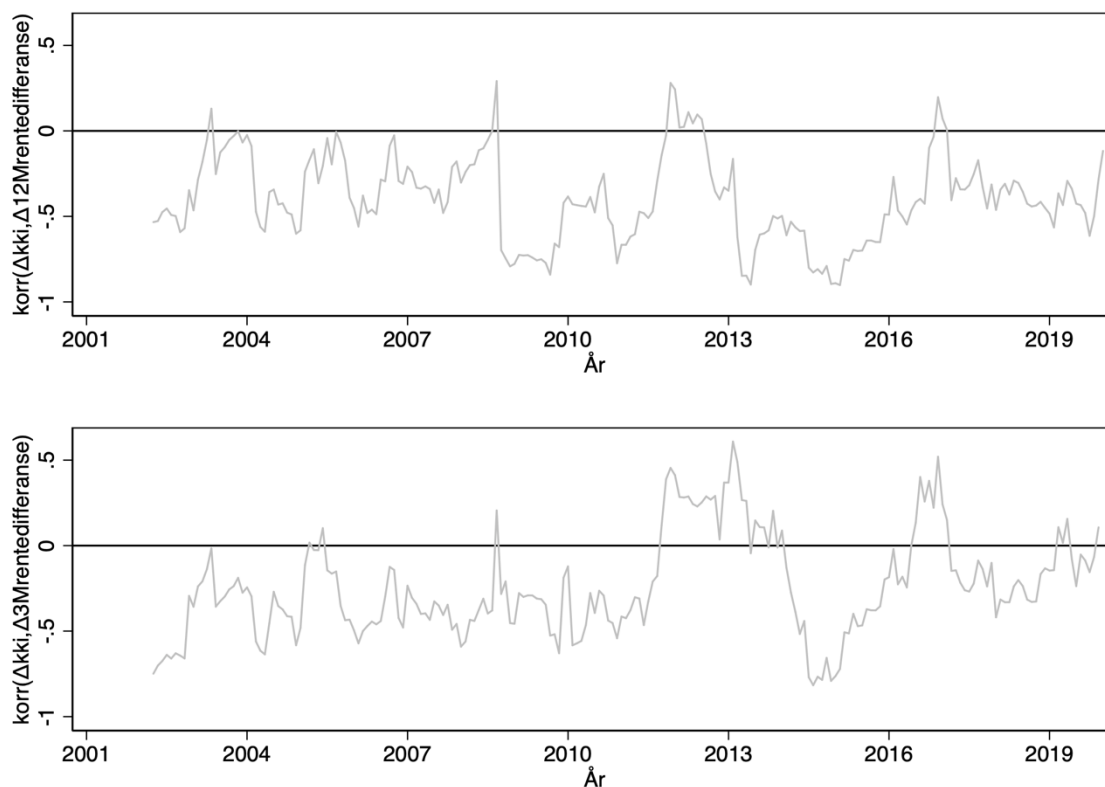


**Figur 3.3:** Rentedifferanse og konkurransekursindeksen

I tråd med tidligere diskusjon om Bernhardsen (2008) sine funn under inflasjonsstyring, viser Figur 3.3 at en nedgang i rentedifferansen klart kan knyttes med en svakere krone fram til omtrent 2009. Øvre del av Figur 3.4 viser dette ytterligere ved negativ tolv måneders rullerende korrelasjon mellom førstedifferansen av variablene for denne perioden. For resten av grafen ser vi at korrelasjonen i store deler har vært negativ, men Figur 3.3 viser at dette kan knyttes mot betydelig mindre endringer. Nedre del av Figur 3.4 viser tilsvarende rullerende korrelasjon, men ved bruk av tremåneders nominelle pengemarkedsrenter, tilsvarende Bernhardsen (2008, s. 22). Dette viser at sammenhengen med negativ rullerende korrelasjon mellom variablene har vært vedvarende for omtrent halve perioden, mens det kommer fram at det ikke er noe klart mønster etter dette.

At Norges Bank økte styringsrenten flere ganger i løpet av 2019, mens utlandet totalt sett senket renten i løpet av året, kommer fram i Figur 3.3 ved den økte rentedifferansen utover i 2019. Likevel svekket den norske kronen seg ytterligere.

<sup>8</sup> I-44 er en importveid kursindeks mot Norges 44 viktigste handelspartnere målt i importverdi til Norge.



**Figur 3.4:** Tolv måneders rullerende korrelasjon mellom  $\Delta kki$  og  $\Delta rentedifferanse$

En alternativ måte for å ta opp forventninger om fremtidig pengepolitikk, ville vært å inkludere både 3 måneders rentedifferanse og rentebanen 3 år fram i tid, tilsvarende Johansen og Pedersen (2017, s. 30). I arbeidet med å finne en foretrukken modell i kapittel 5, tester vi derfor også modeller med denne kombinasjonen.

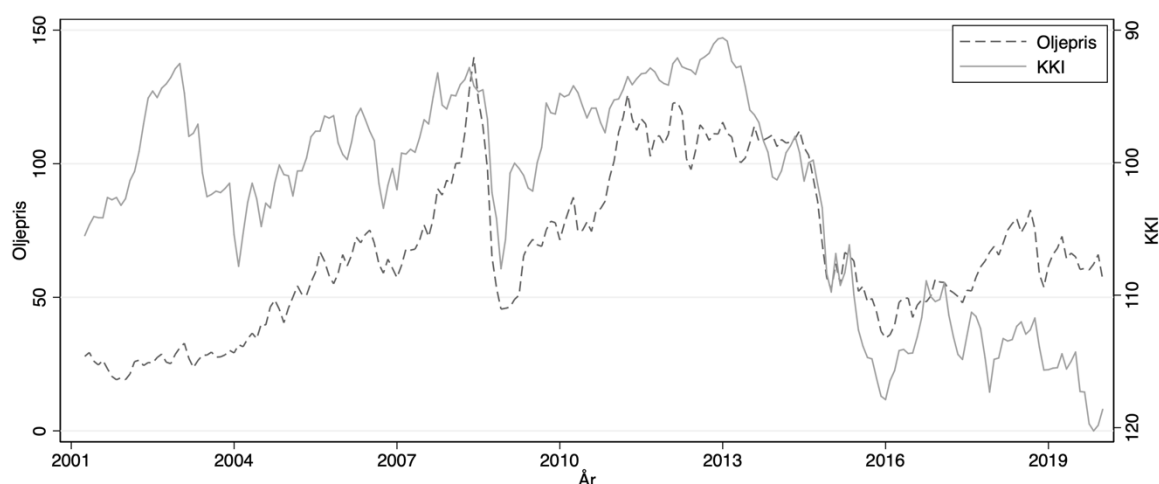
### Oljepris og oljeaksjer

Bernhardsen (2008, s. 5) skriver at økt oljepris kan øke oljerelevante investeringer og etterspørsel etter oljerelevante aksjer, og derav en appresiering av kronen. Flatner et al. (2010, s. 7) forklarer at økte oljeinntekter, som følge av økt oljepris, vil kunne øke importen av varer. Dette vil være til fordel for oppbygging av skjermet sektor på bekostning av konkurranseutsatt sektor. Ifølge økonomisk teori vil en overflytting av ressurser mellom disse grupperingene kreve en realappresiering av valutakursen. Handlingsregelen er med på å dempe behovet for en realappresiering gjennom en gradvis innfasing av petroleumsinntektene, men trolig vil den ikke kunne skjerme oljeprisens effekt på kronekursen helt. Både Bernhardsen (2008) og Flatner et al. (2010) nevner i tillegg at markedsaktørens rene psykologiske effekter også kan være med på å styrke kronen når

oljeprisen øker.

Bjørnstad og Jansen (2006, s. 47) skriver at det er ønskelig å få fram forventningene om fremtidige priser og produksjon. Alternativt kunne derfor gjenværende verdi av petroleumsformuen erstattet oljeprisen i modellene, men de skriver videre at det er betydelig utfordringer med å fange opp dette.

Konsensus i empiriske studier, er at det ofte er liten støtte for enkle tester av kjøpekraftsparitet i land som i hovedsak opplever realøkonomiske sjokk. Dette er også tilfelle for Norge, der økonomien har gjennomgått flere vesentlige oljerelaterte sjokk (Akram, 2006, s. 715). Med andre ord, så trenger ikke nødvendigvis realvalutakursen å være konstant, nettopp på grunn av disse sjokkene. Dette støtter opp under å utvide de tradisjonelle valutakursmodellene til å ivareta disse sjokkene på en bedre måte.



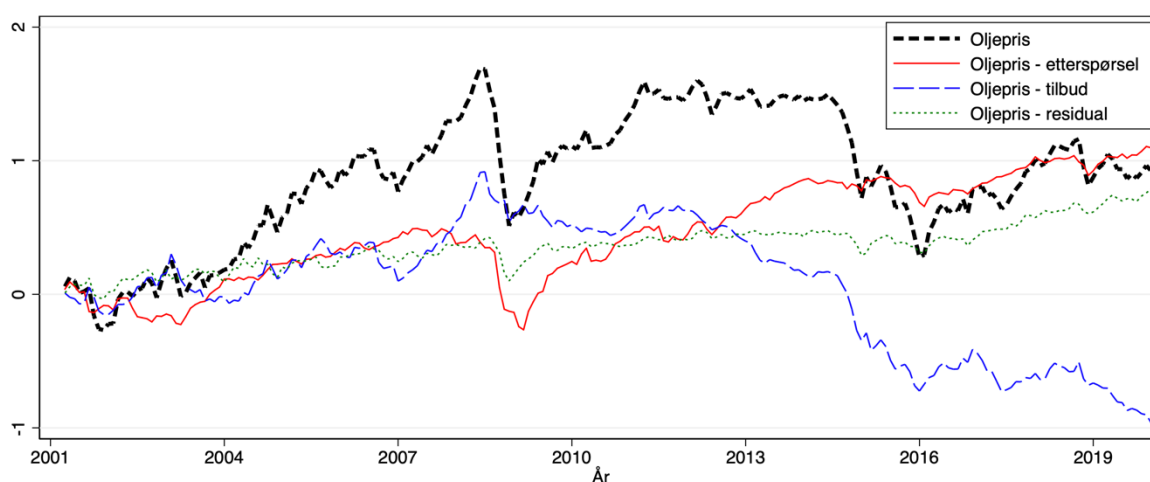
**Figur 3.5:** Oljepris og konkurransekursindeksen

Figur 3.5 viser at en appresiering av KKI synes å gå sammen med økt oljepris. Oljeprisen representerer dollarnotert pris per fat på Brent Blend olje. Fra midten av 2017 kan det observeres et skille, der sammenhengen ser ut til å tendere i motsatt retning.

Dekomponering av oljeprisen tilsvarende Akram (2019, s. 9), gir en ytterligere innsikt av oljeprisens endringer i estimeringsperioden, og er nyttig med tanke på oljeprisens historiske sterke påvirkning på kronekursen. Vi benytter månedlig gjennomsnitt av ukentlige data fra Federal Reserve Bank of New York (2020), beregnet etter Groen et al. (2013). Figur 3.6 viser logaritmiske størrelser av etterspørsels- og tilbudssiderelaterte faktorer som forklarer oljeprisen, hvor tidsseriene er skalert til null i april 2001. Residualene beregnes ved å



trekke disse komponentene fra oljeprisen, og er dermed den delen som modellen ikke forklarer. Figur 3.6 viser at etterspørselssiden totalt sett har bidratt til høyere oljepris opptil rundt 110% relativt til starten av estimeringsperioden. Tilbudssiden har bidratt til høyere oljepris fram til omtrent oljeprisfallet i 2014, men ender med å bidra til en lavere oljepris med omkring 90%, relativt sett til starten av estimeringsperioden. Residualene har bidratt til en høyere oljepris i hele estimeringsperioden med en svak stigning som tar seg opp mot 75% mot slutten, relativt til starten av estimeringsperioden. Akram (2019, s. 10) skriver at residualalets positive påvirkning kan knyttes mot geopolitisk usikkerhet og dermed uforutsigbarhet i oljetilbudet. Dette kan så knyttes mot etterspørsel som tar inn over seg et mulig fall i tilbudet. Ved å modellere kronekursen fra 2010-2018, finner Akram (2019, s. 15) at en økning i oljepris drevet av både etterspørsel og tilbud, har omtrent lik appresierende effekt på kronen.



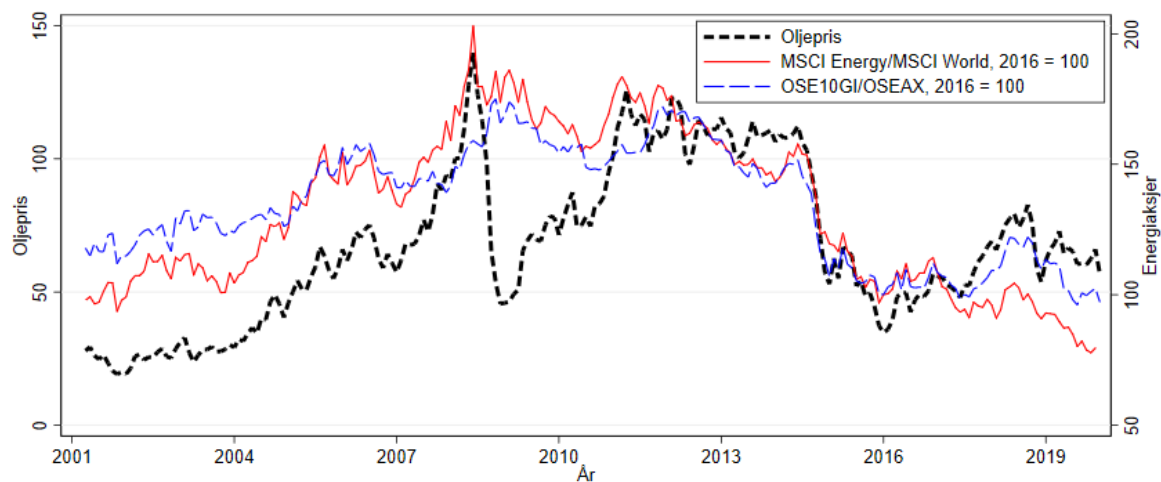
**Figur 3.6:** Dekomponert oljepris

Et alternativ til å forklare nedgangen i KKI fra midten av 2017 til 2020, kan være å benytte den relative avkastningen til oljeaksjer. Bakgrunnen for dette, er at markedene ser at olje er viktigere for Norge enn for de fleste andre land, samtidig har aksjekursene for ansvarlige grønne selskaper steget, mens oljeaksjene har gjort det dårligere. Selv om den norske kronen ikke er en oljeaksje, kan det argumenteres for at den til en viss grad prises som den skulle vært det, med bakgrunn i oljens relevans for norsk økonomi.

Etter inspirasjon fra Harald Magnus Andreassen i Sparebank 1 Markets, har vi derfor konstruert en tidsserie hvor vi har benyttet *MSCI World Index* som referansenivå. Dette er en bred indeks som inneholder store og mellomstore selskaper fra 23 land. USA

(63.81%), Japan (8.1%), UK (5.31%), Frankrike (3.69%) og Canada (3.38%) utgjør de største vektene, mens de resterende land utgjør den siste andelen (MSCI, 2020b). For å representere oljeaksjer, har vi benyttet energiindeksen *MSCI World Energy Index*. Indeksen er så godt som utelukkende olje- og gasselskaper og beregnes ut fra 23 land med desidert størst vekt på USA (MSCI, 2020a). Den endelige serien er normalisert til 100 i januar 2016, og representerer energiindeksen delt på den brede indeksen.

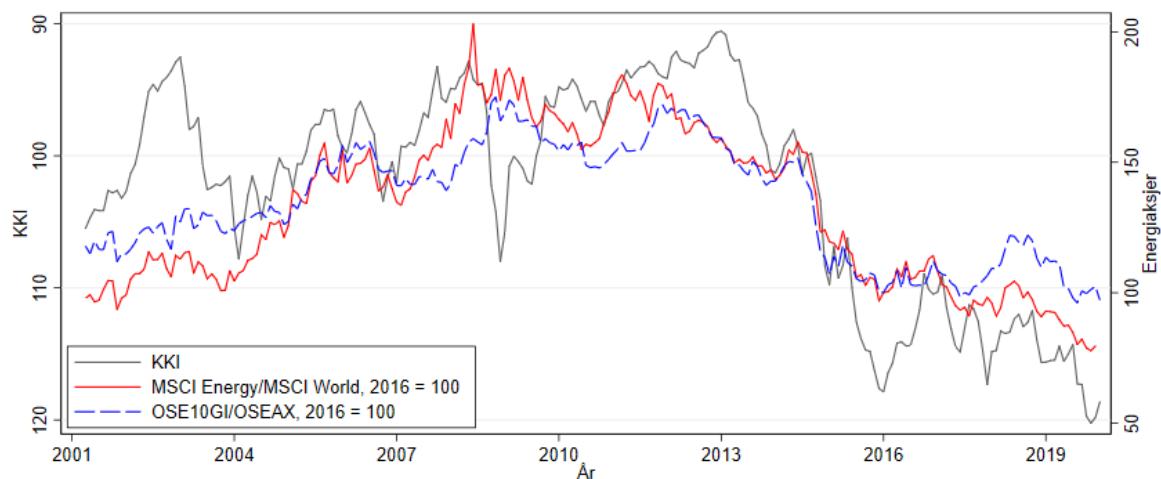
For å få med en mer direkte effekt, er det mulig å benytte en tilsvarende tidsserie av energiaksjer notert på Oslo børs. Det vil si å se på den relative avkastningen opp mot avkastningen på Oslo Børs. For å konstruere en slik tidsserie, har vi benyttet OSE10GI, som er en energiindeks bestående av oljerelaterte aksjer på Oslo Børs. Som referansenivå, har vi benyttet OSEAX, som er en indeks bestående av alle noterte aksjer på Oslo Børs. Tilsvarende den utenlandske tidsserien, er også denne serien normalisert til 100 i januar 2016, og representerer energiindeksen delt på den brede indeksen. Poenget med denne tidsserien, er å fange opp en mer direkte effekt på kronen. Det vil si effekten av at utlendinger solgte oljeaksjer notert på Oslo børs når disse ble mindre attraktive etter oljeprisfallet, og dermed solgte norske kroner.



**Figur 3.7:** Oljepris og energiaksjer

Figur 3.7 viser de nye tidsseriene for oljeaksjer sammen med oljeprisen. Det største avviket er under finanskrisen, hvor relativ avkastning på oljeaksjer ikke faller sammen med oljeprisen. Mot slutten av serien er det også tydelig at den relative avkastningen på utenlandske oljeaksjer faller, til tross for at oljeprisen tar seg opp igjen. Denne effekten er ikke like tydelig for de norske oljeaksjene.

Figur 3.8 viser at de nye tidsseriene for oljeaksjer beveger seg noe tettere med KKI enn oljeprisen, utenfor kriser. Dette tilsvarer en mer negativ korrelasjon, ettersom KKI er konstruert slik at høyere verdi tilsvarer en svakere krone. Fra midten av 2017 ser det ut til at den relative avkastningen på utenlandske oljeaksjer følger KKI noe tettere enn de norske.



**Figur 3.8:** Konkurranssekursindeksen og energiaksjer

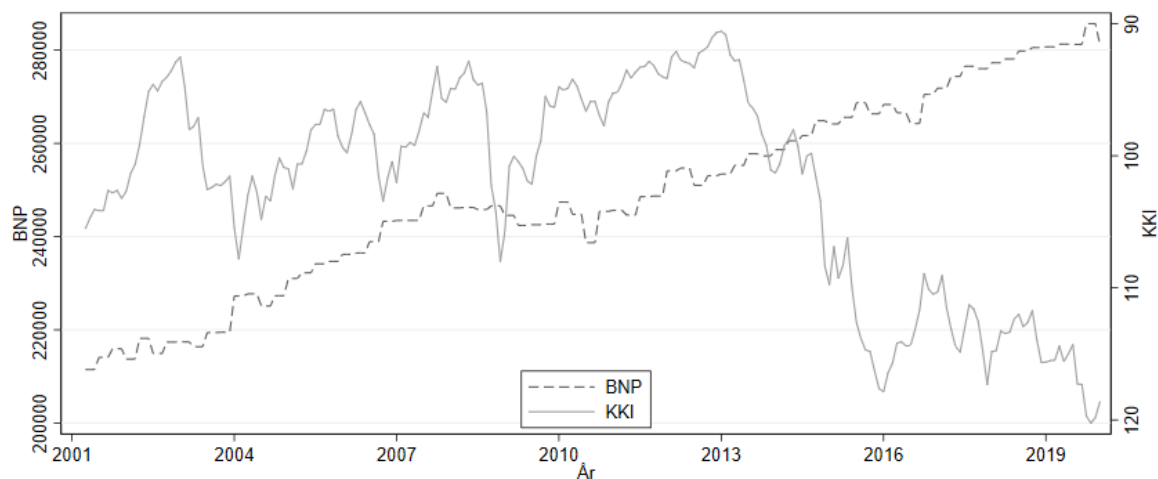
## Realinntekt

Fra den teoretiske monetære valutakursmodellen i kapittel 2.4, kommer det fram at realinntekt normalt vil være forklarende for valutakurser, hvor en økning i innenlands realinntekt vil ha en appresierende effekt på valutakursen. Mark (1995, s. 205) benyttet kvartalsvis reelt BNP som realinntekt i sin valutakursmodellering, men historisk sett er det veldig få land som har publisert månedlige data for BNP. I de tilfellene det gjøres, så dekker de dessverre ikke vår estimeringsperiode. En tilnærming ville vært å fordele kvartalsvis BNP på hver måned i kvartalet, men dette ville skapt problemer ved transformering til logaritmisk form, ettersom månedene innenfor hvert kvartal ville fått identiske størrelser på nivåform.

Figur 3.9 viser en slik tilnærming på nivåform. Det er tegn til en sammenheng med den monetære valutakursteorien i starten av serien, men denne bryter klart sammen mot slutten av tidsserien.

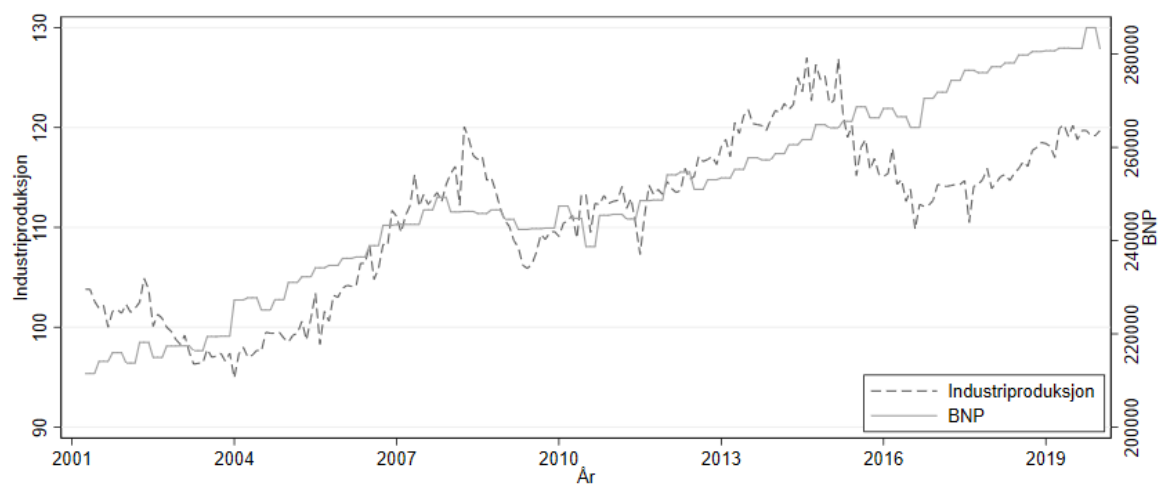
Meese og Rogoff (1983, s. 22) valgte en annen tilnærming til realinntekt i sine valutakursmodelleringer. De benyttet industriproduksjon på månedsdata, noe vi også har

benyttet i arbeidet mot en foretrukken modell. Ifølge den monetære modellen i likning 2.18, er det differansen i realinntekt mot utlandet som er ønskelig å benytte, men i mangel på sammenlignbare dataserier for handelspartnerne, analyserer vi denne variabelen individuelt.

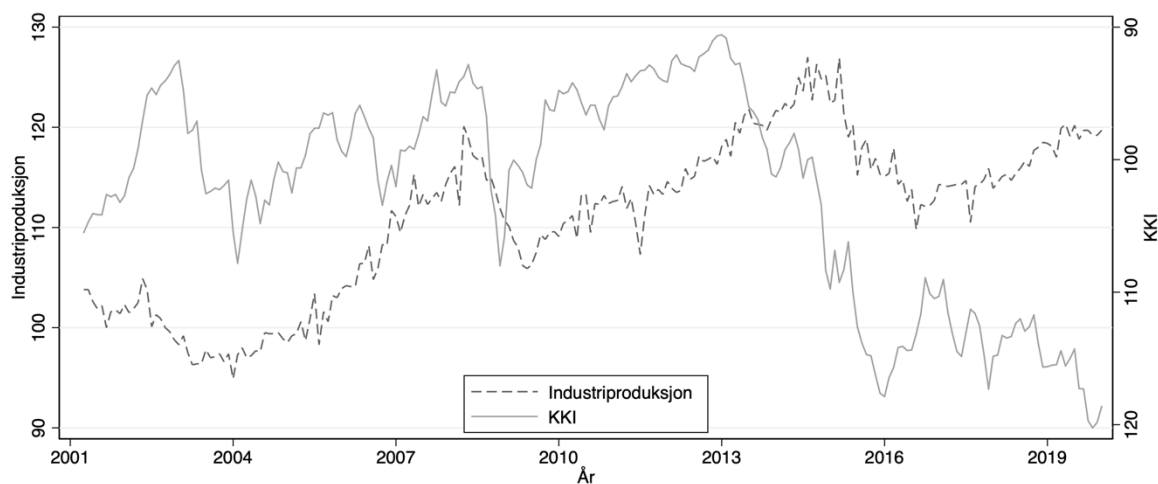


**Figur 3.9:** Bruttonasjonalprodukt og konkurransekursindeksen

Figur 3.10 viser et bilde av samvariasjonen mellom de aktuelle kandidatene til å representere realinntekt. Industriproduksjonens andel av BNP har stadig blitt lavere de senere tiårene, men korrelasjonskoeffisienten mellom to seriene er allikevel på 0.81. Dette indikerer at de følger hverandre tett, men en del av bevegelsene fra midten av 2015 er med på å dra ned samvariasjonen.



**Figur 3.10:** Industriproduksjon og bruttonasjonalprodukt



**Figur 3.11:** Industriproduksjon og konkurransekursindeksen

Figur 3.11 viser noe sammenheng mellom økt industriproduksjon og en sterkere kronkurs, noe som er i henhold til den monetære modellen presentert i delkapittel 2.4.1. Mot slutten av estimeringsperioden ser det derimot ut som denne relasjonen virker å være motsatt.

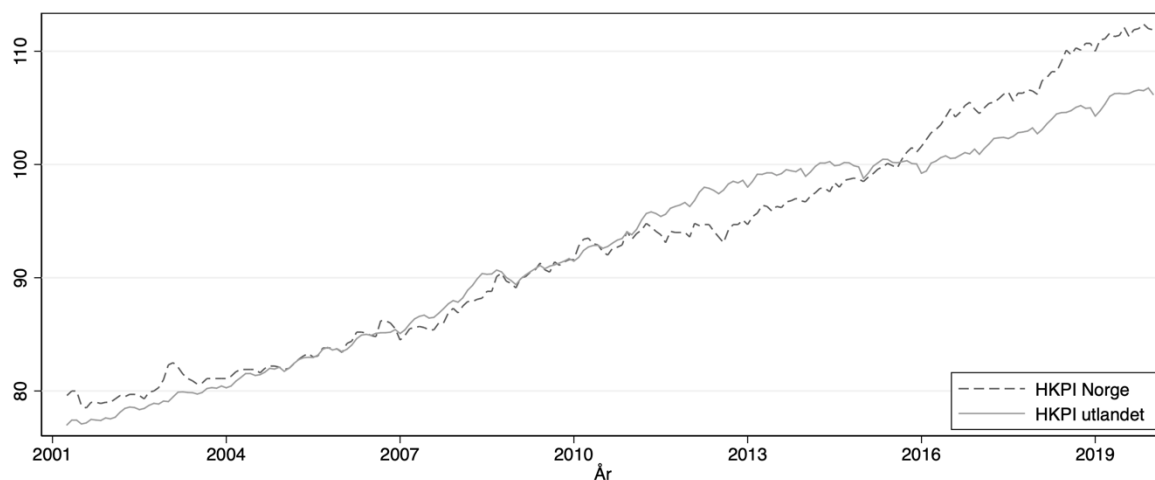
Produksjonsindeksen publiseres på månedlige data og reflekterer verdiskapning i industri, olje- og gassutvinning, kraftforsyning og bergverksdrift. Vi ønsker i hovedsak i å se spesielt på innenlandsk verdiskapning, som ikke er like utsatt for eksogene sjokk, som for eksempel en reduksjon i oljeprisen. Vi har derfor valgt å inkludere industriproduksjonen i analysearbeidet. Industriproduksjon er koblet opp mot BNP ved at en økning i industriproduksjonen kan tolkes som en økt investering, som igjen skal gi en økning i BNP.

### Prisdifferansen ( $p - p^*$ )

Prisdifferansen viser forskjellen i prisnivået mellom hjemland  $p$  og utland  $p^*$ . For å få konsistens i modelleringen, har vi valgt å benytte samme vektorer som for utenlands rente når vi konstruerer prisnivået for utlandet. For Norge og de andre landene som er medlem i EU, har de laget en felles målestokk, slik at landene enkelt skal kunne sammenlikne seg med de andre medlemslandene. Denne indeksen kalles *harmonisert konsumprisindeks*, HKPI. For Japan og Canada har vi valgt å benytte ordinære konsumprisindekser, ettersom de ikke produserer HKPI. Dette vil ikke få merkbar betydning, med tanke på at forskjellen mellom beregningen av HKPI og KPI er marginal for disse landene, samtidig som de inngår som et vektet gjennomsnitt. Statistics Bureau of Japan (2020) skriver blant annet

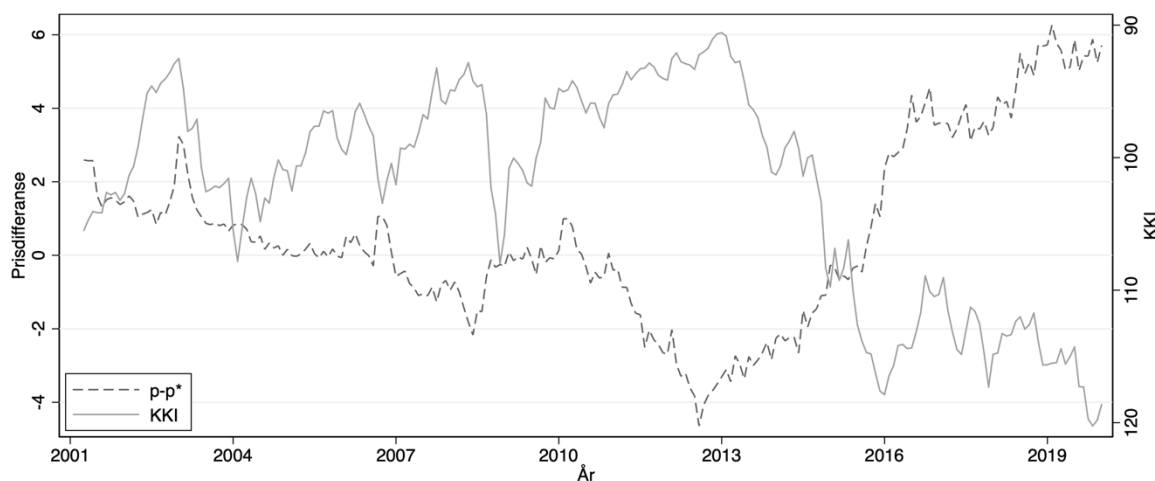
at de i likhet med andre store land, i hovedsak benytter nåværende internasjonal standard for å beregne KPI.

Bjørnland og Hungnes (2002, s. 20) skriver at ulempen med å benytte konsumprisindekser er at de inneholder merverdiavgift og ikke-omsettelige varer, som er vanskelig å sammenlikne mellom landene. Engrosprisindekser og produsentprisindekser blir også benyttet for å teste hypotesen om kjøpekraftsparitet, men ulempen med disse, er at de ofte blir kalkulert forskjellig på tvers av land. Vi har derfor valgt å benytte HKPI som mål på prisenivået.



**Figur 3.12:** Harmoniserte konsumprisindekser

Figur 3.12 viser HKPI for Norge og den vektete konsumprisindeksen, som vi har valgt å kalle *HKPI utlandet*. Figuren viser at de trender i samme retning, men at det har skjedd markante endringer det siste tiåret. Prisveksten i utlandet var relativt høyere etter finanskrisen, mens det derimot er en tydelig endring i denne utviklingen etter 2015.

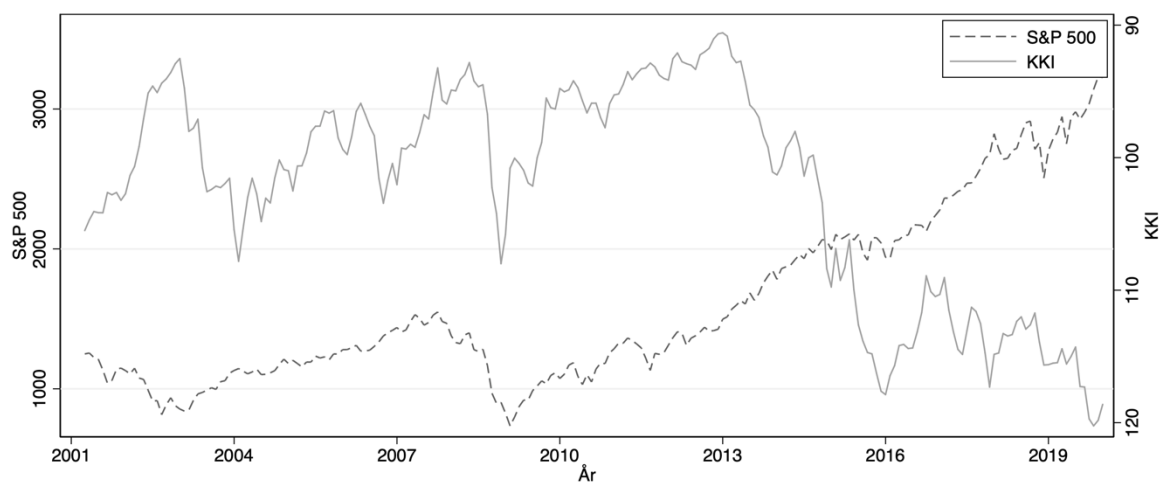


**Figur 3.13:** Prisdifferanse og konkurransekursindeksen

Figur 3.13 viser differansen mellom konsumprisindeksene og KKI. Ut fra grafen observerer vi at økt prisdifferanse mot utlandet fører til en depresiering av kronen, noe som er i tråd med relativ kjøpekraftsparitet og tidligere empiriske funn, presentert i delkapittel 2.2.2. Denne sammenhengen kommer spesielt godt fram de siste 5 årene av estimeringsperioden, hvor prisveksten i Norge har vært høyere enn utlandet, samtidig som kronkursen har svekket seg.

### Standard and Poor's Index 500 (S&P 500)

S&P 500 er en av verdens ledende aksjeindekser og baserer seg på markedsverdien til de 500 mest omsatte aksjeselskapene ved børsene NYSE og NASDAQ. Naug (2003, s. 113) finner en høy korrelasjon mellom S&P 500 og KKI i perioden januar 1999 til januar 2003. Intuisjonen er at et fall i aksjemarkedet fører til at investorer plasserer en større andel av sin portefølje i rentepapirer. Dette kan vises ved Figur 3.14 og Figur 3.3, ved å se på de to første årene i estimeringsperioden. S&P 500 falt, samtidig som rentedifferansen var klart positiv. Det førte til at investorene ønsket å investere i norske kroner, noe som igjen appresierte kronkursen.



**Figur 3.14:** Standard & Poor's 500 og konkurransekursindeksen

Figur 3.14 viser at en økning i S&P 500 kan assosieres med en depresiering av KKI. Ettersom en høyere verdi av KKI tilsvarer en svakere kronkurs, vil dette tilsvare en positiv korrelasjonskoeffisient mellom variablene. Korrelasjonskoeffisienten mellom seriene er på hele 0.77. Mye av grunnen til dette kan forklares ved en positiv rentedifferanse for nesten hele estimeringsperioden, og dermed relasjonen som beskrevet i forrige avsnitt.

Ved å se på sammenhengen i krisetider, er det tydelig at sammenhengen er motsatt. Dette kan blant annet knyttes mot at investorer flykter til valutaer som blir ansett som *trygge havner* i perioder når de finansielle markedene er volatile. Disse valutaene har ofte en tendens til å styrke seg når markedsuroen stiger og det er nedgang i aksjemarkedene. Flatner (2009, s. 4) finner blant annet at japanske yen og sveitsiske franc fungerte som trygge havner etter finansuroen startet sommeren 2007. Videre finner han at amerikanske dollar kun hadde denne egenskapen etter Lehman-Brothers konkursen, mens den norske kronen ikke fungerte som en trygg havn-valuta. Sistnevnte poeng indikeres i Figur 3.14, ved at S&P 500 faller, samtidig som kronkursen depresierer omkring finanskrisen.

### Risikoindikator

Det er som kjent et fenomen at valutaene til små land ofte svekker seg når uroen i de internasjonale finansmarkedene tar seg opp. Ved å inkludere en indikator som tar opp denne type effekt, gir det oss muligheten til å analysere sammenhengen mellom finansiell uro og kronkursen. CVIX (Deutsche Bank's currency volatility index) er en global risikoindikator som måler markedets forventede fremtidige volatilitet for de 9 største valutaparene. CVIX er beregnet ved å benytte et aritmetisk snitt av prisene på 3 måneders valutaopsjoner:  $CVIX = \sum_{i=1}^9 w_i vol_i$ , hvor  $w_i$  representerer vekten til det valgte valutaparet  $i$ , og  $vol_i$  representerer implisitt volatilitet (Deutsche Bank, 2007, s. 28).

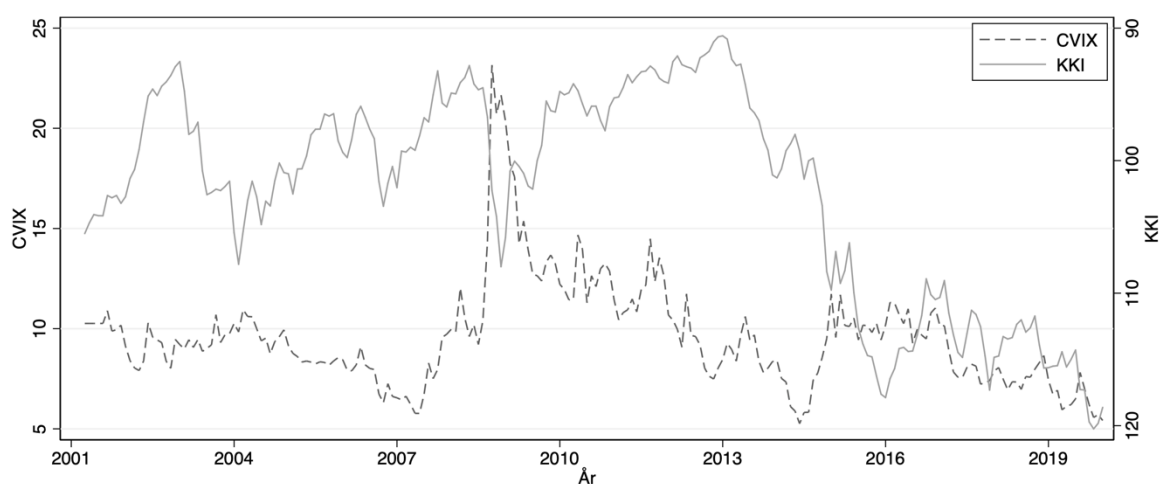
Eitrheim et al. (1999, s. 231) skriver hvordan opsjoner prises direkte i implisitt volatilitet, som dermed uttrykker markedets forventning til variasjon i valutakursen, målt ved årlig standardavvik. Alt annet like, vil intuisjonen være at en høyere volatilitet øker verdien av opsjonen. Kjøperens potensielle tap begrenses til prisen på opsjonen, mens en høyere volatilitet øker sannsynligheten for at den europeiske opsjonen vil være *in-the-money* når opsjonen utløper, og dermed utøves. Med andre ord, vil kun nedsiden være begrenset.

En økning i CVIX indikerer økt usikkerhet i valutamarkedene. Som tidligere nevnt, oppfattes ofte den norske kronen som en liten og perifer valuta. Når usikkerheten i markedene tar seg opp, og dermed risikoindikatoren øker i verdi, forventes det at den norske kronen depresierer (Flatner et al., 2010, s. 10). Dette stemmer godt overens med Figur 3.15, hvor en sterk økning av CVIX under finanskrisen sammenfaller med en markant depresiering av kronen. Dette er også med å bygge opp under at den norske kronen ikke fungerte som en trygg havn når uroen i de finansielle markedene tok seg opp i dette



tidsrommet.

Bernhardsen og Røisland (2000, s. 192) benytter en tilsvarende risikoindikator (GRI), hvor valutaparene USD/EUR, USD /JPY og EUR/JPY inngår med lik vekt. De finner signifikante korttidseffekter i sin valutakursmodell for periodene januar 1993 - juli 1997 og januar 1997 - juli 2000. Én prosent økning i GRI gir en svekkelse av KKI på henholdsvis 0,1 og 0,4 prosent de to første månedene. Flatner et al. (2010, s. 11) viser også hvordan deres valutakursmodell tar opp variasjonen i kronekursen omkring finanskrisen på en bedre måte ved å inkludere denne type risikoindikator.



**Figur 3.15:** CVIX og konkurransekursindeksen

## 4 Økonometrisk metode

I denne utredningen har vi valgt å benytte minste kvadraters metode (OLS)<sup>9</sup> og en vektor feiljusteringsmodell som metode til å forklare utviklingen i kronekursen. OLS blir brukt til å forklare den kortsiktige utviklingen i kronekursen, hvor modellen inneholder både korttidsdynamikk og et feiljusteringsledd som tar for seg avviket mellom forrige periodes KKI og modellert langtidsdynamikk. Feiljusteringsleddet inngår for å ta høyde for den langsiktige utviklingen til kronekursen. Totalt utgjør dette en vektor feiljusteringsmodell som tar for seg både korttidsdynamikk og langtidsdynamikk i et system. For å sikre at den endelige modellen fremstår troverdig, gjennomfører vi en rekke diagnostiske tester som presenteres i dette kapitlet.

### 4.1 Tradisjonell minste kvadraters metode

I kapittel 3 gikk vi inn på hvilke variabler vi har valgt å inkludere i modellen. Vi benytter OLS til å se på de kortsiktige effektene variablene har på kronekursen. En slik estimering baserer seg på følgende enkle regresjonslinje:

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i + \hat{u}_i \quad (4.1)$$

Når det anvendes OLS på tidsserier, diskuteres det ofte 6 viktige forutsetninger. Forutsetningene omhandler linearitet i parameterne, ikke perfekt kollinearitet, forventningen til feilledet skal være lik null, homoskedastisitet, ingen autokorrelasjon og normalitet i residualledet (Wooldridge, 2016, s. 317-323).

For at vi skal kunne stole på estimatene til OLS, er det viktig at estimatorene er *unbiased*. For at dette skal være mulig, må tidsserien ha linearitet i parameterne. Dette vil si den avhengige variabelen må være en lineær funksjon av de uavhengige variablene og residualledet. Ikke perfekt kollinearitet omhandler at ingen av de uavhengige variablene skal ha en perfekt eller tilnærmet perfekt lineær sammenheng. Hvis to eller flere uavhengige variabler har høy korrelasjon, vil det kunne oppstå multikollinearitet. Multikollinearitet kan avhjelpes ved å utelate variabler som korrelerer, eller ved å ha en tilstrekkelig

---

<sup>9</sup> Ordinary Least Squares.

lang utvalgsperiode (Brooks, 2019, s. 215-216). En av de andre nevnte forutsetningene, er at forventningen til residualleddet skal være lik null, gitt de uavhengige variablene. Denne forutsetningen er kjent som *zero conditional mean*. Normalitet i residualleddet vil si at residualene skal være normaldistribuert, gitt de uavhengige variablene. Denne forutsetningen er dog ikke avgjørende for gyldigheten til OLS. Det er verdt å merke seg at det ikke er en forutsetning at den avhengige variabelen må være normaldistribuert. Vi går næyere inn på forutsetningene om homoskedastisitet og ingen autokorrelasjon i kapittel 4.2.1 og 4.2.2.

Ved å anvende OLS på datasettet, kan vi estimere regresjonslinjen som passer best til datasettet. Dette er gjort ved å minimere de kvadrerte avvikene mellom den virkelige verdien til  $Y$  og de estimerte verdien til  $Y$ , nemlig  $\hat{Y}$ . Avviket uttrykkes gjennom residualleddet til likning 4.1, og ser slik ut:

$$\hat{u}_i = y_i - \hat{y}_i \quad (4.2)$$

Residualleddet ( $\hat{u}_i$ ) ser på forskjellen mellom de virkelige observasjonene og sammenlikner opp mot den estimerte regresjonslinjen. Et kjent problem når en skal estimere en regresjon, er *omitted variable bias*, som omhandler å utelate relevante variabler som forklarer den avhengige variabelen. Disse variablene blir så lagt til i residualleddet, slik at dette leddet blir større. Konsekvensen av dette, er blant annet at den kritiske forutsetningen om zero conditional mean ikke holder, og de estimerte variablene blir dermed *biased*.

Konstanten, eller skjæringspunktet til regresjonslinjen, uttrykkes med  $\hat{\beta}_0$ , og forklarer hvilken verdi den avhengige variabelen ville hatt hvis de uavhengige variablene er lik null. Skjæringspunktet er beregnet på følgende måte:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \quad (4.3)$$

der  $\bar{y}$  representerer gjennomsnittet av  $y$ , og  $\bar{x}$  representerer gjennomsnittet av  $x$ .

Stigningstallet til regresjonslinjen er representert ved  $\hat{\beta}_1$  og sier noe om helningen til regresjonslinjen. Stigningstallet blir beregnet slik:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (4.4)$$

Stigningstallet er kovariansen mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene, delt på variansen til de uavhengige variablene (Wooldridge, 2016, s. 26).

R-kvadrat forklarer hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen som forklares av de uavhengige variablene. Metoden for å beregne R-kvadrat er:

$$R^2 = \frac{(\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(\hat{y}_i - \bar{\hat{y}}))^2}{(\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2)(\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2)} \quad (4.5)$$

Som nevnt over, er  $\hat{y}_i$  et estimat på  $y$ , og  $\bar{\hat{y}}$  er det gjennomsnittlige estimatet på  $y$ . En høy verdi på R-kvadrat vil si at mye forklares av modellen. En svakhet ved å bruke R-kvadrat er at koeffisienten øker automatisk når det legges til flere forklaringsvariabler, selv om forklaringsvariabelen ikke forklarer den avhengige variabelen (Wooldridge, 2016, s. 70-73). En løsning på dette, er å benytte justert R-kvadrat ( $\bar{R}^2$ ), som tar hensyn til frihetsgrader. Justert R-kvadrat vil få en lavere koeffisient hvis forklaringsvariabelen som legges til ikke forklarer den avhengige variabelen. Det er spesielt viktig å benytte justert R-kvadrat ved sammenlikning av studier, da de forskjellige studiene kan ha forskjellig antall variabler inkludert i regresjonene.

## 4.2 Tidsserieegenskaper

Wooldridge (2016, s. 769) beskriver en tidsserie som: «*Data collected over time on one or more variables*». Dette kan knyttes direkte til vår oppgave, siden vi benytter flere variabler hvor observasjonene fordeles over tid. Som en videreføring av forrige delkapittel, starter vi med å presentere de to siste forutsetningene for å anvende OLS i en tidsseriesammenheng. Videre går vi nærmere inn på stasjonaritet som en utvidelse av forutsetningen om linearitet i parameterne. Til slutt presenterer vi den endelige metoden som benyttes under modelleringen i kapittel 5.

### 4.2.1 Heteroskedastisitet

Et annet viktig moment for at OLS estimatoren skal være unbiased, er at variansen til feilleddet ( $u$ ), gitt de uavhengige variablene, er konstant. Dette er forutsetningen for homoskedastisitet, som kan skrives på følgende måte:

$$\text{Var}(u_t | x_1, x_2, \dots, x_n) = \sigma^2, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (4.6)$$

hvor  $t$  er relatert til tidspunkt. Hvis datasettet derimot ikke har konstant varians, tyder det på at datasettet har problemer med heteroskedastisitet. Hvis residualene ikke har konstant varians, men et heteroskedastisk mønster, kan konsekvensen være at konfidensintervallet og t-verdiene ikke lenger er gyldige (Wooldridge, 2016, s. 320-321).

Vi benytter i denne utredningen Breusch-Pagan testen for å undersøke om tidsseriens residualledd har heteroskedastisitet. Denne testen benytter følgende omskrevne nullhypotese:

$$E(u^2 | x_1, x_2, \dots, x_n) = E(u^2) = \sigma^2 \quad (4.7)$$

Her forutsetter vi at feilleddet har en forventning om zero conditional mean, som gjør at vi kan skrive om nullhypotesen. Dette betyr at det kvadrerte feilleddet ( $u^2$ ) ikke skal være korrelert med de uavhengige variablene dersom nullhypotesen holder. Vi forventer derfor at vi har en lineær funksjon som denne:

$$u^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_n x_n + v \quad (4.8)$$

der  $v$  er et feilledd med gjennomsnitt lik null, gitt de uavhengige variablene. Siden  $u^2$  ikke direkte er observerbar, må denne estimeres ved følgende likning:

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_n x_n + v \quad (4.9)$$

Deretter testes F-statistikk for generell signifikans av regresjonen. Dette testes ved følgende nullhypotese:  $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_n = 0$ . Hvis nullhypotesen forkastes, er dette en

indikasjon på heteroskedastiske residualer (Wooldridge, 2016, s. 250-251).

### 4.2.2 Autokorrelasjon

Når en analyserer tidsserier, er det viktig å være observant på potensiell autokorrelasjon. I kapittel 4.1 gikk vi inn på de ulike forutsetninger for at estimatorene fra OLS skal være unbiased, der en av forutsetningene var ingen tilstedeværelse av autokorrelasjon. Autokorrelasjon innebærer at feilledet er korrelert over tid.

At tidsserien ikke inneholder autokorrelasjon, er uttrykt ved følgende likning:

$$\text{Korr}(u_i, u_j) = 0, \text{ for alle } i \neq j \quad (4.10)$$

Konsekvensen av autokorrelasjon, er at standardavvikene og t-verdiene som OLS oppgir, ikke blir troverdige. En annen konsekvens, er at residualleddet i dag vil påvirke residualleddet i neste periode. Når dette er tilfelle i regresjoner, kan en periode med over gjennomsnittlig høy avhengig variabel føre til at neste periodes avhengige variabel er feilaktig høy. Dette kan føre til at regresjonens varians til koeffisientene kan bli undervurdert, noe som igjen kan føre til at modellen kan virke mer presis enn den egentlig er.

En av de mest brukte testene for å teste for autokorrelasjon, er Durbin-Watson testen. Nullhypotesen indikerer at det *ikke* er autokorrelasjon i residualleddet ( $H_0 : \rho = 0$ ), mens alternativhypotesen indikerer det motsatte ( $H_1 : \rho \neq 0$ ). En svakhet ved Durbin-Watson testen, er at den ikke kan teste autokorrelasjon av høyere orden med flere variabler samtidig. Dette gjelder for AR-modeller over nivå 1, som vi kommer inn på i kapittel 4.2.4 (Wooldridge, 2016, s. 378-381). På grunn av sistnevnte problem, benytter vi Breusch-Godfrey testen i denne utredningen.

Et eksempel på dette kan være, hvis  $\text{korr}(\hat{u}_i - \hat{u}_{i-1}) = 0$ , mens  $\text{korr}(\hat{u}_i - \hat{u}_{i-2}) \neq 0$ , vil Breusch-Godfrey testen finne autokorrelasjon, noe Durbin-Watson testen ikke er konstruert for å gjøre. Breusch-Godfrey testen gjennomfører en felles test for autokorrelasjon, der residualleddet ( $\hat{u}_i$ ) og flere av dens laggede verdier testes samtidig. Dette er dermed en mer generell test for autokorrelasjon, som kan presenteres på følgende måte:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_r u_{t-r} + v_t \quad (4.11)$$

der det gjennomføres tester opptil  $r$  lags og  $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ . Her er nullhypotesen at dagens feilledd ikke korrelerer med noen av de  $r$  tidligere feilleddene ( $H_0 : \rho_1 = 0$  og  $H_0 : \rho_2 = 0$  og  $\dots$   $H_0 : \rho_p = 0$ ). Alternativhypotesen sier det er korrelasjon mellom dagens feilledd og noen av  $r$  tidligere feilleddene ( $H_1 : \rho_1 \neq 0$  og  $H_1 : \rho_2 \neq 0$  og  $\dots$   $H_1 : \rho_p \neq 0$ ) (Brooks, 2019, s. 194-199).

### 4.2.3 Stasjonaritet

Ved analyse av tidsserier, er det viktig at variablene som benyttes er stasjonære. En stasjonær tidsserie gjenkjennes ved at den har egenskaper som ikke endres over tid, mens en tidsserie som er ikke-stasjonær har egenskaper som endres over tid. En tidsserie er stasjonær hvis følgende relasjoner holder:

1.  $E(y_t) = u$
2.  $var(y_t) = \sigma^2$
3.  $kov(y_t, y_{t+h}) = \gamma_h$

Dette vil si at gjennomsnittet og variansen er konstant, og kovariansen mellom  $y_t$  og  $y_{t+h}$  avhenger kun av distansen  $h$ , men ikke tidspunktet for når observasjonene er gjort. Hvis én eller flere av de gitte kriteriene endres over tid, har vi per definisjon en ikke-stasjonær tidsserie, noe som vil si at tidsserien har en enhetsrot (Wooldridge, 2016, s. 345-346). Det er altså viktig å benytte tidsserier som er stasjonære, for å på en tilfredsstillende måte finne sammenhengen mellom to eller flere variabler. Hvis forholdet mellom variablene varierer over perioden, blir det på en annen side vanskelig å finne den korrekte sammenhengen.

Det finnes er rekke tester for å avdekke om tidsserier er ikke-stasjonære. Noen av disse blir presentert senere i kapitlet. Hvis en eller flere av tidsseriene som skal analyseres, er ikke-stasjonære, og det gjennomføres en regresjonsanalyse, kan det forekomme spuriøse regresjoner. Effekten som kan forekomme av en spuriøs regresjon, er at enkelte av de uavhengige variablene forklarer mer av den avhengige variabelen enn det som egentlig er tilfelle. Resultatet av dette kan være at enkelte av variablene som i utgangspunktet har liten forklaringskraft, får en stor forklaringskraft. R-kvadrat og t-statistikken til

regresjonen kan også bli stor og misvisende. En vanlig grunn til hvorfor dette kan skje, er fordi en variabel kan ha en trend som drar variabelen i en gitt retning. Det er viktig å være klar over at feilleddet også kan være ikke-stasjonært (Studenmund, 2014, s. 403-404). Hovedregelen sier at hvis det forekommer ikke-stasjonære tidsserier, må disse enten justeres for, eller utelates av modellen.

En tidsserie er ikke-stasjonær hvis den inneholder en deterministisk trend eller stokastisk trend. I en deterministisk trend endres verdien av tidsserien med en konstant i hver enkelt periode. Her vil tidsserien bli utsatt for et sjokk, som over tid vil forsvinne, slik at tidsserien går tilbake mot normalverdien. En stokastisk trend styres av tilfeldige endringer og varierer over tid. Dette vil føre til at sjokket ikke vil tendere mot normalverdien over tid. Den enkleste formen for stokastisk trend, er en random walk prosess. En random walk er en tidsserie som sier at verdien i neste periode er lik verdien i dag, pluss en endring som er tilfeldig. Random walk kan også utvides til å inneholde drift, som vil si at den også inneholder et konstantledd, slik at neste periodes verdi inneholder både dagens verdi, et konstantledd og en tilfeldig variabel (Stock og Watson, 2020, s. 582-586).

En deterministisk trend kan bli stasjonær ved å inkludere en trendvariabel i modellen. Variabelen vil dermed trekke ut trenden, slik at tidsserien fremstår som stasjonær. Hvis tidsserien derimot er stokastisk og følger en random walk, sies det at tidsserien er  $I(1)$ , og dermed har en enhetsrot. Ved å differensiere tidsserien én gang, vil tidsserien i de fleste tilfeller bli stasjonær. I enkelte tilfeller kreves det ytterligere differensieringer for at tidsserien skal bli stasjonær (Brooks, 2019, s. 342). En variabel som derimot må differensieres  $n$  ganger for å bli stasjonær, sies å være integrert av orden  $n$ ,  $I(n)$  (Hill et al., 2018, s. 581).

Andre kilder til ikke-stasjonære tidsserier, er tidsserier som inneholder sesongvariasjon eller et strukturelt brudd. Sesongvariasjon kan testes for, og elimineres ved å benytte dummyvariabler, som for eksempel månedlige dummyer i industriproduksjon og kvartalsvise i BNP. Funksjonen til dummyvariablene er å trekke ut sesongeffektene fra tidsseriene som er sesongbetont. Den opprinnelige tidsserien skal da stå igjen som stasjonær. Et strukturert brudd, vil si at populasjonsfunksjonen til tidsserien forandrer seg, og at likevektsverdien endres i løpet av utvalgsperioden. Tidsserien kan være stasjonær både før og etter det strukturelle bruddet, men fordelingen vil ikke være den samme på alle



tidspunkt i utvalgsperioden, sett under ett. Dette fører til at stasjonaritetsforutsetningene blir brutt. En måte å teste om tidsserien har et brudd, er å teste for diskrete endringer i regresjonskoeffisientene.

Et brudd kan oppstå på et gitt tidspunkt som følge av et stokastisk sjokk i makroøkonomisk politikk. Et eksempel på dette, er kollapsen av Bretton-woods systemet i 1972, hvor overgangen fra fast til flytende valutakursregime skapte vesentlig volatilitet i valutakursene. Alternativt kan tidsserien få et langsomt brudd over tid, ved enten gradvise endringer i økonomisk politikk, eller strukturendringer i økonomien. Ved å estimere en regresjon over en tidsperiode med brudd, kan dette medføre koeffisienter som verken representerer perioden før eller etter bruddet. Poenget er at regresjonen vil benytte forskjellige estimater fra ulike tidsperioder, og dermed estimere en relasjon som gjennomsnittlig representerer hele estimeringsperioden. I en prediksjonssammenheng vil det naturlig nok være verst med brudd mot slutten av estimeringsperioden. Ved kjent bruddtidspunkt, eller mistanke om brudd på et gitt tidspunkt, kan nullhypotesen om ingen brudd testes ved følgende relasjon:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \gamma_0 D_t(\tau) + \gamma_1 [D_t(\tau) \cdot y_{t-1}] + \gamma_2 [D_t(\tau) \cdot x_{t-1}] + u_t \quad (4.12)$$

Eksempelet viser en modell hvor lag av  $y_t$  og  $x_t$  inngår som forklaringsvariabler for  $y_t$ .  $D_t(\tau)$  er en dummyvariabel med verdien 0 fram til og med bruddet, og 1 etter bruddet, hvor  $\tau$  representerer tidspunktet for bruddet. Et mulig brudd testes dermed ved en regresjon tilsvarende likning 4.12, for deretter en F-test med nullhypotesen  $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ <sup>10</sup>. Alternativhypotesen vil dermed si at én eller flere av koeffisientene er signifikant forskjellig fra 0, og dermed indikerer et brudd (Stock og Watson, 2020, s. 589-590).

Når bruddtidspunktet derimot ikke er kjent, kan det være fordelaktig å rullere denne testen over hele estimeringsperioden med ulike bruddatoer. Poenget er å finne det tidspunktet med høyest F-verdi og avgjøre om nullhypotesen om ingen brudd, kan forkastes eller ikke<sup>11</sup>. For å unngå ekstremverdier i starten og slutten av tidsserien, er det vanlig estimere testen

<sup>10</sup>Test for brudd på et kjent tidspunkt stammer opprinnelig fra Chow (1960), og refereres til som en «Chow test».

<sup>11</sup> Denne utvidelsen av Chow testen blir enkelte ganger referert til som Quandt likelihood ratio (QLR) statistikk eller supremum-Wald statistikk, med basis i artikkelen Quandt (1960).

over 70% av estimeringsperioden, ved å unngå de første og siste 15%. Dette fører igjen til at fordelingen ikke bare avhenger av antall restriksjoner, slik som ved F-statistikk, men også andelen av den totale estimeringsperioden det estimeres over. Ved å observere flere utfall samtidig, vil muligheten til å forkast nullhypotesen øke, og det kan dermed argumenteres for høyere kritiske verdier enn individuelle kritiske verdier for F-statistikk (Stock og Watson, 2020, s. 589-592). I analysedelen av denne utredningen kommer vi derfor tilbake til hvilke kritiske verdier som blir lagt til grunn når vi gjennomfører denne type tester.

I praksis utøves ulike versjoner av rullerende Chow tester. Disse omtales ofte som *Ndown*-, *Iup*- og *Nup Chow tester*<sup>12</sup>. Ved å benytte 100% estimeringsperiode, kan disse testene forklares ved en tenkt tidsserie med siste observasjon N, og et bruddtidspunkt  $\tau$ . *Ndown* tester om koeffisientene estimert opptil det rullerende bruddtidspunktet ( $\tau$ ) er de samme som koeffisienter estimert for hele estimeringsperioden. Det vil si en test med avtakende prediksjonshorizont. *Iup* tester ett-skritts repeterende prediksjon mot faktisk utfall, hvor estimeringsperiode ( $\tau+1$ ) og bruddtidspunkt ( $\tau$ ) rullerer parallelt. *Nup* estimeres med fast bruddtidspunkt  $\tau$ , hvor koeffisienter opptil dette tidspunktet testes mot koeffisienter for alle mulige modeller som inkluderer observasjoner fra  $\tau + 1$  til N. I motsetning til *Ndown*, vil dermed *Nup* gi økende prediksjonshorizont.

### Dickey-Fuller test

Som tidligere nevnt, inneholder en tidsserie som er ikke-stasjonær, en enhetsrot. For å analysere tidsserier, er det viktig å avdekke om tidsseriene er stasjonære eller ikke. En av de mest brukte metodene for dette, er Dickey-Fuller testen, som baserer seg på å undersøke om tidsserien har en enhetsrot (Dickey og Fuller, 1979). Testen tar utgangspunkt i en autoregressiv modell. For å teste en autoregressiv modell av første orden, kan følgende ligning benyttes:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + u_t \quad (4.13)$$

Nullhypotesen sier at tidsserien har en enhetsrot ( $H_0 : \delta = 0$ ), og alternativhypotesen sier at serien er stasjonær ( $H_1 : \delta < 0$ ). Det betyr at hvis vi ikke forkaster nullhypotesen, er serien ikke-stasjonær og har dermed en enhetsrot (Stock og Watson, 2020, s. 586).

<sup>12</sup> *Ndown* og *Nup* Chow test omtales også som henholdsvis break-point F-test og Forecast F-test.

Problemet med standardtesten, er at den kun kan anvendes på AR(1)-modeller, som ikke fanger opp eventuell autokorrelasjon. For å inkludere dette i testen, er det vanlig praksis å utvide testen til å ta hensyn til at en tidsserie kan være stasjonær rundt en deterministisk tidstrend. En slik test, er den utvidede Dickey-Fuller testen (ADF)<sup>13</sup>. ADF-testen tar utgangspunkt i AR(p)-modeller som inkluderer laggede førstedifferanser av den aktuelle variabelen. I denne modellen indikerer  $p$  antall lags som er benyttet, og ADF-testen kan skrives som:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (4.14)$$

I denne modellen vil antall lags bestemme hvor mange tidsforsinkede uttrykk som kreves før seriekorrelasjonen i residualleddet er lik null. Nullhypotesen sier at tidsserien har en enhetsrot, tilsvarende den enkle Dickey-Fuller testen (Stock og Watson, 2020, s. 587).

DF-GLS er en alternativ modifisert to-steps test, konstruert av Elliott, Rothenberg og Stock (1996). Skjæringspunktet og trenden estimeres ved bruk av *generalized least squares*, etterfulgt av en vanlig Dickey-Fuller test, der både skjæringspunkt og tidstrend blir ekskludert fra regresjonen. For å gjennomføre testen, må det spesifiseres maksimalt antall lags som er hensiktsmessig å inkludere i regresjonen. Hvis det benyttes for mange lags, som ofte er tilfelle i ADF-testen, blir antall frihetsgrader redusert, fordi behovet for parametere øker (Stock og Watson, 2020, s. 625-629). I et slikt tilfelle, vil teststyrken for å forkaste nullhypotesen om en enhetsrot reduseres (Enders, 2015, s. 216). For å ta en avgjørelse på å forkaste nullhypotesen i en DF-GLS-test, blir det benyttet andre kritiske verdier enn i en vanlig ADF-test. Vi benytter verdier fra Cheung og Lai (1995) med interpolering av 1%-nivåer fra Elliott et al. (1996) i denne utredningen.

#### 4.2.4 AR- og VAR-modeller

For videre lesing kan det være nyttig å forklare hva en autoregressiv modell (AR) er. En *autoregressiv modell av første orden*, AR(1), forklarer den avhengige variabelen ( $y_t$ ) som en funksjon av egen lagget verdi ( $y_{t-1}$ ) pluss et feilledd ( $\varepsilon_t$ ). Feilleddet skal for øvrig være IID<sup>14</sup>, som indikerer at hver enkelt tilfeldig variabel skal ha samme sannsynlighetsfordeling som

<sup>13</sup> Augmented Dickey-Fuller.

<sup>14</sup> Independent and identically distributed.

de andre variablene og alle variabler skal være gjensidig uavhengig. Generelt kan modellen omtales som AR( $p$ )-modell, der  $p$  viser til hvor mange lags som modellen inkluderer. Når en modell har som formål å kun forklare én variabel, blir den omtalt som en *univariat modell*. En univariat modell kan presenteres på følgende måte:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

der  $\varepsilon_t$  er feilledet ved tidspunkt  $t$  (Bjørnland og Thorsrud, 2015, s. 59). Hvis  $\phi < 1$ , så vil serien alltid vende tilbake til gjennomsnittet, og den er stasjonær. Hvis derimot  $\phi = 1$ , vil det si en random walk modell, som kan skrives på formen  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ .

Generelt er det ønskelig å predikere mer enn kun én variabel, hvor en univariat modell ikke er tilfredsstillende. Det finnes flere metoder å løse denne problemstillingen på, der en av de er å lage en separat univariat modell for hver enkelt variabel. Dette kan bli en krevende løsning hvis antall variabler er mange. Vi benytter en annen løsning, som går ut på å lage én modell, der vi kan predikere alle ønskelige variabler. En slik modell benevnes som en *vektor autoregressiv modell* (VAR), hvor den simple modellen som predikerer en variabel utvides til en vektor av variabler.

For å forklare VAR-modellen endrer vi litt på notasjonen av  $y_t$ , slik at denne vil være en vektor av tilfeldige variabler ( $K \cdot 1$ ) (Bjørnland og Thorsrud, 2015, s. 190). Dermed får vi får følgende vektor:

$$y_t = (y_{t,1}, \dots, y_{K,t})' \quad (4.16)$$

En VAR-modell av orden  $p$  kan bli skrevet som:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.17)$$

hvor  $y_t$  er en  $k$ -dimensjon vektor av variabler som antas å være  $I(1)$ .  $\mu$  er en vektor av konstanter i ( $K \cdot 1$ ) dimensjoner, og  $A$  uttrykker en koeffisient-matrise som går fra 1 til  $p$ , der  $p$  uttrykker antall lags som inngår i modellen.  $\varepsilon_t$  er en vektor av residualer med ( $K \cdot 1$ ) dimensjoner (Wang, 2003, s. 19).

### 4.2.5 Kointegrasjon

Som tidligere nevnt, sier hovedregelen for bruk av tidsserier at det kun skal anvendes stasjonære tidsserier. Hvis det derimot anvendes ikke-stasjonære tidsserier, kan det resultere i spuriøse resultater. Det finnes et unntak fra denne regelen, nemlig hvis to eller flere variabler deler en liknende stokastisk trend og har en langsiktig sammenheng. Dette refereres til som kointegrasjon og ble formalisert av Engle og Granger (1987).

Vi kan illustrere kointegrasjon ved å benytte variablene  $x_t$  og  $y_t$ . I dette tilfelle representerer dermed  $y_t$  en enkeltvariabel, og ikke en vektor av variabler, som var tilfelle i forrige delkapittel. Variablene er ikke-stasjonære og begge er integrert av første orden,  $I(1)$ . Sammenhengen mellom variablene er som følger:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

I dette tilfellet vil en også forvente at residualleddet er ikke-stasjonært, siden det er en lineær kombinasjon av  $x_t$  og  $y_t$ . Kombinasjonen er som følger:

$$\varepsilon_t = y_t - \alpha - \beta x_t \quad (4.19)$$

Feilledet ( $\varepsilon_t$ ) i likningen over er for øvrig også integrert av første orden. I enkelte tilfeller kan feilledet bli kointegrert, fordi variablene  $x_t$  og  $y_t$  sine *enhetsrøtter* kansellerer hverandre. Dette indikerer at selv om tidsseriene kan avvike fra den langsiktige sammenhengen på kort sikt, gjennom feilledet, vil variablene på lang sikt følge hverandre (Wooldridge, 2016, s. 580-583).

Kointegrasjon kan også hjelpe til med å forstå forholdet mellom variablene i tidsserien. Hvis variablene  $x_t$  og  $y_t$  er kointegrert, er dette en annen mulighet for å eliminere den stokastiske trenden i tidsserien. I kapittel 4.2.3 gikk vi inn på at en kan differensiere tidsseriene slik at de blir stasjonære. Kointegrasjon er gjort ved å ta differansen,  $y_t - \beta x_t$ . Dette leddet er kjent som *feiljusteringsleddet*, som gir opphav til *feiljusteringsmodellen*. Feiljusteringsleddet er stasjonært når variablene er kointegrert, og kan da inngå i en regresjon på nivåform. Anta at vi har følgende modell:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta x_t + \delta s_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.20)$$

der feiljusteringsleddet tilsvarer:  $s_{t-1} = y_{t-1} - \beta x_{t-1}$ . Feiljusteringsleddet skal her korrigere avvikene fra forrige periode, som vil si at endringen i den avhengige variabelen ( $\Delta y_t$ ), avhenger av endringene i den uavhengige variabelen ( $\Delta x_t$ ) og de tidligere verdiene for  $y_t - \beta x_t$  (Wooldridge, 2016, s. 584-585).

### Tester for kointegrasjon

For å benytte modellen, holder det ikke å anta at vi har et kointegrert forhold, dette må bevises for at vi skal kunne stole på at resultatene vi får, ikke er spuriøse. I enkelte tilfeller kan erfaring og økonomisk teori, i kombinasjon med grafisk analyse, kunne avdekke om det eksisterer kointegrerte forhold. Det finnes ulike metoder for å undersøke om det eksisterer kointegrasjon, alt ut fra hvilke spesifikasjoner tidsseriene har. Om vi kan observere kointegrasjonskoeffisienten ( $\beta$ ) til tidsseriene eller ikke, er avgjørende for valg av metode. Når kointegrasjonskoeffisienten er observerbar, er det mulig å benytte en av Dickey-Fuller testene diskutert i delkapittel 4.2.3 for å undersøke om nullhypotesen om ikke-stasjonaritet kan forkastes.  $x_t$  og  $y_t$  er som nevnt kointegrert hvis feiljusteringsleddet er stasjonært.

Hvis derimot kointegrasjonskoeffisienten ikke er observerbar, må vi gjøre et estimat før vi tester for stasjonaritet i feiljusteringsleddet. Engle og Granger har utarbeidet en metode som består av to steg for å finne ut om det er kointegrasjon i modellen. Denne metoden er kjent som Engle-Granger Augmented Dickey-Fuller test for kointegrasjon (EG-ADF). Det første steget omhandler å estimere kointegrasjonskoeffisienten ved å kjøre regresjonen som er representert i likning 4.18 (Engle og Granger, 1987). Det medfølgende estimerte residualleddet til denne likningen blir:  $\hat{\varepsilon}_t = y_{t-1} - \hat{\beta} x_{t-1}$ . I steg 2 gjennomføres en Dickey-Fuller test som inneholder en konstant, men ikke har en tidstrend. Testen undersøker om det er en enhetsrot i residualene ( $\hat{\varepsilon}_t$ ). En vesentlig begrensning med testen, er at det kun kan eksistere ett kointegrert forhold. Modellen vi benytter i denne analysen, består av flere variabler som medfører at det kan forekomme flere kointegrerte forhold mellom variablene (Stock og Watson, 2020, s. 663-667). For å ta hensyn til dette, benytter vi en mer omfattende test som er beskrevet i neste avsnitt.

### Johansen test

Johansen testen bygger videre på likning 4.17 fra delkapittel 4.2.4, noe som vil si at  $y_t$  i dette tilfellet representerer en vektor av variabler. For å konstruere en Johansen test, trekker vi fra  $y_{t-1}$  på begge sider av likhetstegnet i likning 4.17. Vi får da følgende likning:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.21)$$

hvor  $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$  og  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ .  $I$  er *identitetsmatrisen*<sup>15</sup>.

Likning 4.21 er nå omgjort til en vektor feiljusteringsmodell, der leddene som er på endringsform ( $\Delta$ ) representerer korttidssammenhengen og leddet på nivåform representerer langtidssammenhengen.  $\Pi y_{t-1}$  matrisen er det eneste leddet på nivåform, som vil si at det kun er dette leddet som representerer langtidssammenhengen til modellen. Dette er fordi når modellen er i likevekt vil alle variablene som er på endringsform være lik null (Wang, 2003, s. 19).

Selve testen for kointegrasjon er kalkulert ved å se på rangen til matrisen ( $\Pi$ ) via dens egenverdier. Rangen til matrisen er lik verdien til de egenverdiene som er forskjellig fra null. En mulighet for å finne rangen til matrisen, er å gjennomføre en *maximum likelihood* test<sup>16</sup>. Dette vil si at  $\Pi y_{t-1}$  må være enten null eller  $I(0)$ . Et unntak fra dette, er tilfeller der  $y_t$  allerede er stasjonær. VAR-modellen har her  $n$  variabler, og vi må dermed avgjøre hvor mange lineære kombinasjoner av variablene i modellen som er stasjonære. Her er det tre muligheter:

1.  $\Pi$  har rang lik 0, som vil si at  $r = 0$  og dermed er det ingen kointegrasjon. Dette vil si at det ikke er noen lineære sammenhenger, og samtlige variabler på nivåform forsvinner fra likningen.
2.  $\Pi$  har redusert rang, som vil si at  $0 < r < n$  og dermed eksisterer det opptil  $n-1$  kointegrerte forhold.
3.  $\Pi$  har full rang, som vil si at  $r = n$  og alle variablene i modellen er stasjonære.

Situasjon (2) skal her forklares litt nærmere. I dette tilfellet vil antall lineære kombinasjoner være færre enn antall variabler, og vi må dermed kontrollere for antall kointegrerte vektorer. Når antall variabler øker, vil også potensiale for antall kointegrerte vektorer øke. Ved en

<sup>15</sup> Ytterligere utredning av identitetsmatrisen presenteres i Hamilton (1994).

<sup>16</sup> Maximum likelihood test er nærmere beskrevet i Johansen (1988).

situasjon der vi har redusert rang, kan vi dekomponere  $\Pi$  til følgende:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (4.22)$$

hvor både  $\alpha$  og  $\beta$  er matriser av dimensjonene  $(n \cdot r)$ .  $n$  representerer antall variabler og  $r$  representerer rang. Matrisen  $\beta$  uttrykker kointegrasjonsvektorene, mens  $\alpha$  uttrykker justeringsparameterne.  $\beta'y_t$  tolkes gjerne som et feiljusteringsledd som skal reversere individuelle avvik blant variablene i de kointegrerte vektorene over tid. Justeringsparameterne måler hastigheten på feiljusteringsmekanismen, noe som vil si hvor lang tid systemet bruker på å reverseres tilbake til likevekt (Wang, 2003, s. 19).

Ved en eventuell stasjonaritet i  $\beta'y_t$ , impliserer det en langsiktig sammenheng mellom  $y_t$  eller deler av  $y_t$ . Ved et slikt tilfelle vil ikke variablene i kointegrasjonsvektorene avvike fra hverandre over tid, noe som vil si at individuelle avvik fra variablene reverseres over tid (Brooks, 2019, s. 365-368). Ved et tilfelle der  $\Pi$  har redusert rang, kan likning 4.21 utledes slik:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha\beta'y_{t-1} + \Gamma_1\Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.23)$$

Likning 4.23 er her omskrevet slik at vi inkluderer den utvidede notasjonen diskutert ovenfor. Likningen gir uttrykk for informasjon fra både langtidslikevekten og korttidsdynamikken mellom variablene. Modellen viser at det på kort sikt kan være betydelige avvik fra likevekt som stammer fra korttidsdynamikken, men på lengre sikt vil avvikene reverseres tilbake til likevekt på grunn av feiljusteringsmekanismen.

Som et illustrativt eksempel, viser vi en modell med 6 variabler tilsvarende modellen vi presenterer i kapittel 5. Elementene til  $\Pi$ -matrisen kan da skrives som:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} & \pi_{14} & \pi_{15} & \pi_{16} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} & \pi_{24} & \pi_{25} & \pi_{26} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & \pi_{34} & \pi_{35} & \pi_{36} \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} & \pi_{45} & \pi_{46} \\ \pi_{51} & \pi_{52} & \pi_{53} & \pi_{54} & \pi_{55} & \pi_{56} \\ \pi_{61} & \pi_{62} & \pi_{63} & \pi_{64} & \pi_{65} & \pi_{66} \end{pmatrix} \quad (4.24)$$



Hvis rang er 1, blir det 1 kointegrasjonsvektor, slik at  $\alpha$  og  $\beta$  blir på formen  $(6 \cdot 1)$ :

$$\Pi = \alpha\beta' = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \\ \alpha_{15} \\ \alpha_{16} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} \end{pmatrix} \quad (4.25)$$

Vi har nå 6 variabler i systemet:  $y_1$ ,  $y_2$ ,  $y_3$ ,  $y_4$ ,  $y_5$  og  $y_6$ . Dermed kan  $\Pi y_{t-1}$  utledes slik:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \\ \alpha_{15} \\ \alpha_{16} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \end{pmatrix}_{t-1} \quad (4.26)$$

Likning 4.26 kan videre skrives om til:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \\ \alpha_{15} \\ \alpha_{16} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11}y_1 & \beta_{12}y_2 & \beta_{13}y_3 & \beta_{14}y_4 & \beta_{15}y_5 & \beta_{16}y_6 \end{pmatrix}_{t-1} \quad (4.27)$$

Gitt likning 4.27, er det mulig å finne separate likninger for hver enkelt variabel  $\Delta y_t$ . Det er vanlig å normalisere med hensyn til én spesifikk variabel, slik at koeffisienten til variabelen i kointegrasjonsvektoren blir satt til 1 (Brooks, 2019, s. 365-368). Ved å normalisere for variabel  $y_1$ , får vi følgende kointegrasjonsledd i likningen for  $\Delta y_1$ :

$$\alpha_{11} \left( y_1 + \frac{\beta_{12}}{\beta_{11}} y_2 + \frac{\beta_{13}}{\beta_{11}} y_3 + \frac{\beta_{14}}{\beta_{11}} y_4 + \frac{\beta_{15}}{\beta_{11}} y_5 + \frac{\beta_{16}}{\beta_{11}} y_6 \right)_{t-1} \quad (4.28)$$

I neste kapittel presenteres vår empiriske analyse, og der blir nettopp denne modellen grunnlaget for modelleringen av kronekursen.

## 5 Empirisk analyse

Vi skal i dette kapittelet gå gjennom resultatene fra vårt empiriske arbeid, hvor vi fortløpende forklarer og diskuterer tolkningen av disse. I Appendix A2 fremstiller vi enkelte delresultater vi har kommet fram til underveis, men som ikke er viet like mye plass i selve kapittelet. Kapittelet begynner med enkle tester for kjøpekraftsparitet. Dette er en naturlig måte å starte analysen på, hvor vi ser på utviklingen i realvalutakursen. Vi fortsetter med å teste for stasjonaritet og dermed se på variablenes tidsserieegenskaper. Videre bruker vi kointegrasjonstester til å undersøke det langsiktige forholdet mellom variablene vi har valgt. Variablene benyttes til å konstruere en vektor feiljusteringsmodell for KKI. Den langsiktige modellen inngår som et lagget feiljusteringsledd i korttidsdynamikken, hvor leddet utgjør differansen til forrige periodes KKI. Alle tester og analyser er for øvrig utført i statistikkprogrammet Stata.

### 5.1 Enkle tester for kjøpekraftsparitet

Til tross for realøkonomiske sjokk som oljefunn og store svingninger i realoljeprisen i estimeringsperioden, finner Akram (2006, s. 701) at den handelsveide realvalutakursen har vært stasjonær i perioden 1972K1 til 2003K4. Ved å benytte ADF-testen beskrevet i delkapittel 4.2.3, forkaster også Bernhardsen (2008, s. 3) nullhypotesen om ikke-stasjonaritet for perioden 1971M3 til 2008M2, med en p-verdi på 0.02<sup>17</sup>. På en annen side, er det flere studier<sup>18</sup> på den norske kronen som viser at hypotesen om kjøpekraftsparitet ikke holder, dog for andre tidsperioder. Med bakgrunn i de ulike utfallene, er det derfor interessant å gjøre en tilsvarende analyse med estimeringsperioden 2001M4 til 2020M1, ettersom vi da får med oss oljeprisfallet i 2014.

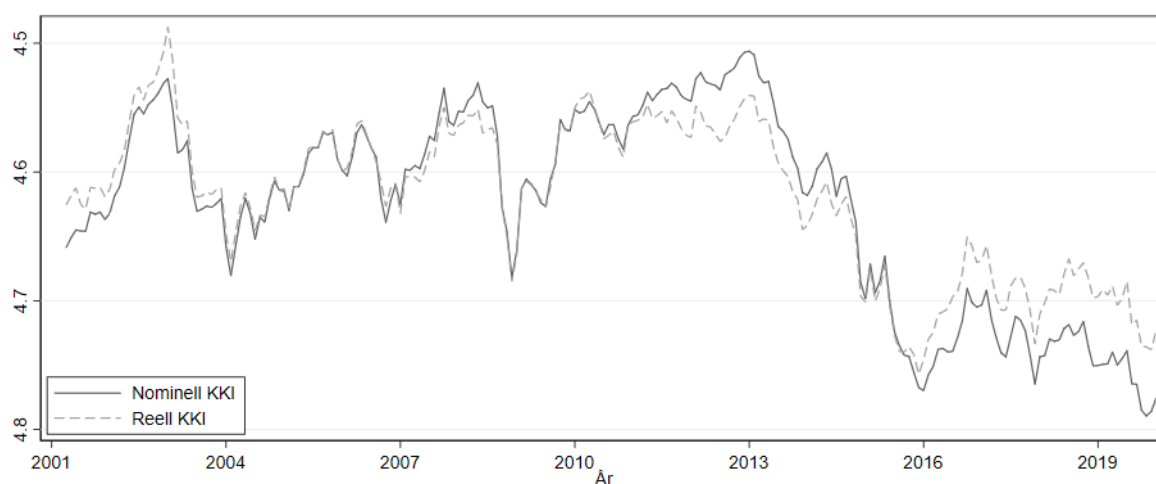
Ved å benytte likning 2.4 fra delkapittel 2.2 og logaritmisk transformasjon, viser Figur 5.1 den månedlige nominelle og reelle valutakursen, representert ved KKI. Den reelle valutakursen er dermed den nominelle deflatert med konsumprisutviklingen. Prisnivået for utlandet er beregnet med tilsvarende vektorer som presentert kapittel 3.

---

<sup>17</sup> P-verdien indikerer sannsynligheten for at nullhypotesen om ikke-stasjonaritet er sann.

<sup>18</sup> Følgende studier beholder nullhypotesen om en ikke-stasjonær realvalutakurs: Bjørnland og Hungnes (2002) 1983M1 - 1999M12, Bjørnland og Hungnes (2006) 1983K1 - 2002K2 og Bjørnstad og Jansen (2007) 1983K1 - 2006K3.

Ved å se på Figur 5.1, kommer det tydelig fram at tidsseriene følger hverandre tett. Korrelasjonskoeffisienten for hele estimeringsperioden er på 0.97, noe som er veldig høyt. Dette indikerer at seriene ikke er uavhengige av hverandre på kort sikt. For å teste hypotesen om kjøpekraftsparitet, ønsker vi å se om seriene er uavhengige av hverandre på lang sikt, noe som impliserer en realvalutakurs som vender tilbake til et konstant likevektsnivå. Ved å se på realvalutakursen, og dens frie vandring bort fra et likevektsnivå etter 2013, kommer det fram av grafen at realvalutakursen har tydelige tegn på en ikke-stasjonær stokastisk trend.



**Figur 5.1:** Logaritmen til nominell og reell konkurransekursindeks

For å teste dette økonometrisk, har vi benyttet *Augmented Dickey Fuller test* (ADF) for enhetsrot (se Tabell A2.1 i Appendiks A2). Antall lags er valgt ved å starte med 12 lags og benytte *general-to-specific* metode, beskrevet i Enders (2015, s. 216). Testen bekrefter mistanken ved å beholde nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Ved å definere kronens fundamentale nivå ut fra ren kjøpekraftsparitet, vil med andre ord kronkursen avvike fra dette når vi tester for hele estimeringsperioden. At ren kjøpekraftsparitet ikke holder for estimeringsperioden, indikerer at teorien må utvides for å ta høyde for ulike realøkonomiske faktorer. Ved å se på både Figur 3.5 og 3.8, kommer det tydelig fram at når oljepris og relativ avkastning på oljeaksjer faller i 2014, så følger også en realdepresiering. Tabell A2.1 viser diagnostiske tester, hvor vi kan beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualene opptil 2.orden. ARCH-testen viser også at vi kan beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i varians til residualene opptil 2.orden, på 5%-nivå. Selv om vi må forkaste hypotesen om normalitet i residualene, ser vi at både skjevhet og

kurtose-3 holder seg innenfor  $\pm 1$ , noe som indikerer at de er rimelig normalfordelte. Nullhypotesen om ingen utelatte variabler kan beholdes marginalt utenfor 5%-nivå. Ved å teste ulike modeller med lags opptil 12, beholder også disse modellene nullhypotesen om ikke-stasjonaritet.

Vi har også testet bilaterale realvalutakurser for NOK/EUR, NOK/USD, NOK/SEK, NOK/PLN, NOK/JPY, NOK/GBP, og NOK/CAD. Resultatene viser at alle beholder nullhypotesen om ikke stasjonaritet, sett bort fra NOK/SEK og NOK/JPY. Disse to forkaster nullhypotesen på 5%-nivå, og er dermed stasjonære (se Tabell A2.2 i A2). De diagnostiske testene viser at vi må forkaste nullhypotesen om ingen autoregressiv betinget heteroskedastisitet for NOK/PLN og nullhypotesen om ingen utelatte variabler for NOK/JPY på 5%-nivå. Dette er dog valutapar som inngår med en relativt liten vekt i KKI. Tester for normalitet må også her forkastes for fem av sju valutapar, men avvikene i skjevhet og kurtose-3 begrenser seg til  $\pm 1.28$ , sett bort fra NOK/PLN og NOK/JPY hvor kurtose-3 er nær 4.

I Figur A2.1 i Appendiks A2 har vi plottet logaritmen av de reelle og nominelle valutakursene for alle valutapar, noe som viser en høy samvariasjon for de aller fleste. Korrelasjonskoeffisientene er over 0.96 for alle, sett bort fra NOK/PLN (0.89), NOK/SEK (0.84) og NOK/JPY (0.75), noe som samsvarer med hvorfor vi kan forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet for de to sistnevnte.

## 5.2 Tester for stasjonaritet

Som det ble nevnt i kapittel 4.2.3, er det en generell hovedregel som sier at det kun skal benyttes stasjonære tidsserier. Konsekvensen av å benytte ikke-stasjonære tidsserier, er at det kan forekomme spuriøse regresjoner, noe som er svært lite ønskelig. For å teste dette, benytter vi DF-GLS-testen som ble presentert i kapittel 4.2.3. En fordel med DF-GLS testen, er at det rapporteres opptil et valgt antall lags, hvor ulike minimeringskriterier anbefaler antall lags. En vanlig Dickey-Fuller test krever derimot å kjøre hvert lag manuelt. Vi har valgt å benytte antall lags som minimerer *modified Akaike information criterion* (MAIC), hvor maksimalt antall lags er satt til 6. Denne metoden krever på en annen side at maksimalt antall lags settes høyt nok. Vi har derfor testet tilsvarende test med maksimalt 12 lags. Hovedresultatene endrer seg ikke, sett bort fra at enkelte førstedifferensierte

variabler nå kun blir stasjonære på 5%-nivå.

I Tabell A2.3 i Appendiks A2 presenterer vi resultatene fra DF-GLS-testene vi har utført på variablene. Vi begynner med å teste variablene på nivåform, der alle variabler er testet med konstant. Dette gjør vi, fordi det ikke er noen grunn til å anta at noen av variablene har gjennomsnitt lik null. Ut fra resultatene, er det ingen av variablene som er stasjonære på 5% signifikansnivå, verken med eller uten trend. Ettersom ingen av variablene er trendstasjonære, vil den videre modellestimeringen gjennomføres uten trend i kointegrasjonsleddet. Det kan observeres at testverdiene øker i absoluttverdi når det tas hensyn til trend i tidsserier som tydelig trender i en gitt retning. Dette kommer tydelig fram for både S&P 500 og industriproduksjon.

Videre i kapittel 4.2.3, er det diskutert at ikke-stasjonære variabler kan bli stasjonære ved å differensiere variablene. Resultatet av testene til de differensierte variablene er presentert i høyre del av tabellen. Ut fra tabellen kommer det fram at vi nå kun tester uten trend. Dette er fordi differensieringen fører til at den lineære trenden forsvinner. Ut fra tabellen, ser vi at alle variabler er signifikant på 1%-nivå, med unntak av 12 måneders rentedifferanse, som ikke er signifikant. Dette vil si at alle variablene er stasjonære på endringsform, med unntak av rentedifferansen, som beholder nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. DF-GLS-testen for den førstedifferensierte rentedifferansen viser at færre lags forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonaritet på 1%-nivå. Vi har videre gjennomført ytterligere tester av denne variabelen.

Rentedifferanse testes med ADF og Phillips-Perron tester, hvor det blir benyttet anbefalt antall lags som minimerer MAIC. Begge testene forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonaritet på 1%-nivå. Vi velger derfor å gå videre med antakelsen om at alle variablene er stasjonære på endringsform.

## 5.3 Kointegrasjon

Som tidligere nevnt, kan vi ende opp med en spuriøs sammenheng dersom vi benytter variabler som er ikke-stasjonære i regresjonsanalysen. En løsning på dette problemet, er som vi diskuterte i delkapittel 4.2.5, å utnytte eventuelle kointegrerte forhold mellom de ikke-stasjonære variablene. Det vil si at variablene har et langsiktig likevektsforhold, og dermed kan benyttes i regresjonsanalysen. Vi undersøker derfor videre om det eksisterer

kointegrerte forhold mellom de ikke-stasjonære variablene fra forrige delkapittel. Verktøyet vi benytter for å undersøke dette, er Johansen testen, som vi har gjennomgått i delkapittel 4.2.5.

Johansen testen gjennomfører en såkalt *trace-test*. En slik test går ut på å undersøke hvilken rang  $\Pi$ -matrisen har. Nullhypotesen sier at det ikke eksisterer noen kointegrerte vektorer i matrisen. For å avgjøre om nullhypotesen kan forkastes eller ikke, sammenlikner vi den oppgitte trace-verdien opp mot en gitt kritisk verdi. Hvis trace-verdien er større enn den kritiske verdien, forkaster vi nullhypotesen. Hvis dette er tilfellet, undersøker vi om det foreligger én eller færre kointegrerte vektorer. Dersom vi også kan forkaste dette, gjennomføres prosedyren på nytt. Prosessen repeteres til vi ikke kan påvise flere kointegrerte forhold.

For å finne den foretrukne modellen, benytter vi ulike kombinasjoner av en rekke forskjellige forklaringsvariabler, og tester modellene for kointegrerte forhold. Vi undersøker modellene med kointegrerte forhold for signifikante koeffisienter, og om koeffisientene har fortegn og størrelse som er rimelig i forhold til økonomisk teori. Tabell A2.4 i Appendiks A2 gjengir et utvalg kointegrasjonstester vi har gjennomført, det vil si modell 1-10.

Vi begynner analysen med å teste den mest grunnleggende modellen, nemlig kjøpekraftsparitet (modell 1). Denne modellen består av KKI og prisdifferansen, og vi ser om det er et likevektsforhold mellom valutakurs og det relative prisforholdet ved å teste relasjonen separat. Vi finner ett kointegrert forhold for denne relasjonen, men ved å løse ut langtidsrelasjonen ser vi at koeffisienten blir vesentlig høyere enn teorien skulle tilsi. Modellen feilestimerer også nivået på KKI for store deler av estimeringsperioden. Basert på disse resultatene og avvisning av enkle tester for kjøpekraftsparitet i delkapittel 5.1, har vi ikke gått videre med denne modellen. Bjørnland og Hungnes (2006, s. 213) og Bjørnstad og Jansen (2007, s. 10-12) konkluderer også med å forkaste hypotesen om ren kjøpekraftsparitet ved å sette betarestriksjoner og dermed teste relasjonen i et system. Videre bygger vi på den rene kjøpekraftspariteten ved å inkludere oljepris (modell 2). Vi tester da en modifisert kjøpekraftsparitet, der pariteten kan betinges av andre faktorer, i dette tilfellet oljeprisen. Vi finner ingen kointegrerte forhold med denne kombinasjonen.

Vi undersøker også for mulige kointegrerte forhold mellom KKI og rentedifferanse (modell 3). Vi undersøker dermed om udekket renteparitet holder ved å teste relasjonen separat.

Bjørnstad og Jansen (2007, s. 6) argumenterer for at investorer krever en kompensasjon for å holde norske kroner, denne kompensasjonen er lik rentedifferansen på lang sikt. For vårt datasett finner vi ingen kointegrerte forhold for denne modellen. Bjørnland og Hungnes (2002, s. 13) og Bjørnstad og Jansen (2007, s. 10-13) finner tilsvarende i sine studier ved å teste relasjonen i et system. Vi prøver så å inkludere oljepris i modellen (modell 4), slik at vi tester en modifisert udekket renteparitet. Det eksisterer heller ikke noen kointegrerte forhold for denne modellen.

Videre tester vi en modell som inkluderer KKI, rentedifferanse og prisdifferanse (modell 5). Denne modellen tester kjøpekraftsparitet sammen med udekket renteparitet. Her finner vi heller ikke et kointegrert forhold. Det samme resultatet finner vi også når vi inkluderer oljepris (modell 6).

Modellene vi hittil har sett på, sliter med å forklare kronekursutviklingen i perioder med høy usikkerhet og finansiell uro. Vi ønsker derfor å inkludere en forklaringsvariabel som kan fange opp dette. Vi starter med å teste GRI, CVIX og VIX, for å se hvilken som best kan forklare urolige tider. Med vår estimeringsperiode, synes GRI og VIX å være svært sensitiv i perioder med økt finansuro. Vi velger derfor å gå videre med CVIX, som virker å ta opp disse periodene på en bedre måte.

For å teste kronens bevegelser ved endringer i det amerikanske aksjemarkedet, kan det være interessant å inkludere S&P 500. Som diskutert i kapittel 3, kan dette gi en indikasjon på investorenes valg mellom norske kroner og det amerikanske aksjemarkedet. Vi ønsker til slutt å inkludere industriproduksjon (IP), som skal fungere som en proxy for realinntekt. Se for øvrig kapittel 3 for nærmere forklaring av de ulike variablene.

Vi går videre med modell 6, og inkluderer CVIX for å fange opp finansiell uro (modell 7). Her finner vi ingen kointegrert forhold. Ved å i tillegg inkludere IP (modell 8), finner vi ett kointegrert forhold og modellen får høy R-kvadrat ved å teste mot faktisk utvikling i KKI. Ved å studere  $\beta$ -koeffisientene til modellen, kommer det fram at CVIX ikke er signifikant, prisdifferanse og rentedifferanse er unormalt høy, og IP får feil fortegn. Sistnevnte vil si at når IP øker, vil kronekursen depreciere. Dette bryter med økonomisk teori, da en forventer at økt verdiskapning i Norge fører til appresiering av kronen jf. Tabell 2.1 i delkapittel 2.4.1.

Vi går derfor videre og erstatter IP med S&P 500 (modell 9). Denne modellen gir også ett kointegrert forhold. Alle variabler er signifikante på 1%-signifikansnivå og alle  $\beta$ -koeffisienter har en verdi som er i tråd med økonomisk teori. Til slutt inkluderer vi i tillegg IP (modell 10) og finner et kointegrert forhold. Modellen ser ut til å være litt mer presis enn modell 9, spesielt i starten av oljeprisfallet rundt 2014. Modell 10 har i likhet med modell 8 et problem, nemlig at IP får feil fortegn. Dette bryter som sagt med det vi forventer fra økonomisk teori og vi velger derfor å utelate IP fra modellen, og går videre med modell 9.

Feiljusteringsmodellen til modell 9 gir følgende  $\beta$ -vektor (standardavvik i parentes):

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= \left( \beta_{11}(kki), \beta_{12}(i - i^*), \beta_{13}(p - p^*), \beta_{14}(oljepris), \beta_{15}(cviX), \beta_{16}(s\&p500) \right) \\ &= \left( \beta_{11}(1), \beta_{12}(1.4617), \beta_{13}(-0.8632), \beta_{14}(0.0813), \beta_{15}(-0.1115), \beta_{16}(-0.1689) \right) \\ &\quad \left( \begin{array}{cccccc} & & & & & \\ & (0.409) & & (0.012) & & (0.017) \\ & & (0.256) & & (0.018) & \\ & & & & & \end{array} \right)\end{aligned}\tag{5.1}$$

Ved å presentere betavektoren på denne måten, er det viktig å legge merke til at koeffisientene inngår med motsatt fortegn. Senere, i delkapittel 5.4.2, har vi løst ut KKI på venstre side og presentert koeffisientene med riktig fortegn i likning 5.4. Ut fra teorien om relativ kjøpekraftsparitet forventes  $\beta_1$  lik -1. En metode for å gjennomføre dette i praksis, er å sette restriksjon på prisdifferansen, slik at vi tvinger koeffisienten til å bli lik -1. Det vil si at vi pålegger modellen å følge kjøpekraftspariteten på lang sikt. I vårt tilfelle anser vi koeffisienten til prisdifferanse å være nær nok, og går derfor videre med en modell uten en slik restriksjon. I delkapittel 5.4.1 går vi grundigere inn på ulike versjoner av kjøpekraftsparitet ved å sette forskjellige restriksjoner på beta-vektoren, og dermed teste relasjonene i et system.

For hver modell vi har testet, har vi også undersøkt ulike alternativer til enkelte av variablene, for å se om disse har bedre forklaringsstyrke. For oljepris har vi testet om modellene blir bedre ved å benytte de ulike indeksene for oljeaksjer eller den dekomponerte oljeprisen, som ble presentert i kapittel 3. Ingen av disse forsøkene kunne forklare kronekursen på en bedre måte enn modell 9 diskutert ovenfor, for vår estimeringsperiode. Det vil si at vi fikk koeffisienter som ikke ble signifikante, eller at koeffisientene ble unormalt høye. I flere tilfeller fikk vi heller ingen kointegrerte forhold mellom variablene. For å



fange opp finansuro testet vi med nevnte GRI, VIX<sup>19</sup> og CVIX. I tillegg testet vi med GPRN<sup>20</sup> i et forsøk på å fange opp geopolitisk uro. Ved å bytte ut CVIX med en av de andre variablene, får modellen enten en betydelig høyere volatilitet eller ikke-signifikante koeffisienter. Vi testet også rentebane sammen med 3 måneders rentedifferanse jf. diskusjon i kapittel 3, men denne kombinasjonen virker å gjøre modellen mindre presis, i tillegg til at koeffisientene ikke blir signifikante. Vi har også undersøkt om modellen blir bedre ved å inkludere Oslo børs sin indeks, OSEBX, i stedet for S&P 500, men også her endte vi opp med en mindre presis modell. Variablene er for øvrig nærmere forklart i kapittel 3.

Disse forsøkene viser med andre ord at vi ikke finner noen bedre modell, så vi går derfor videre i modelleringen med modell 9, presentert i likning 5.1.

## 5.4 Langtidsdynamikk

I dette delkapittelet benytter vi kointegrasjonssammenhengen vi fant i kapittel 5.3. Denne sammenhengen er benyttet til å utvikle en vektor feiljusteringsmodell for KKI. Med én kointegrert vektor og seks variabler, gir likning 4.25 fra metodekapittelet følgende  $\Pi$ -matrise:

$$\begin{aligned} \Pi = \alpha\beta' &= \begin{pmatrix} \alpha_{11} (kki) \\ \alpha_{12} (i - i^*) \\ \alpha_{13} (p - p^*) \\ \alpha_{14} (oljepris) \\ \alpha_{15} (cvix) \\ \alpha_{16} (s\&p500) \end{pmatrix} (\beta_{11} (kki), \beta_{12} (i - i^*), \beta_{13} (p - p^*), \beta_{14} (oljepris), \beta_{15} (cvix), \beta_{16} (s\&p500)) \\ &= \begin{pmatrix} \alpha_{11} (-0.102) \\ \alpha_{12} (0.014) \\ \alpha_{13} (0.037) \\ \alpha_{14} (-0.570) \\ \alpha_{15} (0.246) \\ \alpha_{16} (0.112) \end{pmatrix} (\beta_{11} (1), \beta_{12} (1.462), \beta_{13} (-0.863), \beta_{14} (0.081), \beta_{15} (-0.112), \beta_{16} (-0.169)) \end{aligned} \quad (5.2)$$

<sup>19</sup> Chicago Board Options Exchange volatility index måler implisitt volatilitet av aksjemarkedet, basert på S&P 500.

<sup>20</sup> Geopolitical Risk Index Narrow er en månedlig indeks som måler geopolitisk risiko som er utviklet og oppdatert av Caldara og Iacoviello (2019).

### 5.4.1 Restriksjoner

Som tidligere nevnt, er det mulig å teste ulike varianter av kjøpekraftsparitet ved å sette restriksjoner på betavektoren, og dermed teste relasjonene i et system. Dette gir oss også muligheten til å se hvordan de øvrige koeffisientene reagerer på restriksjonene. I tabell 5.1 benytter vi en likelihood-ratio test for å teste nullhypotesen om at restriksjonene er gyldige. Ikke overraskende må vi også her forkaste hypotese 1 ( $H_1$ ) om ren kjøpekraftsparitet, noe som bygger opp under resultatet vi fant i delkapittel 5.1. Vi tester videre en utvidet kjøpekraftsparitet ( $H_2$ ) med realøkonomiske sjokk, hvor oljeprisen dermed får vandre fritt i modellen. Vi ser at p-verdien øker noe, men at også denne hypotesen må forkastes på 1%-nivå.

**Tabell 5.1:** Testresultater for restriksjoner på langsiktig kointegrasjonsvektor ( $\beta$ )

$\beta_{11}(kki) + \beta_{12}(i - i^*) + \beta_{13}(p - p^*) + \beta_{14}(oljepris) + \beta_{15}(cviX) + \beta_{16}(s\&p500)$				
Hypotese	Restriksjoner	Estimert beta	Test statistikk	[p-verdi]
$H_1$ : Ren PPP	(1, 0, -1, 0, 0, 0)	(1, 0, -1, 0, 0, 0)	$\chi^2(5) = 28.46$	[0.00]***
$H_2$ : Utvidet PPP 1	(1, 0, -1, *, 0, 0)	(1, 0, -1, 0.149, 0, 0)	$\chi^2(4) = 14.41$	[0.01]***
$H_3$ : Utvidet PPP 2	(1, 0, -1, *, *, 0)	(1, 0, -1, 0.220, -0.243, 0)	$\chi^2(3) = 9.37$	[0.02]**
$H_4$ : Tvungen PPP	(1, *, -1, *, *, *)	(1, 1.462, -1, 0.077, -0.110, -0.161)	$\chi^2(1) = 0.213$	[0.65]

Notat: Utvidet PPP 1 er kjøpekraftsparitet med fritt vandreende oljepris, mens utvidet PPP 2 er kjøpekraftsparitet med fritt vandreende oljepris og risikoindikator. Under kolonnen for restriksjoner, indikerer \* at koeffisienten får vandre fritt i estimeringen, mens under kolonnen for p-verdi er tilsvarende relatert til signifikansnivå: \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Ved å utvide kjøpekraftspariteten ytterligere ( $H_3$ ), slik at både oljepris og risikoindikatoren vandrer fritt i estimeringen, finner vi en ytterligere økning i p-verdien, men at denne må forkastes på 5%-nivå. Vi kan med andre ord avvise ren kjøpekraftsparitet og utvidelser av denne, ved å teste relasjonene i et system. Ut fra disse enkle hypotesene, og ved å definere dette som kronens fundamentale verdi, vil dermed kronekursen avvike fra dette nivået. Ved å se tilbake på betavektoren i  $\Pi$ -matrisen, presentert i likning 5.2, ser vi at de estimerte koeffisientene i  $H_1$  og  $H_2$  i Tabell 5.1 får samme fortegn som i den opprinnelige modellen uten restriksjoner.

Vi har i tillegg estimert en modell ( $H_4$ ) hvor vi pålegger opprinnelig modell 9 å følge relativ kjøpekraftsparitet, samtidig som alle andre koeffisienter får vandre fritt. Her er

ikke poenget å anse dette som en utvidelse av PPP, men heller å se hvordan de andre koeffisientene reagerer på restriksjonen. Ved å pålegge modellen å følge en mer teoretisk riktig spesifikasjon, observerer vi at koeffisientene holder seg tilnærmet like som for den opprinnelige modellen uten restriksjon.

For å teste om enkeltvariablene responderer på avvik fra den langsiktige likevektsrelasjonen, setter vi enkeltvise restriksjoner på alfavektoren fra  $\Pi$ -matrisen presentert i likning 5.2. Vi benytter en likelihood-ratio test for å teste om variablene er svakt eksogene, noe som vil si at vi ikke kan forkaste at hastigheten på den enkelte justeringsparameteren er lik 0 Enders (2015, s. 394).

**Tabell 5.2:** Testresultater for restriksjoner på justeringsparameterne ( $\alpha$ )

$\alpha_{11}(kki) + \alpha_{12}(i - i^*) + \alpha_{13}(p - p^*) + \alpha_{14}(oljepris) + \alpha_{15}(cvix) + \alpha_{16}(s\&p500)$				
Variabel	Restriksjoner	Estimert alfa	Test statistikk	[p-verdi]
Uten restriksjon	(* , * , * , * , * , *)	(-0.10, 0.01, 0.04, -0.57, 0.25, 0.11)	-	-
Null respons <i>kki</i>	(0, * , * , * , * , *)		$\chi^2(1) = 3.28$	[0.07]*
Null respons ( <i>i-i*</i> )	(* , 0, * , * , * , *)		$\chi^2(1) = 5.63$	[0.02]**
Null respons ( <i>p-p*</i> )	(* , * , 0, * , * , *)		$\chi^2(1) = 6.68$	[0.01]**
Null respons <i>oljepris</i>	(* , * , * , 0, * , *)		$\chi^2(1) = 3.62$	[0.03]**
Null respons <i>cvix</i>	(* , * , * , * , 0, *)		$\chi^2(1) = 0.65$	[0.42]
Null respons <i>s&amp;p500</i>	(* , * , * , * , * , 0)		$\chi^2(1) = 0.85$	[0.36]

Notat: Under kolonnen for restriksjoner indikerer \* at koeffisienten får vandre fritt i estimeringen, mens under kolonnen for p-verdi er tilsvarende relatert til signifikansnivå: \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Tabell 5.2 viser at vi kan forkaste nullhypotesen om svak eksogenitet for rentedifferanse, prisdifferanse og oljepris på 5%-nivå, mens KKI kun kan forkastes på 10%-nivå. CVIX og S&P 500 fremstår som svakt eksogene.

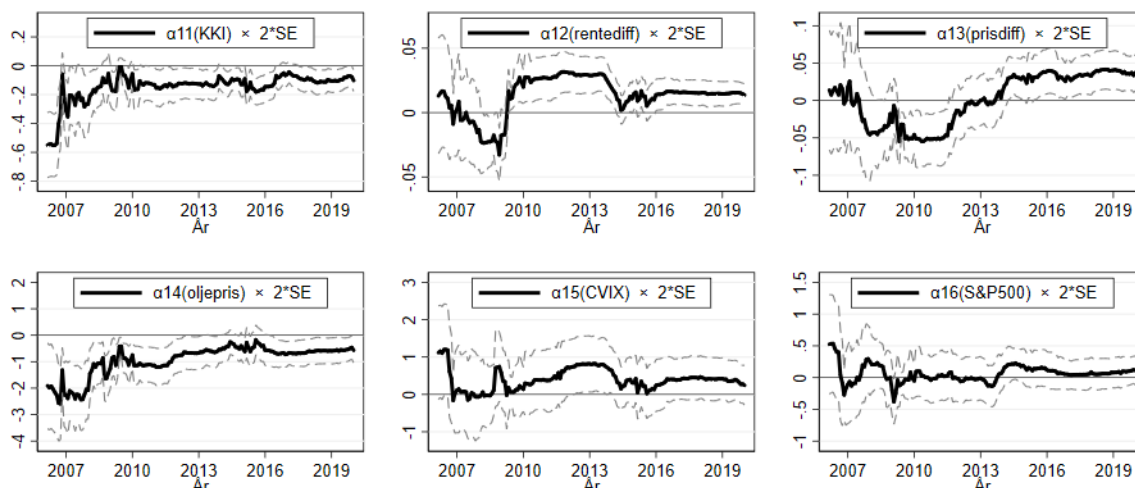
Ved å se på fortegnene til alfakoeffisientene, kan vi se om de enkelte bidrar til å føre feiljusteringen mot likevekt<sup>21</sup>. Alfakoeffisientene sier videre noe om variabelnes respons i de tilfellene KKI avviker fra sin fundamentalverdi. Fortegnene kan også evalueres ved å undersøke om responsen gir mening i forhold til økonomisk teori.  $\alpha_{11}$  bidrar i riktig retning i det den forventes å være negativ. Intuisjonen er at, i de tilfellene kronekursen er svakere

<sup>21</sup> Vi vil gjerne takke Qaisar Farooq Akram i Norges Bank for bidrag til fortolkning av alfakoeffisientene.

enn det fundamentalverdien tilsier, så skal den styrke seg mot sin langtidsammenheng. Det vil si at den skal bli mer negativ, ettersom en lavere verdi tilsvarer en sterkere krone.  $\alpha_{12}$  bidrar også i riktig retning, i det den er positiv. Ved en svak kronekurs i forhold til fundamentalverdien, er en mulig tolkning at konkurranseevnen mot utlandet bedres, noe som normalt tilsier økt nettoeksport. I tillegg vil import bli mindre attraktivt, og vi får en vridning over til norske varer. En siste effekt, er at en svak krone medfører at importere varer blir dyrere. Isolert sett, tilsier dette høyere importert prisvekst, ettersom importens andel av konsumprisindeksen utgjør om lag 30%. Totalt sett vil dette på sikt bidra til høyere inflasjon og en kontraktiv pengepolitikk ved høyere innenlands rente. Isolert sett vil dette tilsa en økt rentedifferanse mot utlandet, og derav riktig fortegn på alfakoeffisienten.  $\alpha_{13}$  er også positiv, noe som vil si at den har riktig fortegn. Her er intuisjonen at en for svak krone i forhold til fundamentalverdien vil føre til en økning i prisnivået, noe som er konsistent med fortolkningen av  $\alpha_{12}$ .

Det vil ikke være rimelig å anta at  $\alpha_{14}$ ,  $\alpha_{15}$  og  $\alpha_{16}$  skal respondere på avvik i den norske kronekursen. Poenget er at den norske kronen har for liten gjennomslagskraft i den internasjonale økonomien til at det vil være rimelig å anta at internasjonale variabler som oljepris, CVIX og S&P500 skal respondere på kronens avvik fra dens langtidsammenheng. Vi har derfor gått videre i utredningen med å sette nullrestriksjoner på disse alfakoeffisientene, noe som vil si at de blir hindret i å respondere på feiljusteringsleddet.

For å danne et bilde av stabiliteten til feiljusteringsmekanismene i alfavektoren uten restriksjoner, har vi estimert rekursive estimater av alfakoeffisientene med en utgangmodell på 60 observasjoner fra 2001M4 til 2006M3. Basert på diskusjon ovenfor om internasjonale variabler sin respons på avvik i kronekursen, vil det være naturlig å kun legge vekt på estimatene i den øvre delen av Figur 5.2. Vi ser at koeffisientene er noe mer ustabile i starten av rekursjonsperioden, noe som er forventet med tanke på den relativt sett kortere estimeringsperioden. Det er verdt å merke seg at  $\alpha_{11}$  stort sett har holdt seg negativ over hele perioden, mens  $\alpha_{12}$  har vært positiv for store deler av perioden.  $\alpha_{13}$  derimot, går fra negativ til positiv rundt starten av 2014, noe som vil si at prisdifferansen sin respons fra avvik i KKI, kun har en økonomisk fortolkning for de siste seks årene av rekursjonsperioden.



**Figur 5.2:** Rekursive estimater av alfakoeffisienter ( $\pm 2$  standardavvik)

I neste delkapittel presenterer vi den foretrukne langtidsløsningen i denne modelleringen. Det vil si at vi får en ny betavektor hvor det er satt nullrestriksjoner på  $\alpha_{14}$ ,  $\alpha_{15}$  og  $\alpha_{16}$ , som diskutert ovenfor.

### 5.4.2 Langtidsløsning

Med nullrestriksjoner på  $\alpha_{14}$ ,  $\alpha_{15}$  og  $\alpha_{16}$  i alfavektoren fra likning 5.2, estimerer vi en ny betavektor som danner grunnlag for feiljusteringsleddet, representert med  $z_{t-1}$  (standardavvik er oppgitt i parentes):

$$\begin{aligned}
 z_{t-1} = & kki_{t-1} - 3.4869 + \underset{(0.4099)}{1.5347(i^{12} - i^{*12})_{t-1}} - \underset{(0.2564)}{1.0238(p - p^*)_{t-1}} \\
 & + \underset{(0.0123)}{0.0590(oljepris)_{t-1}} - \underset{(0.0180)}{0.0878(cvix)_{t-1}} - \underset{(0.0175)}{0.1637(s\&p500)_{t-1}}
 \end{aligned}
 \tag{5.3}$$

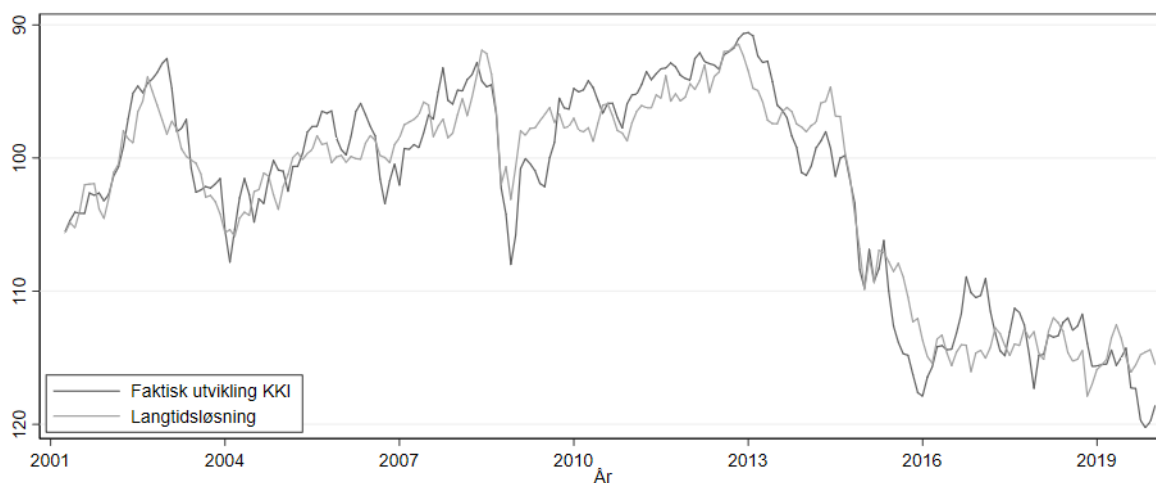
Bernhardsen og Røisland (2000, s. 190) beskriver en slik modell som en likevektsjusteringsmodell. Likevektskursen er den valutakursen som impliserer intern og ekstern balanse i økonomien. Det vil si valutakursen alltid beveger seg mot en likevekt, men at det i perioder vil være avvik fra likevekten, grunnet korttidsdynamikken. Avvikene fra langtidsløsningen blir for øvrig justert med styrken til verdiene til koeffisientene i hver periode. Det blir feil å anta at feiljusteringsleddet er en likevektskurs i direkte forstand, siden vi ikke har modellert hele økonomien. Det er derimot vanlig å anta at valutakursen beveger seg mot likevekt på lang sikt. Langtidsmodellen vil dermed i en viss

forstand kunne anses som en likevektskurs, slik som Bernhardsen og Røisland diskuterer. Feiljusteringsleddet er lagget med en periode slik som vi diskuterte i delkapittel 4.2.5, og leddet viser i hvilken grad kronekursen avviker fra den langsiktige likevektskursen.

Ved å omrokere variablene i feiljusteringsmodellen, får vi følgende modell for KKI, hvor dermed koeffisientene inngår med riktig fortegn. Dette representerer *langtidsløsningen*, og tidsnotasjonen er derfor utelatt (standardavvik oppgitt i parentes):

$$\begin{aligned}
 kki = & 3.4869 - 1.5347(i^{12} - i^{*12}) + 1.0238(p - p^*) - 0.0590(oljepris) \\
 & (0.4099) \qquad\qquad\qquad (0.2564) \qquad\qquad\qquad (0.0123) \\
 & + 0.0878(cvi.x) + 0.1637(s\&p500) \\
 & (0.0180) \qquad\qquad\qquad (0.0175)
 \end{aligned}
 \tag{5.4}$$

For en grafisk illustrasjon, har vi plottet langtidsløsningen opp mot KKI:



**Figur 5.3:** Estimert modell og faktisk utvikling i konkurransekursindeksen

Ved å observere Figur 5.3, gir det et innblikk i hvor godt feiljusteringen følger kronekursutviklingen. Det er tydelig at tidsseriene følger hverandre rimelig tett, men at modellen faller noe sammen mot slutten av estimeringsperioden. Spesielt for de siste månedene av 2019 ser modellen ut til å indikere feil retning, og dermed også feil nivå. For øvrig forklarer modellen 90% av den faktiske utviklingen til KKI. Ved å benytte disse variablene til å forklare kronens fundamentale nivå, ser vi at feiljusteringen ikke avviker særlig fra det faktiske nivået til KKI i perioden etter oljeprisfallet. Et nivå som gjennomsnittlig har fluktuert rundt 115. Vi ser likevel betydelige kortsiktige avvik fra dette nivået i slutten av både 2016 og 2019.

Før vi går videre med å modellere korttidsdynamikk, har vi gjennomført ulike diagnostiske tester som en første kontroll for modellen. Dette gir en indikasjon på hvor god feiljusteringsmodellen er, og danner dermed et grunnlag for den videre modelleringen.

### Diagnostiske tester av langtidsmodellen

Tabell 5.3 presenterer de diagnostiske testene for den foreløpige modellen. Kointegrasjon bygger på at residualledd er IID, så ved å teste graden av normalfordeling i residualleddene, kan vi si noe om hvorvidt parameterestimaterne er konsistent med teori for kointegrasjon. Testen for normalfordeling viser at nullhypotesen om normalfordelte residualer klart avvises. Egenskapene til kointegrasjonsestimatorene er på en annen side mer sensitive for avvik som skyldes skjevhet enn kurtosis (Juselius og Macdonald, 2000, s. 18). Testen avvises i hovedsak på grunn av kurtosis over 3, og vi velger derfor å ikke se på dette som særlig alvorlig for den videre analysen.

**Tabell 5.3:** Tester for modellspekifisering

<i>Diagnostiske tester</i>		
Normalitetstest	$\chi^2(12)$	334.55 [0.00]***
Skjevhet		0.5599
Kurtose - 3		0.9528
Stabilitetstest (r = 1)	1, 1, 1, 1, 1, 0.55, 0.55, 0.13, 0.13, 0.11, 0.11, 0.10	
Stabilitetstest (r = 2)	1, 1, 1, 1, 0.96, 0.60, 0.38, 0.22, 0.17, 0.17, 0.14, 0.06	

Notat: Normalitet tester nullhypotesen om normalfordelte residualer ved én felles Jarque-Bera test for skjevhet og kurtosis. Stabilitetstesten rapporterer modulus til røttene for både ett og to kointegrerte forhold. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Stabilitetstesten gir en indikasjon på om antall kointegrerte forhold er feilspekifisert, eller om kointegrasjonsleddet er ikke-stasjonært. I vårt tilfelle, hvor vi har 6 variabler og ett kointegrert forhold, vil 5 av røttene ha modulus lik 1. For at modellen kan ansees som stabil, kan ingen av de gjenværende røttene ha modulus nær 1. Ut fra testen kan det virke som dette kravet innfris med bakgrunn i at den næreste observasjonen er 0.55. I følge Stata (2020) finnes det ingen distribusjonsteori for å måle hvor nært roten kan være 1 og samtidig klassifiseres som stabil. Vi velger å anse observasjonen som ikke nær nok 1, og går derfor videre i analysen med en antakelse om stasjonær modell med ett kointegrert forhold. I likhet med Juselius og Macdonald (2000, s. 19) gjennomfører vi en sensitivitetstest ved

å øke antall kointegrerte forhold til 2 ( $r = 2$ ). Sensitivitetsanalysen viser at vi ender opp med en observasjon som er veldig nære 1 (0.96), noe som støtter opp under at riktig antall kointegrerte forhold er 1.

### Fortolkning av langtidsmodellen

Vi skal i dette delkapittelet gå nærmere inn på koeffisientene i langtidsløsningen, presentert i likning 5.4. Vi begynner med rentedifferansen. En forklaring av fortegnet på denne koeffisienten i forhold til udekket renteparitet, kommer vi tilbake til under korttidsløsningen i delkapittel 5.5.1. I vårt tilfelle gir en økning i rentedifferansen på 10 basispunkter en reduksjon av KKI på omtrentlig 0.15%, noe som vil si en appresiering av kronekursen. Vi har valgt å benytte 12 måneders renter for å ta opp forventninger om fremtidig pengepolitikk, tilsvarende Bernhardsen (2008, s. 12). Både Bernhardsen, Flatner et al. (2010, s. 9) og Martinsen (2017, s. 9) benytter 12 måneders rentedifferanse, der koeffisientene er henholdsvis 2.5, 1.095 og 0.02<sup>22</sup>. En tolkning av rentedifferansen, er at det er en risikopremie for å holde norske kroner. Modellen gir da et uttrykk for at en høyere langsiktig risikopremie gir en styrking av kronekursen, som vil si at jo mer investorer kompenseres for risiko for å holde den norske kronen, desto mer appresierer kronen.

Neste variabel i langtidsmodellen er prisdifferansen. Som tidligere nevnt, skal prisdifferansen teoretisk sett ha en koeffisient på 1. Empiri antyder at kjøpekraftsparitet har en tendens til å holde på lang sikt. Siden vår estimeringsperiode foregår over en relativt lang tidsperiode, er det nærliggende å tro at modellen skal estimere en koeffisient nær 1. Koeffisienten til modellen ligger veldig nære dette (1.02), noe som dermed gir konsistens mot økonomisk teori. Konsensus i tidligere forskning på den norske kronen, er at prisdifferansen ofte er inkludert i langtidsrelasjonene. Flatner et al. (2010, s. 9) og Martinsen (2017, s. 9) rapporterer henholdsvis koeffisienter på 0.608 og 1.196 for denne variabelen. Bernhardsen (2008, s. 12-13) argumenterer på sin side for å ekskludere denne variabelen med bakgrunn i lav og stabil inflasjon i estimeringsperioden. I tråd med den grafiske fortolkningen av Figur 3.13, er dette i tråd med relativ kjøpekraftsparitet, hvor en økt prisdifferanse mot utlandet gir en økning i KKI, noe som vil si en depresiering av kronen.

---

<sup>22</sup> Bernhardsen (2008) og Flatner et al. (2010) benytter estimeringsperiode på henholdsvis 2002M1-2008M3 og 1983M1-2008M9, hvor begge modellene har tallformat på koeffisienter tilsvarende vår modell. Martinsen (2017) benytter estimeringsperiode 1999Q1-2016Q4 hvor koeffisienten på 0.02 vil si at en økning i rentedifferansen på 10 basispunkter gir 0.2% appresiering av kronekursen.



En økt oljepris har historisk sett styrket kronen. Dette stemmer også i vår modell, hvor en økning i oljeprisen på 10% fører til en appresiering av kronekursen på omtrentlig 0.6%. Dette er i tråd med andre studier, som estimerer koeffisienter som ligger i samme område. Flatner et al. (2010, s. 9), Bernhardsen (2008, s. 13) og Martinsen (2017, s. 10) estimerer koeffisienter på -0.07, -0,06 og -0.093, noe som vil si at en 10% økning i oljepris appresierer kronen med om lag 0.5-1%. Det er ofte to nevnte årsaker til at oljeprisen påvirker kronekursen. Den første går ut på at økt oljepris øker verdien av oljerelaterte selskaper på Oslo børs. Oljeselskaper har historisk utgjort en stor andel av Oslo børs, men det er verdt å merke seg at denne andelen er blitt redusert de senere årene. Utenlandske investorer vil i neste omgang investere i disse selskapene, og må dermed kjøpe norske kroner. Den økte etterspørselen etter norske kroner bidrar til en appresiering av kronen. Den andre grunnen, er at økt oljepris øker statens inntekter, noe som i utgangspunktet skal gi en appresierende effekt på kronen.

Volatilitetsvariabelen vi har valgt, er som tidligere diskutert, CVIX. Denne variabelen forklarer hvordan uro i valutamarkedene påvirker KKI og dermed kronekursen. Modellen estimerer en koeffisient på 0.088 for denne variabelen, noe som vil si at økt volatilitet i valutamarkedene fører til depresiering av kronekursen. Som diskutert i kapittel 3, er dette dermed i tråd med tidligere studier som har benyttet tilsvarende risikoindikator ved modellering av kronekursen. Fortegnet er dermed som forventet, da den norske kronen ikke betraktes som en trygg havn. Dette vil i praksis bety at når volatiliteten i markedet øker, så vil investorer selge kroner for å kjøpe valuta som ansees som et tryggere alternativ.

Den siste variabelen i modellen, er den amerikanske aksjeindeksen S&P 500. Variabelen estimeres med positivt fortegn, noe som stemmer godt overens med hovedtrekkene fra den grafiske fremstilling mellom S&P 500 og KKI i Figur 3.14. Grunnen til at kronen svekkes av en økning i amerikanske aksjer på lang sikt, kan blant annet knyttes mot at investorer ønsker å ta del i den økonomiske oppgangen i USA. Dette medfører at de flytter investeringer over til det amerikanske aksjemarkedet og dermed er avhengig av å kjøpe dollar. Ved kjøp av dollar for norske kroner, oppstår dermed et depresieringspress på den norske kronen, isolert sett.

Ut fra fortegnene til variabelkoeffisientene, er modellen i tråd med hva vi kan forvente fra økonomisk teori og intuisjon. Ved å benytte denne analysen i en kombinasjon med den

grafiske fremstilling av variablene i kapittel 3, er det mulig å diskutere hvorfor modellen estimerer et fundamentalnivå som er rimelig i tråd med den faktiske kronekursen i perioden 2017-2020. Figur 3.3 viser at rentedifferansen har vært rimelig stabil fram til 2019, men at det har vært en økning etter dette. Figur 3.5 viser at oljeprisen også har økt i perioden, fra rundt 35 til stabilt over 60 dollar per fat. Isolert sett, tilsier disse økningene en appresiering av kronen etter 2016. CVIX på sin side, har hatt liten endring denne i perioden. S&P 500 har økt, men mer fundamentalt vil det være å se på økningen i prisdifferansen som kommer fram av Figur 3.13. Denne økningen tilsvarer en depresiering i perioden, og er med på å utligne effekten fra oljepris og rentedifferanse. Dette er noe som kan være med på å forklare hvorfor modellen estimerer et fundamentalnivå omkring faktisk kronekurs.

Det er fremdeles en viss fare for at langtidsmodellen er enten over- eller underspesifisert, eller at modellen har multikollinearitet. Vi har i delkapittel 4.1 diskutert hva multikollinearitet kommer av og hvordan problemet kan avhjelpes. På grunn av modellens estimeringsperiode, og med tanke på at koeffisientene er i tråd med tidligere forskning og økonomisk teori, anser vi at modellens estimerte sammenheng kan betraktes som gyldig. Vi benytter derfor denne langtidssammenhengen når vi i neste kapittel går videre for å modellere korttidsdynamikken til kronekursen.

## 5.5 Korttidsdynamikk

Korttidsdynamikken baserer seg på den laggede feiljusteringsmekanismen kombinert med forklaringsvariabler på differanseform, som ut ifra økonomisk teori kan påvirke kronekursen på kort sikt. For å unngå en spuriøs sammenheng, må alle variabler være stasjonære, slik det ble diskutert i delkapittel 4.2.3. Tester for dette ble presentert i delkapittel 5.2, hvor vi gikk videre med antakelsen om at alle variablene er stasjonære på endringsform og derfor kan benyttes i modelleringen av korttidsdynamikken. I tillegg inngår den laggede feiljusteringsmekanismen fra forrige kapittel i modellen som en selvstendig variabel på nivåform.

### 5.5.1 Korttidsløsning

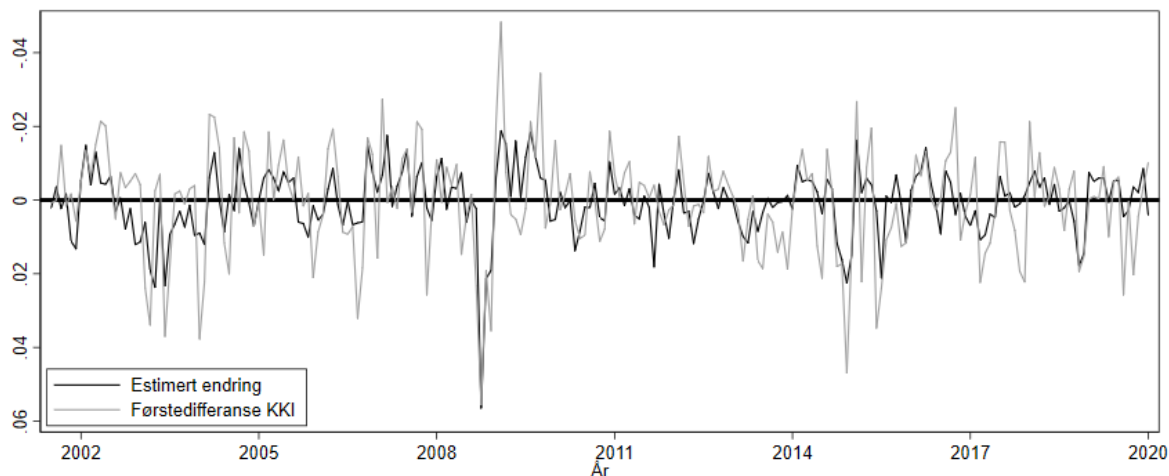
Forklaringsvariablene som inngår i langtidsmodellen, er også inkludert i laggede utgaver ved estimering av korttidsmodellen. Ved å benytte en *general-to-specific* metode, er alle

variablene fra langtidsmodellen i utgangspunktet inkludert med opptil tre lags, med unntak av rentedifferanse og prisdifferanse, som er inkludert med opptil seks lags. Med denne fremgangsmåten får vi et signifikant femtelag for førstedifferansen til prisdifferansen. Dette kan virke noe tilfeldig med utgangspunkt i konsensus om ulik tilpasningshastighet i vare- og finansmarkedene, diskutert i delkapittel 2.2.2. Vi har derfor valgt å ekskludere denne variabelen på endringsform. Hver enkelt variabel som ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null, er derfor eliminert, én etter én i en elimineringsprosess. Det endelige resultatet er presentert i likning 5.5, hvor standardavvik er oppgitt i parentes.

Modellen i likning 5.5 gjelder for vår valgte estimeringsperiode, fra 2001M4 til 2020M1. Alle variablene er statistisk signifikant på 1%-nivå. Her ser vi at modellen også inkluderer feiljusteringsleddet som tidligere ble presentert i likning 5.3. En positiv  $\Delta kki_t$  indikerer en depresiering av kronkursen. Modellen forklarer 35.8% av endringene i KKI, målt ved justert R-kvadrat ( $\bar{R}^2$ ), som ble presentert i delkapittel 4.1.

$$\begin{aligned} \Delta kki_t = & 0.0002 + \underset{(0.0562)}{0.1985\Delta (kki)_{t-1}} - \underset{(0.4808)}{2.7891\Delta (i^{12} - i^{*12})} - \underset{(0.0089)}{0.0574\Delta (oljepis)} \\ & - \underset{(0.0339)}{0.1556} \left[ kki_{t-1} - 3.4869 + \underset{(0.4099)}{1.5347 (i^{12} - i^{*12})_{t-1}} - \underset{(0.2564)}{1.0238 (p - p^*)_{t-1}} \right. \\ & \left. + \underset{(0.0123)}{0.0590 (oljepis)_{t-1}} - \underset{(0.0180)}{0.0878 (cvi x)_{t-1}} - \underset{(0.0175)}{0.1637 (s\&p500)_{t-1}} \right] \end{aligned} \quad (5.5)$$

Figur 5.4 viser faktisk endring i KKI opp mot den estimerte endringen. Ved hjelp av grafen får vi en indikasjon på hvor god modellen er på å estimere riktig retning på endringer i kronkursen. Dersom grafen til den estimerte modellen er på lik side av den horisontale linjen som den observerte kursutviklingen, så har modellen estimert riktig retning. Figuren har en reversert akse, slik som de andre figurene der KKI er inkludert. Det vil si at når KKI er over den horisontale linjen, så vil kronkursen appresiere.



**Figur 5.4:** Observert og estimert endring i konkurransekursindeksen

Dersom korttidsmodellen hadde vært perfekt, ville de to linjene fulgt hverandre 100% hele veien. Siden vår modell har en forklaringsgrad på 35.8%, kommer det tydelig fram fra Figur 5.4 at det er avvik mellom faktisk KKI og estimert KKI. Selv om modellen ikke er perfekt, så presterer den på et rimelig akseptabelt nivå, ved å følge endringer i KKI stort sett på den samme siden av den horisontale linjen gjennom estimeringsperioden. Ved å benytte modellens variabler til å estimere kronens fundamentalverdi, går vi nærmere inn på de tre siste årene av estimeringsperioden. Vi ser at kronen følger endringer i sitt fundamentalnivå i store deler av perioden, men at det også forekommer store avvik i enkelte måneder. Avvikene kan knyttes mot de månedene hvor KKI har sine største svingninger. Spesielt kommer dette fram ved sterke depresieringer i 2017M3, 2017M11, 2017M12, 2019M8 og 2019M10, samt appresieringer i 2017M8 og 2018M1.

### Diagnostiske tester av korttidsmodellen

Før vi diskuterer fortolkningen av koeffisientene i modellen, presenterer vi diagnostiske tester som undersøker hvor godt spesifisert korttidsmodellen fremstår. Dette danner dermed et grunnlag for den videre fortolkningen av koeffisientene, ved å gi en indikasjon på påliteligheten til estimatene. Tabell 5.4 gir en oppsummering av de diagnostiske testene.

**Tabell 5.4:** Diagnostiske tester for korttidsdynamikk

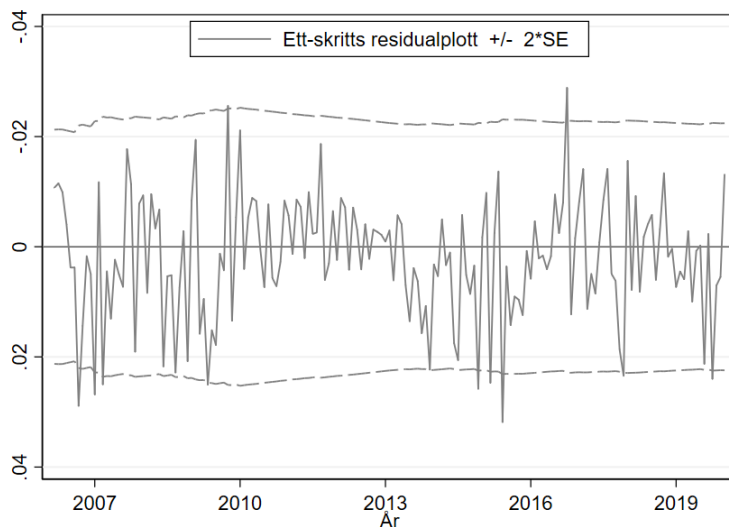
<i>Diagnostiske tester</i>		
AR 1-6	F(6,213)	1.25[0.28]
ARCH 1-6	$\chi^2(6)$	6.85[0.34]
Normalitetstest	$\chi^2(2)$	1.39[0.50]
Skjevhet		0.1739
Kurtose - 3		0.0719
Heteroskedastisitet	F(4,219)	1.55[0.19]
Spesifikasjonstest, RESET	F(3,216)	0.04[0.99]

Notat: AR 1-6 tester nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualer opptil 6.orden ved Breusch (1978) og Godfrey (1978) LM test. ARCH 1-6 tester nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualvarians opptil 6.orden ved Lagrange multiplikator-test. Normalitet tester nullhypotesen om normalfordelte residualer ved å kombinere tester for skjevhet og kurtosis til én felles teststatistikk. Heteroskedastisitet tester nullhypotesen om konstant varians ved Breusch og Pagan (1979) og Cook og Weisberg (1983) test. Spesifikasjonstesten tester nullhypotesen om ingen utelatte variabler ved Ramsey (1969) RESET test. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Tabell 5.4 viser at vi kan beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualer opptil 6.orden. Videre kan vi også beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualvarians opptil 6.orden. Avviket i skjevhet er noe større enn kurtosis-3, men residualene fremstår som rimelig normalfordelte ved at testen klart beholder nullhypotesen. Test for heteroskedastisitet viser også at vi kan beholde nullhypotesen om konstant varians. Til slutt viser RESET-testen at vi kan beholde nullhypotesen om ingen utelatte variabler. Tabell 5.4 viser med andre ord at modellen ikke viser tegn til feilspesifikasjon.

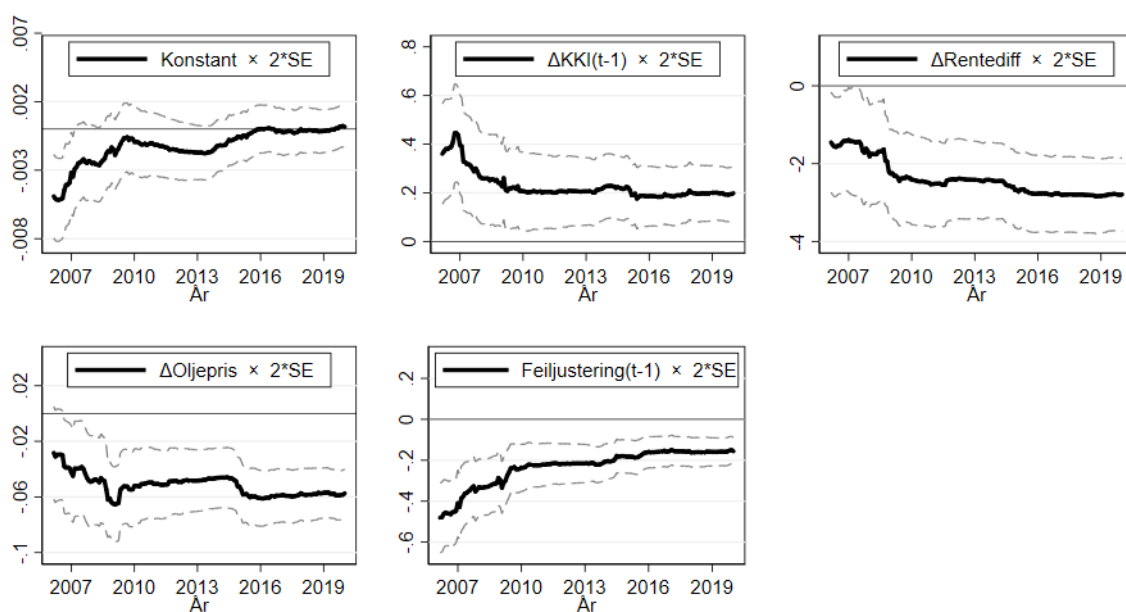
Figur 5.5 viser ett-skrifts rekursivt estimert residualer  $\pm 2 \times$  standardavvik, hvor utgangsmodellen er estimert fra 2001M4 til 2006M3. Observasjoner utenfor båndet kan normalt assosieres med ekstreme observasjoner eller brudd i koeffisienter. Vi har derfor sett nærmere på de observasjonene i residualplottet med størst avvik i absoluttverdi. Det kommer tydelig fram at observasjoner utenfor båndet kan knyttes mot de månedene hvor det har vært de største endringene i KKI i løpet av det respektive året. Spesielt kommer dette fram gjennom sterke depresieringer i 2006M9, 2014M12, 2015M3, 2015M6, 2017M12 og 2019M10. Observasjonene 2009M10 og 2016M10 kan på sin side knyttes mot sterke appresieringer. De ekstreme verdiene ser dog ikke ut til å ligge langt utenfor båndet, og er derfor ikke

gitt videre behandling i modellen.



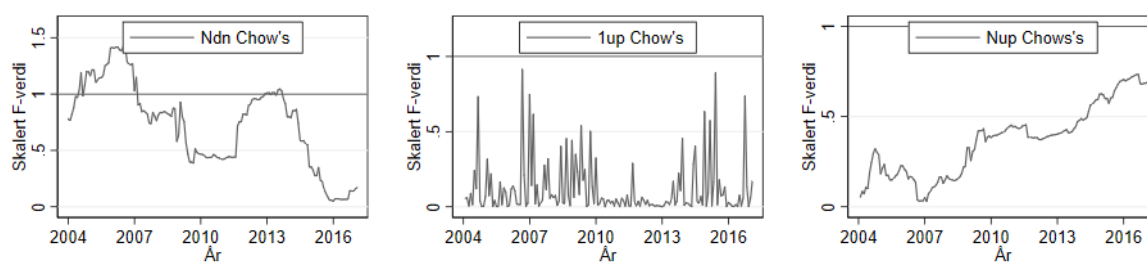
**Figur 5.5:** Ett-skrifts rekursivt estimert residualplot  $\pm 2SE$

Figur 5.6 viser at alle koeffisientene virker rimelig stabile ved å plote rekursive estimater av koeffisientene med en utgangsmoell fra 2001M4 til 2006M3. Det er verdt å merke seg at alle variablene er signifikante for tilnærmet hele rekursjonsperioden. De største svingningene i starten vil kunne knyttes mot relativt kortere estimeringsperiode, men mer interessant er det å se at alle koeffisientene skifter noe omkring oljeprisfallet mellom 2014 og 2016. Vi observerer også at hastigheten på feiljusteringen har blitt noe lavere etter midten av 2014.



**Figur 5.6:** Rekursive estimater av betakoeffisienter  $\pm 2SE$

Figur 5.7 viser tester for brudd i modellen samlet, hvor vi har benyttet 3 ulike Chow tester, som alle ble presentert i delkapittel 4.2.3. For å unngå ekstreme verdier i starten og slutten, har vi fjernet F-verdiene fra de første og siste 15% av estimeringsperioden. Som diskutert i metodekapittelet, benytter vi andre kritiske verdier for å ta høyde for at det forekommer flere enn én mulighet til å forkaste nullhypotesen om ingen brudd. Vi benytter kritiske verdier rapportert i Stock og Watson (2020, s. 591), utarbeidet av Andrews (2003, s. 396)<sup>23</sup>. Rapportert Chow-statistikk er skalert slik at 1 tilsvarer 5% signifikansnivå, noe som vil si at verdier høyere enn dette indikerer parameterbrudd. Vi observerer at Ndn-Chow indikerer et brudd i starten av plottet, men fra Figur 5.6 ser det ut til at dette kan knyttes mot svingninger som følge av kort estimeringsperiode. 1up-Chow viser også enkelte høye verdier omkring det samme tidspunktet, men denne testen bryter dog ikke 5%-nivå. Ndn indikerer også marginalt et brudd omkring oljeprisfallet, noe som er sammenfallende med noe endrede koeffisienter rapportert i Figur 5.6. Noe av den samme effekten ser også ut til å komme fram i 1up-Chow, ved å indikere høyere verdier mot slutten av oljeprisfallet. Ved å benytte Nup prediksjons-Chow, ser vi at effekten også kommer fram ved klart stigende verdier fra 2014 til 2016. Dette reflekterer at ved å holde bruddtidspunktet fast, og øke prediksjonshorisonten, så vil prediksjonene normalt bli dårligere etter at koeffisientene skifter. Totalt sett indikerer testene at stabiliteten til modellen virker å være rimelig god.



**Figur 5.7:** Rekursive Chow tester for koeffisientstabilitet

### Fortolkning av korttidsmodellen

Vi går i dette delkapittelet nærmere inn på korttidsmodellen representert i likning 5.5. Den positive koeffisient for  $\Delta(kki)_{t-1}$ , impliserer at alt annet like, vil en depresiering (appresiering) av KKI forrige måned på 1%, gir en svekkelse (styrking) av kronkursen på omtrentlig 0.2% inneværende måned. Dette resultatet finner også Bernhardsen (2008, s. 19)

<sup>23</sup> Andrews (2003) er kun en oppdatering av opprinnelige kritiske verdier rapportert i Andrews (1993), som videre beskriver utregningen av verdiene.

og Naug (2003, s. 119) for sine modeller med tilnærmet identisk koeffisient. Naug knytter dette opp mot aktørers bruk av teknisk analyse og Rime (2003, s. 138) sin diskusjon om *flokkadferd*, hvor aktørene legger mer vekt på observerte transaksjoner enn egen informasjon. Videre har vi dekomponert R-kvadrat, slik at vi kan se hvor mye hver enkelt variabel bidrar til variasjonen til inneværende måneds KKI. Dette viser at KKI lagget én måned utgjør 15.1% av forklaringsgraden.

Endringen i tolv måneders rentedifferanse er også inkludert i modellen, og utgjør hele 36% av forklaringsgraden. Dette betyr at rentedifferansen er en av de variablene med størst påvirkningskraft. En økning i rentedifferansen på 10 basispunkter gir en appresiering av kronkursen på 0.28 %, noe som er en vesentlig sterkere effekt enn på lang sikt, presentert i delkapittel 5.4.2. Dette er i tråd med tidligere empiri for andre estimeringsperioder, hvor blant annet Bernhardsen (2008, s. 19) rapporterer en liknende effekt på 0.31%. Dette betyr nødvendigvis ikke at udekket renteparitet ikke holder. Poenget er at økonometrisk modellering som baseres på historiske korrelasjoner mellom variabler, ikke får med seg at forventninger til fremtidig rentedifferanse allerede kan være reflektert i dagens valutakurs. Selv om det ikke løser hele problemet, kan langsiktige rentedifferanser ta høyde for noe av problemet. Som tidligere diskutert, vil ikke-forventede økninger i rentedifferansen appresiere kronen under inflasjonsstyring. Dette betyr nødvendigvis ikke at udekket renteparitet ikke holder. Holdbarheten til udekket renteparitet avhenger heller av om forventede endringer i valutakursen står i stil med rentedifferansen i etterkant av den umiddelbare effekten (Bernhardsen, 2008, s. 9-12).

Oljeprisen utgjør på sin side 36,1% av forklaringsgraden, og er dermed en av modellens mest innflytelsesrike variabel. En økning i oljeprisen på 10% gir en appresiering av kronkursen på om lag 0.6%, noe som er i tråd med Bernhardsen (2008, s. 19) og Bernhardsen og Røisland (2000, s. 192), som rapporterer tilsvarende effekter på henholdsvis 0.5% og 0.2%. Drivkreftene bak sammenhengen mellom oljeprisen og kronkursen følger resonnementet vi presenterte i delkapittel 5.4.2.

Det siste leddet i korttidsmodellen er feiljusteringsleddet, som er innrammet i klammeparentes. Feiljusteringsmodellen er tidligere presentert og drøftet i delkapittel 5.4.2. Koeffisienten til feiljusteringsleddet gir en indikasjon på hvor lang tid kronkursen bruker på å komme tilbake til nivået som ansees å være likevekt i de tilfellene det har vært avvik



(Bernhardsen og Røisland, 2000, s. 190). Det vil si at i de tilfellene kronekursen er svakere enn det likevektskursen antyder, vil kronen appresiere mot likevekt og avvikene dermed minimeres. Modellen vi har fremstilt reduserer avviket med omtrent 15,5% hver måned, noe som gir en halveringstid<sup>24</sup> på i overkant av 4 måneder. Dette vil si at modellen bruker litt under et halvt år på å halvere avvikene fra likevektskursen.

Korttidsmodellen har samme dilemma som langtidsmodellen, nemlig at det er flere variabler som kunne inngått i modellen, ut fra økonomisk teori, men som ikke viser seg å være statistisk signifikante. Som tidligere nevnt har vi undersøkt variablene med forskjellig antall lags, og verken CVIX eller S&P 500 er signifikant for noen av variantene. Dermed uteblir disse variablene direkte i korttidsmodellen, men inngår via langtidsleddet. Ved å plote rekursive koeffisienter av modellen når vi inkluderer inntil 3 lags av førstedifferansen til CVIX, tilsvarende Figur 5.6, finner vi at det ikke har vært noe brudd mot slutten av serien for disse koeffisientene. Dermed viser plottet at variabelen ikke er signifikant under noe tidspunkt i rekursjonsperioden. Tilsvarende analyse er gjennomført med risikoindikatoren GRI og S&P 500, med samme utfall.

Modelleringen av både den langsiktige og kortsiktige utviklingen i kronekursen baserer seg på *in-sample* valutakurspredikering. Ved *in-sample* predikering benytter predikeringene det samme datagrunnlaget som modellen er estimert på. Modellens forklaringskraft blir dermed testet på samme estimeringsperiode som modellen bygger på, noe som vil si at vi kan forvente at disse prediksjonene vil være relativt gode. En metode for å teste modellens prediksjonsevne, er å undersøke hvor godt modellen predikerer *out-of-sample*. Det vil si at vi tester hvor godt modellen klarer å predikere kronekursen i perioder etter modellens estimeringsperiode (Brooks, 2019, s. 278). I denne analysen gir vi fremdeles modellen fordelene av å benytte virkelige verdier av fundamentalfaktorene, tilsvarende Meese og Rogoff (1983). I neste kapittel gjennomfører vi tilsvarende tester for korttidsmodellen.

---

<sup>24</sup> Formel for halveringstid:  $\frac{\ln(0.5)}{\ln(1-\theta)}$ , der  $\theta$  er koeffisienten til feiljusteringsleddet (Bernhardsen og Røisland, 2000, s. 191).

## 6 Out-of-sample estimering

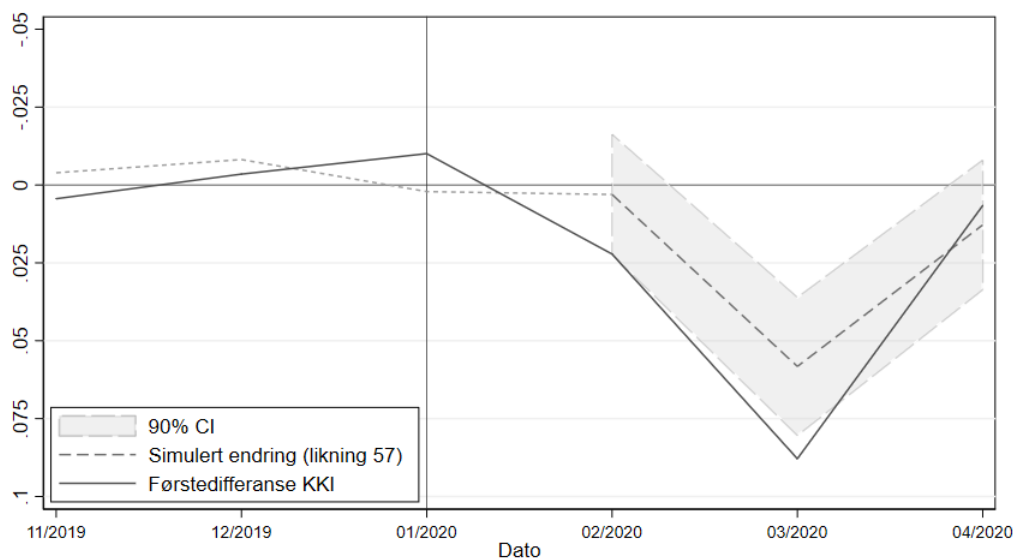
Vi skal i dette kapittelet gå videre med korttidsmodellen som ble presentert i likning 5.5, og undersøke hvor godt den presterer utenfor estimeringsperioden, noe som vil si perioden 2020M2-2020M4. Metoden vi har valgt for å undersøke dette, er en out-of-sample estimering, der vi legger historiske data til grunn for prediksjonen. Denne analysen er ikke det samme som å predikere valutakurs fram i tiden, der de virkelige verdiene til forklaringsvariablene ikke er kjent. Hensikten med estimeringen er å undersøke hvor robust modellen framstår, ved å benytte virkelige verdier av forklaringsvariablene utenfor estimeringsperioden. Siden vår periode kun består av tre estimeringer, har vi konstruert ytterligere en modell med estimeringsperiode fra 2001M4 til 2019M4. Vi kan dermed undersøke den nye modellen over en 12 måneders periode. Denne modellen er presentert i delkapittel 6.2.

I perioden vi predikerer, er markedet preget av mye usikkerhet og uro. Mars 2020 skiller seg spesielt ut, med et kraftig børs- og oljeprisfall, grunnet oljepriskrigen mellom Saudi-Arabia og Russland, samt ringvirkningene fra Covid-19 pandemien. Dette er også en periode der den norske kronen totalt sett svekket seg betydelig mot handelspartnerne. På grunn av urolighetene, har vi dermed en noe mer restriktiv forventning til hvor godt modellene klarer å predikere utviklingen til KKI.

### 6.1 Out-of-sample estimering for hovedmodell

Vi begynner som nevnt å undersøke hvordan korttidsmodellen fra delkapittel 5.5.1 presterer out-of-sample. Dette gir oss kun muligheten til å predikere tre måneder fram i tid, men er fortsatt med på å gi oss en indikasjon på hvor robust modellen er i urolige tider.

Figur 6.1 viser at faktisk endring i KKI ligger marginalt utenfor usikkerhetsbåndet til den predikerte modellen for februar 2020, mens endringen i mars ligger noe lengre utenfor. Den første prediksjonen i februar viser en marginal depresiering, men prediksjonen får ikke med seg hele den faktiske depresieringen i KKI. Oljeprisen falt i denne måneden med om lag 7 dollar, noe som isolert sett vil tilsi at modellen skulle predikert en depresiering. Rentedifferansen mot utlandet holdt seg på en annen side veldig stabil denne måneden, sett i forhold til nivået det siste halvåret i forveien.



**Figur 6.1:** Out-of-sample  $\Delta kki$  for 2020M2 - 2020M4

Selv om både rentedifferansen og oljeprisen halverte seg i mars 2020, klarer ikke modellen å ta opp hele den markante depresieringen i KKI denne måneden. Depresieringen utgjorde 8.8%, noe som den desidert største endringen i analyseperioden på 19 år. Den nest største endringen var depresieringen i oktober 2008 på 5.5%. Nedgangen i rentedifferansen i mars kan blant annet knyttes mot at Norge var pengepolitisk sterkere rustet under Covid-19 pandemien. Det vil si at den norske styringsrenten var på et relativt sett høyere nivå i forhold til handelspartnerne, etter flere økninger i 2019, noe som dermed ga muligheten til å føre enda mer ekspansiv pengepolitikk under pandemien. Ved å gå nærmere inn på observasjoner av dekomponert oljepris utover Figur 3.6, finner vi at både lavere etterspørsel og høyere tilbud av olje er med på å forklare oljeprisfallet i mars. Endringen i etterspørselen førte til om lag 25% redusert oljepris, mens endringen i tilbudet førte på sin side til en reduksjon på i underkant av 16%. Uforklart endring (residualet) ga til slutt en reduksjon av oljeprisen på ca. 6%. Totalt tilsier dette i underkant av en halvering av oljeprisen i mars 2020. I april ser vi at faktisk endring i KKI ligger godt innenfor usikkerhetsbåndet. Selv om oljeprisen styrket seg marginalt denne måneden, fortsatte rentedifferansen å bli lavere, noe som resulterer i at modellen predikerer en depresiering. Til tross for en svært turbulent periode, virker modellen rimelig robust med tanke på at den tar opp en god del av endringen i KKI.

## 6.2 Out-of-sample estimering for alternativ modell

Som tidligere nevnt, ønsker vi å undersøke out-of-sample over en lengre periode, noe som krever en noe revidert modell. Vi har derfor estimert en modell tilsvarende modellen presentert i delkapittel 5.5.1, men med estimeringsperioden 2001M4-2019M4. Vi kan dermed predikere månedene 2019M5-2020M4. Ved å følge samme fremgangsmåte som i kapittel 5, får vi følgende langtidsløsning ved å sette nullrestriksjoner på  $\alpha_{13}$ ,  $\alpha_{14}$  og  $\alpha_{15}$  i alfavektoren:

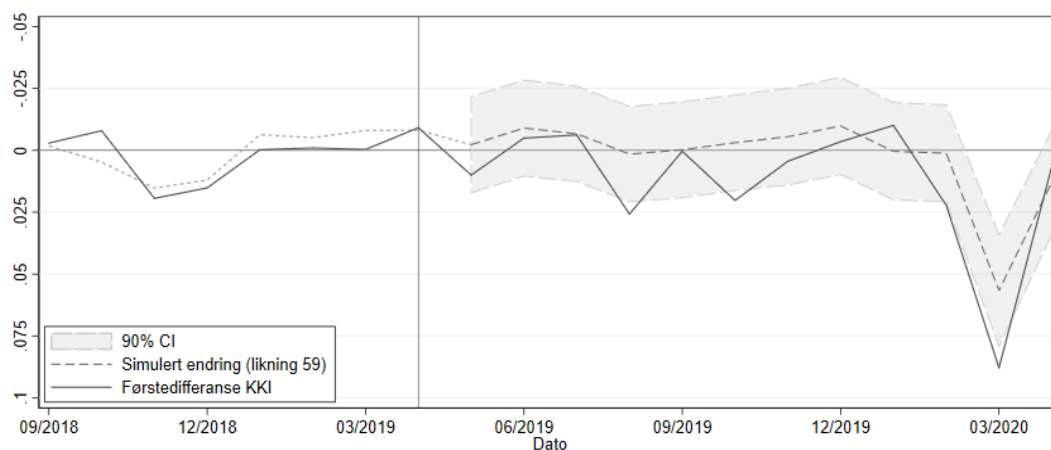
$$\begin{aligned}
 kki = & 3.5356 - \underset{(0.3992)}{1.5546(i^{12} - i^{*12})} + \underset{(0.2584)}{0.9025(p - p^*)} - \underset{(0.0121)}{0.0664(oljepris)} \\
 & + \underset{(0.0177)}{0.0954(cvix)} + \underset{(0.0169)}{0.1587(s\&p500)}
 \end{aligned} \tag{6.1}$$

Vi har gjennomført tilsvarende tester for svak eksogenitet og diagnostiske tester for modellen, og gjengitt disse i Tabell A2.5 i Appendiks A2. Vi ser at resultatet fra de diagnostiske testene og koeffisientene er rimelig like som langtidsmodellen presentert i likning 5.4. Videre har vi estimert følgende korttidsmodell for denne estimeringsperioden:

$$\begin{aligned}
 \Delta kki_t = & 0.0002 + \underset{(0.0575)}{0.1955\Delta(kki)_{t-1}} - \underset{(0.4909)}{2.7771\Delta(i^{12} - i^{*12})} - \underset{(0.0091)}{0.0571\Delta(oljepris)} \\
 & - \underset{(0.0352)}{0.1441} \left[ kki_{t-1} - \underset{(0.3992)}{3.5356} + \underset{(0.3992)}{1.5546(i^{12} - i^{*12})}_{t-1} - \underset{(0.2584)}{0.9025(p - p^*)}_{t-1} \right. \\
 & \left. + \underset{(0.0121)}{0.0664(oljepris)_{t-1}} - \underset{(0.0177)}{0.0954(cvix)_{t-1}} - \underset{(0.0169)}{0.1587(s\&p500)_{t-1}} \right]
 \end{aligned} \tag{6.2}$$

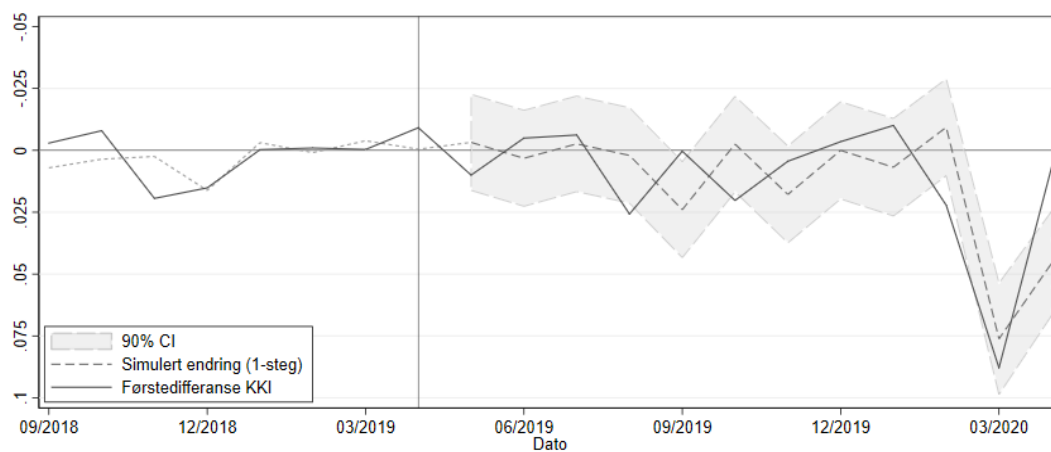
Dette er tilsvarende modell som likning 5.5, estimert på den nye estimeringsperioden. Vi ser også her at koeffisientene inngår med tilnærmet lik størrelse. Diagnostiske tester for denne modellen er presentert i Tabell A2.6 i Appendiks A2, og er tilnærmet identisk som for den originale modellen. Ved å benytte realiserte verdier av forklaringsfaktorene og modellen presentert i likning 6.2, viser Figur 6.2 predikert in-sample, med siste prediksjon i april 2019. I området med usikkerhetsbånd viser modellen out-of-sample estimering. Grafen viser at predikert endring ligger nær null for store deler av 2019, noe som gjør

at den ikke tar opp depresieringene i august og oktober 2019. Modellen får med seg en marginal depresiering i august i hovedsak på grunn av et fall i oljeprisen, men dette motvirkes av en økning i rentedifferansen. Både oljepris og rentedifferansen holdt seg derimot rimelig stabile i oktober. Predikeringene utover i 2020 kan i hovedsak tolkes på samme måte som diskutert under Figur 6.1.



**Figur 6.2:** Out-of-sample  $\Delta kki$  for 2019M5 - 2020M4

Figur 6.3 viser en noe annen tilnærming, ved at vi i tillegg til å benytte realiserte verdier av forklaringsvariablene, har benyttet lagget valutakursendring. Det vil si en ett-steps out-of-sample prediksjon hvor prediksjonen får fordelene av å ta utgangspunkt i forrige måneds faktisk observerte KKI. Vi ser at prediksjonen ikke drar særlig nytte av dette for høsten 2019, hvor faktisk KKI holder seg stabil og depresierer markant annenhver måned. For mars 2020, ser vi på en annen side at prediksjonen har nytte av å ta utgangspunkt i depresieringen i februar samme år. Dette er dermed medvirkende til at observasjonen for faktisk KKI ligger innenfor usikkerhetsbåndet i mars 2020.



**Figur 6.3:** Out-of-sample (1-step)  $\Delta kki$  for 2019M5 - 2020M4

## 7 Konklusjon

Vi har i denne utredningen gått nærmere inn på de klassiske fundamentalfaktorene for kronekursen, og undersøkt om kronen avviker fra sitt fundamentale nivå. For å undersøke dette, har vi benyttet grafisk fremstilling og økonometrisk analyse basert på realiserte verdier av fundamentalfaktorene i perioden fra april 2001 til januar 2020. Mer spesifikt, undersøker utredningen følgende forskningsspørsmål:

### «Avviker kronekursen fra sitt fundamentale nivå i tidsperioden 2017-2020?»

Svaret på dette spørsmålet avhenger kritisk av hva som ansees som kronens fundamentale drivere. Historisk sett, har prisnivået og teorien om kjøpekraftsparitet blitt sett på som det mest fundamentale til å forklare valutakurser. I tillegg har rentenivå mellom landene og realøkonomiske faktorer ofte blitt ansett som utvidelser av denne teorien.

Ved å benytte enkle tester for kjøpekraftsparitet, har vi testet prisnivået mellom Norge og handelspartnerne som en individuell forklaringsfaktor. Videre har vi benyttet kointegrasjonstester og en vektor feiljusteringsmodell for å undersøke det langsiktige forholdet mellom fundamentalfaktorene og kronekursen. Ved å sette restriksjoner på enkeltvariabler i langtidssammenhengen, har vi også testet ulike versjoner av kjøpekraftsparitet i et system. Til slutt estimerte vi en korttidssammenheng på endringsform ved å benytte tradisjonell minste kvadraters metode.

Enkle tester for kjøpekraftsparitet viser at vi må beholde nullhypotesen om ikke-stasjonaritet for den norske realvalutakursen, definert ved KKI. Vi finner også samme resultat ved å teste tilsvarende relasjon i et system av flere forklaringsvariabler, noe som indikerer at kronen også kan påvirkes av realøkonomiske faktorer. Ved å teste utvidelser av kjøpekraftsparitet med oljepris og en global risikoindikator, finner vi at disse også må forkastes, til tross for en noe høyere p-verdi.

Ved å løse ut langtidssammenhengen i vår foretrukne modell, finner vi at rentedifferanse, prisdifferanse, oljepris, CVIX og S&P500 har hatt signifikante langtidspåvirkninger på kronekursen. Ved å bytte ut oljepris med oljeaksjer, finner vi ingen modell som forklarer kronekursutviklingen på en bedre måte for vår estimeringsperiode. Ved å se nærmere på kronekursen opp mot den foretrukne langtidsrelasjonen i tidsperioden 2017-2020, finner

vi at kronkursen i hovedsak har fluktuert rundt langtidsmodellens fundamentale nivå. Vi finner dog klare kortsiktige avvik i dette tidsrommet. Det kan synes som en økning i prisdifferansen har utlignet effekten av økt oljepris og økt rentedifferanse, noe som kan være med på å forklare hvorfor kronen ikke har tatt seg opp igjen sammen med oljeprisen etter 2016. I tillegg finner vi at både prisenivået og rentedifferansen responderer på avvik fra kronens fundamentalnivå. En fortolkning av dette, er at en for svak kronkurs gir økt innenlands prisenivå, som igjen fører til et høyere rentenivå ved kontraktiv pengepolitikk.

Ved å estimere korttidsdynamikken til kronkursen, finner vi at endringen i forrige måneds KKI, rentedifferansen og oljepris har hatt signifikante korttidseffekter på kronen. Det kommer fram av løsningen, at endringer i rentedifferansen og oljepris har hatt størst forklaringskraft på endringer i kronen. Vi finner at kronen følger endringer i modellens fundamentalnivå for store deler av perioden 2017-2020, men at det i enkelte måneder er relativt store avvik. Disse avvikene kan ofte knyttes mot de månedene med størst svingninger i KKI.

Til tross for at kronkursen deprimerte til et markant lavere nivå etter oljeprisfallet, finner vår studie at kronkursen tenderer rundt sitt fundamentale nivå i tidsperioden 2017-2020. Selv om det er klare kortsiktige avvik i tidsperioden, er ikke disse vesentlig større enn avvikene vi finner før oljeprisfallet.

## Referanser

- Akram, Q. F. (2006). PPP in the medium run: The case of Norway. *Journal of Macroeconomics*, 28(4):700–719.
- Akram, Q. F. (2019). Oil price drivers, geopolitical uncertainty and oil exporters' currencies. *Working Paper, Research Department Norges Bank*, 15.
- Akram, Q. F., Brunvatne, K. M., og Lokshall, R. (2003). Reelle likevektsvalutakurser. *Norges Banks Skriftserie*, 31:29–50.
- Alexius, A. (2001). Uncovered interest parity revisited. *Review of international economics*, 9(3):505–517.
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61(4):821–856.
- Andrews, D. W. K. (2003). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point: A corrigendum. *Econometrica*, 71(1):395–397.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6):584–596.
- Bank of England (1999). The transmission mechanism of monetary policy. Hentet fra <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/quarterly-bulletin/1999/the-transmission-mechanism-of-monetary-policy>.
- Berkowitz, J. og Giorgianni, L. (2001). Long-horizon exchange rate predictability? *The Review of Economics and Statistics*, 83(1):81–91.
- Bernhardsen, T. (2008). Simple cross-check models for the krone exchange rate. *Staff Memo, Norges Bank*, 1.
- Bernhardsen, T. og Røisland, (2000). Hvilke faktorer påvirker kronekursen? *Penger og Kreditt, Norges Bank*, (3):187–194.
- Bjørnland, H. C. og 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. og Hungnes, H. (2006). The importance of interest rates for forecasting the exchange rate. *Journal of Forecasting*, 25(3):209–221.
- Bjørnland, H. C. og Thorsrud, L. A. (2015). *Applied Time Series For Macroeconomics*. Gyldendal akademisk, Oslo, 2 edition.
- Bjørnstad, R. og Jansen, E. S. (2006). Renta bestemmer det meste : valutakursutviklingen etter 31. mars 2001. *Økonomiske analyser*, 6:42–47.
- Bjørnstad, R. og Jansen, E. S. (2007). The nok/euro exchange rate after inflation targeting: The interest rate rules. *Discussion Papers, Statistics Norway, Research Department*, 501.
- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31):334–355.



- Breusch, T. S. og Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5):1287–1294.
- Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge, 4 edition.
- Caldara, D. og Iacoviello, M. (2019). Measuring geopolitical risk. Working paper (Desember 2019), Board of Governors of the Federal Reserve Board.
- Cassel, G. (1921). *The World's Monetary Problems; Two Memoranda*. Constable Company limited, London.
- Cassel, G. (1922). *Money and foreign exchange after 1914*. MacMillan, New York.
- Cheung, Y.-W., Chinn, M. D., og Pascual, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, 24(7):1150–1175.
- Cheung, Y.-W. og Lai, K. S. (1995). Lag order and critical values of a modified dickey-fuller test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(3):411–419.
- Chinn, M. D. og Frankel, J. (1994). Patterns in exchange rate forecasts for twenty-five currencies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(4):759–770.
- Chinn, M. D. og Meese, R. A. (1995). Banking on currency forecasts: How predictable is change in money? *Journal of International Economics*, 38(1):161–178.
- Chinn, M. D. og Meredith, G. (2004). Monetary policy and long- horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, 51(3):409–430.
- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3):591–605.
- Cook, R. D. og Weisberg, S. (1983). Diagnostics for heteroscedasticity in regression. *Biometrika*, 70(1):1–10.
- Deutsche Bank (2007). Deutsche bank guide to currency indices. Hentet fra <http://cbs.db.com/new/docs/DBGuideToFXIndices.pdf?fbclid=IwAR3B8TZp4aDz1HQ6g6cYX6-tgPkdLg6nliz1G4lnw5kLyRdTUwI8GZWSNa0>.
- Dickey, D. A. og Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366):427–431.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6):1161–1176.
- Eitrheim, Ø., Frøyland, E., og Røisland, Ø. (1999). Kan prisen på valutaopsjoner si noe om markedets oppfatning av usikkerhet om kronkursen? *Penger og Kreditt, Norges Bank*, (2):230–241.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., og Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4):813–836.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, Hoboken, 4 edition.
- Engle, R. F. og Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2):251–276.

- Federal Reserve Bank of New York (2020). Oil price dynamics report. Hentet 21.april 2020 fra [https://www.newyorkfed.org/research/policy/oil\\_price\\_dynamics\\_report](https://www.newyorkfed.org/research/policy/oil_price_dynamics_report).
- Flatner, A. (2009). Norske kroner ingen trygg havn. *Aktuell kommentar, Norges Bank*, 3.
- Flatner, A., Tornes, P. H., og Østnor, M. (2010). En oversikt over Norges Banks analyser av kronkursen. *Staff Memo, Norges Bank*, 7.
- Flatner, A. og 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 - International Monetary Fund*, 9(3):369–379.
- Flood, R. P. og Taylor, M. P. (1997). *Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?* The Microstructure of Foreign Exchange Markets. Chicago: University of Chicago Press.
- Frankel, J. A. og 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*, 78(2):200–224.
- Froot, K. A. og Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4(3):179–192.
- Giovannini, A. (1988). Exchange rates and traded goods prices. *Journal of International Economics*, 24(1):45–68.
- Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46:1293–1301.
- Groen, J. J. J., McNeil, K., og Middeldorp, M. (2013). A new approach for identifying demand and supply shocks in the oil market. Hentet 21.april 2020 fra <https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2013/03/a-new-approach-for-identifying-demand-and-supply-shocks-in-the-oil-market.html>.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, N.J.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., og Lim, G. C. (2018). *Principles of Econometrics*. Wiley, Hoboken, 5 edition.
- Isard, P. (1977). How far can we push the law of one price"? *The American Economic Review*, 67(5):942–948.
- Johansen, C. S. M. og Pedersen, A. T. (2017). *Hvordan påvirker Norges Banks pengepolitikk den norske kronkursen? En empirisk analyse av kronens følsomhet overfor endringer i rente og rentebane*. (Masteroppgave). Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2):231–254.
- Juselius, K. og Macdonald, R. (2000). International parity relationships between germany

- and the united states: A joint modelling approach. *University of Copenhagen, Institute of Economics Discussion Paper 00/10*.
- Kilian, L. (1999). Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions? *Journal of Applied Econometrics*, 14(5):491–510.
- MacDonald, R. og Taylor, M. P. (1992). Exchange rate economics: A survey. *Staff Papers*, 39(1):1–57.
- Mark, N. C. (1995). Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predicability. *The American Economic Review*, 85(1):201–218.
- Martinsen, K. (2017). Norges Bank's beer models for the Norwegian effective exchange rate. *Staff Memo, Norges Bank*, 7.
- Meese, R. A. og Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1):3–24.
- MSCI (2020a). Msci energy index (usd). Hentet 27.februar 2020 fra <https://www.msci.com/documents/10199/de6dfd90-3fcd-42f0-aaf9-4b3565462b5a>.
- MSCI (2020b). Msci world index (usd). Hentet 27.februar 2020 fra <https://www.msci.com/documents/10199/178e6643-6ae6-47b9-82be-e1fc565ededb>.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4):475–485.
- Mundell, R. A. (1964). A reply: Capital mobility and size. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 30(3):421–431.
- Mussa, M. (1976). The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. *Scandinavian Journal of Economics*, 78(2):229–248.
- Mussa, M. (1979). Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 11:9–57.
- Naug, B. E. (2003). Faktorer bak utviklingen i kronekursen - en empirisk analyse. *Norges Banks Skriftserie*, 31:109–130.
- Neely, C. J. og Sarno, L. (2002). How well do monetary fundamentals forecast exchange rates? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84(5):51–74.
- Ng, S. og Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6):1519–1554.
- Norges Bank (2015). Beregning av aggregatet for handelspartnernes renter. *Norges Bank Memo*, (3).
- Norges Bank (2018). Kki/twi konkurransekursindeksen. Hentet 21.februar 2020 fra <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/kki-twi/>.
- Obstfeld, M. og Rogoff, K. (1996). *Foundations of international macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, Mass, 30 edition.

- Parasrampuria, K. og Sposi, M. J. (2015). A real appreciation for recent exchange-rate movements. *Economic Letter, Federal Reserve Bank of Dallas*, 10(7).
- Poole, W. (1967a). Speculative prices as random walks: An analysis of ten time series of flexible exchange rates. *Southern Economic Journal*, 33(4):468–478.
- Poole, W. (1967b). The stability of the canadian flexible exchange rate, 1950-1962. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 33(2):205–217.
- Quandt, R. E. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 55(290):324–330.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31(2):350–371.
- Rime, D. (2003). Hva kan vi lære om valutakurser av finansiell økonomi? *Norges Banks Skriftserie*, 31:131–140.
- Rogoff, K. S. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2):647–668.
- Rogoff, K. S. (2002). Dornbusch’s overshooting model after twenty-five years: International monetary fund’s second annual research conference mundell-fleming lecture. *IMF Staff Papers*, 49:1–34.
- Rogoff, K. S. og Stavrakeva, V. (2008). The continuing puzzle of short-horizon exchange rate forecasting. *NBER Working Paper Series*, Working Paper nr. 14071.
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2):145–154.
- Stata (2020). Check the stability condition of vecm estimates. Hentet 10.april 2020 fra <https://www.stata.com/manuals13/tsvecstable.pdf>.
- Statistics Bureau of Japan (2020). Is the cpi calculation method of japan as same as that of major countries? Hentet 04.mars 2020 fra <https://www.stat.go.jp/english/data/cpi/1585.htmlB2>.
- Statistisk sentralbyrå (2019). *Konjunkturtrendene med Økonomisk utsyn over året 2018*. Hentet fra [https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/380156?\\_ts=16958558ee0](https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/_attachment/380156?_ts=16958558ee0).
- Stock, J. H. og Watson, M. M. (2020). *Introduction to Econometrics*. Pearson Education Limited, Harlow, 3 edition.
- Studenmund, A. H. (2014). *Using Econometrics: A Practical Guide*. Pearson Education Limited, Harlow, 6 edition.
- Taylor, M. P. (2003). Purchasing power parity. *Review of International Economics*, 11(3):436–452.
- Wang, P. (2003). *Financial Econometrics*. Routledge, London.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cengage Learning, Australia, 6 edition.

---

# Appendiks

## A1 Datakilder

Alle data som er benyttet i analysen er listet under. HKPI har basisår i 2015, IP har basisår i 2005, mens KKI har basisår i 1990.

Bloomberg Terminal. (2020). Norwegian Interbank Offered Rate 3 mnd [tic: NIBOR].

Bloomberg Terminal. (2020). Great Britain Interbank Offered rate 3 mnd [tic: BP0003M].

Bloomberg Terminal. (2020). United States Interbank Offered Rate 3 mnd [tic: US0003M].

Bloomberg Terminal. (2020). Japan Interbank Offered Rate 3 mnd [tic: JY0003M].

Bloomberg Terminal. (2020). Canadian Dollar Offered Rate 3 mnd [tic: CDOR03M].

Bloomberg Terminal. (2020). European Interbank Offered Rate 3 mnd [tic: EUR03M].

Bloomberg Terminal. (2020). Polen Interbank Offered Rate 3 mnd [tic: WIBR3M].

Bloomberg Terminal. (2020). Sweden Interbank Offered Rate 3 mnd [tic: STIB3M].

Bloomberg Terminal. (2020). Great Britain 12-month nominal money market (swap) interest rate [tic: BPSW1 curncy].

Bloomberg Terminal. (2020). Canadian 12-month nominal money market (swap) interest rate [tic: CDSW1 curncy].

Bloomberg Terminal. (2020). Euro area 12-month nominal money market interest (swap) rate [tic: EUSA1 curncy].

Bloomberg Terminal. (2020). Japan 12-month nominal money market interest (swap) rate [tic: JYSW1 curncy].

Bloomberg Terminal. (2020). Norwegian 12-month nominal money market (swap) interest rate [tic: NKSW1V3 curncy].

Bloomberg Terminal. (2020). Polish 12-month nominal money market (swap) interest rate [tic: PZSW1 curncy].

Bloomberg Terminal. (2020). Sweden 12-month nominal money market (swap) interest

rate [tic: SKSW1 curncy].

Bloomberg Terminal. (2020). USA 12-month nominal money market interest rate [tic: USSW1 curncy].

Bloomberg Terminal (2020). Implisitt volatilitet fra 1 måneders opsjoner for EURJPY [tic: EURJPYV1M].

Bloomberg Terminal (2020). Implisitt volatilitet fra 1 måneders opsjoner for EURUSD [tic: EURUSDV1M].

Bloomberg Terminal (2020). Implisitt volatilitet fra 1 måneders opsjoner for USDJPY [tic: USDJPYV1M].

Bloomberg Terminal. (2020). CVIX indeks [tic: CVIX index].

Bloomberg Terminal. (2020). Oljepris [tic: CO1 comdty].

Bloomberg Terminal. (2020). S&P 500 [tic: SPX index].

Bloomberg Terminal. (2020). VIX indeks [tic: VIX index].

Eurostat. (2020). HKPI for Eurosonen. Hentet fra  
<https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>

Eurostat. (2020). HKPI for Norge. Hentet fra  
<https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>

Eurostat. (2020). HKPI for Polen. Hentet fra  
<https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>

Eurostat. (2020). HKPI for Storbritannia. Hentet fra  
<https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>

Eurostat. (2020). HKPI for Sverige. Hentet fra  
<https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>

Eurostat. (2020). HKPI for USA. Hentet fra  
<https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>

Federal Reserve Bank of St. Louis. (2020). Konsumprisindeksen for Japan. Hentet fra  
<https://fred.stlouisfed.org/series/JPNCPIALLMINMEI>

Federal Reserve Bank of St. Louis. (2020). Konsumprisindeksen for Canada. Hentet fra  
<https://fred.stlouisfed.org/tags/series?t=canada%3Bcpi%3Bmonthly>

Matteo Oiacoviello. (2020). Geopolitical Risk Index, Narrow. Hentet fra  
<https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm>

Norges Bank. (2020). Konkurranssekursindeks. Hentet fra  
<https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/?tab=currency&id=TWI>

Norges Bank. (2020). Rentebanen. Hentet fra  
<https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Publikasjoner/?tab=newslist&newstype=65&year=0&p=10>

Statistisk Sentralbyrå. (2020). Brutto Nasjonalprodukt. Hentet fra  
<https://www.ssb.no/statbank/table/09190?fbclid=IwAR1gHL1bUhKlcmtCYNiyo noindentNvAp5uwmh3OuvCJsWUE44c6sCB2nAWr3VaxQwo>

Statistisk Sentralbyrå. (2020). Industriproduksjon. Hentet fra  
<https://www.ssb.no/statbank/table/07095/>

Statistisk Sentralbyrå. (2020). Konsumprisindeksen. Hentet fra  
<https://www.ssb.no/statbank/table/05327>

Bloomberg Terminal (2020). Implisitt volatilitet fra 1 måneders opsjoner for EURJPY [tic: EURJPYV1M].

Thomson Reuters Eikon. (2020). MSCI World Energy Sector Gross Index USD End of Day [tic: .dMIWO0EN00GUS].

Thomson Reuters Eikon. (2020). MSCI World Gross Index USD End of Day [tic: .dMIWO00000GUS].

Thomson Reuters Eikon. (2020). OSL Energy Index [tic: .OSE10GI].

Thomson Reuters Eikon. (2020). Oslo SE All-share Index [tic: .OSEAX].

## A2 Resultater

**Tabell A2.1:** Univariat modell av den norske realvalutakursen (KKI)

$$\Delta \widehat{\mathbf{R}}_t = \underset{(0.077)}{\mathbf{0.121}} - \underset{(0.017)}{\mathbf{0.026R}}_{t-1} + \underset{(0.067)}{\mathbf{0.233\Delta R}}_{t-1} - \underset{(0.068)}{\mathbf{0.139\Delta R}}_{t-2}$$

Estimeringsperiode: 2001M7-2020M1: T = 223

t-ADF = -1.566, DF-kritiske verdier: 1% : -3.469

R<sup>2</sup> = 0.070 5% : -2.882

10% : -2.572

Vekter p\*: EUR(52.5%), SEK(16%), GBP(14.2%), USD(8.7%), PLN(4.4%), JPY(2.2%), CAD(2%)

### Diagnostiske tester

Standardavvik residualer	$\widehat{\sigma}_e$	0.0143
AR 1-2	F(2,217)	0.748[0.4747]
ARCH 1-2	$\chi^2(2)$	4.981[0.0829]*
Normalitetstest	$\chi^2(2)$	11.18[0.0037]***
Skjevhet		0.4626
Kurtose - 3		0.8729
Spesifikasjonstest, RESET	F(3,216)	2.58[0.0545]*

Notat: Estimerte standardavvik for koeffisienter i modellen er presentert i parentes under de estimerte koeffisientene. Diagnostiske tester er presentert ved F/ $\chi^2$ -verdi [p-verdi]. AR 1-2 tester nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualer opptil 2.orden. ARCH 1-2 tester nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualvarians opptil 2.orden. Normalitet tester nullhypotesen om normalfordelte residualer ved å kombinere tester for skjevhet og kurtosis til én felles teststatistikk. Spesifikasjonstesten tester nullhypotesen om ingen utelatte variabler ved Ramsey (1969) RESET test. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

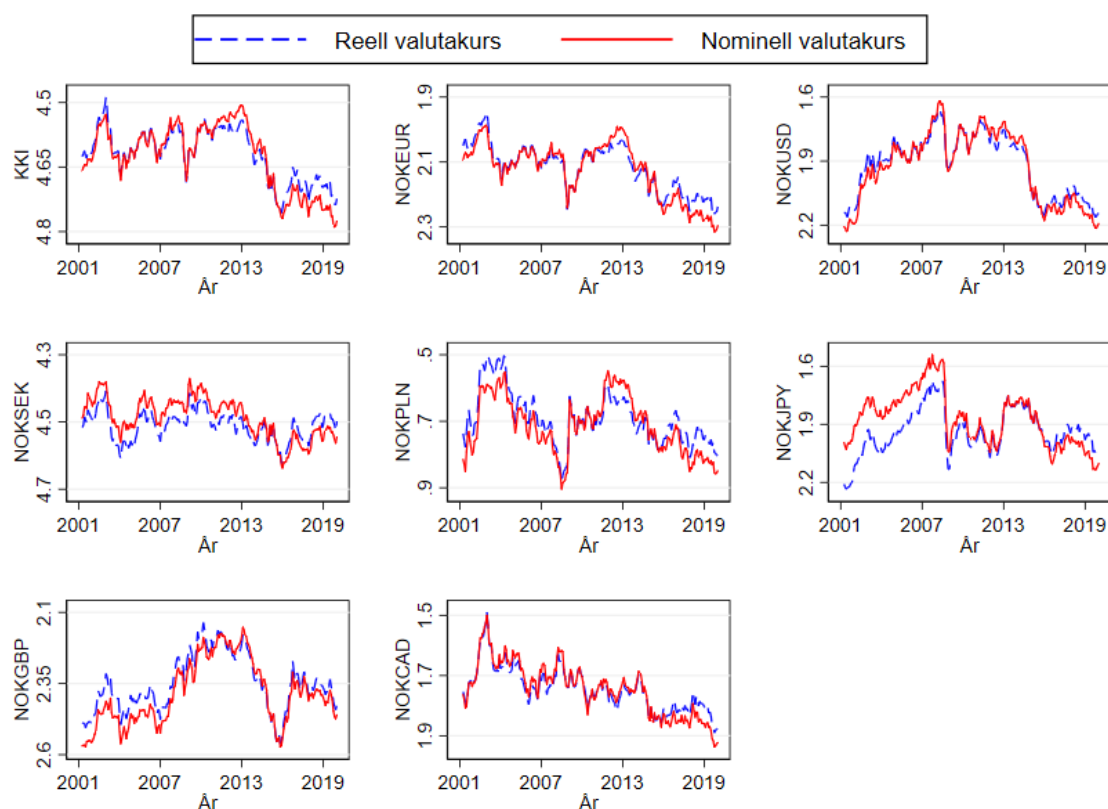


Tabell A2.2: Bilaterale ADF-tester

	EUR	USD	SEK	PLN	JPY	GBP	CAD
<b>t-ADF</b>	-1.906(1)	-1.788(1)	-3.415(3)**	-2.400(2)	-3.206(4)**	-2.309(1)	-2.286(1)
	DF-kritiske verdier:				1% :	-3.469	
					5% :	-2.882	
					10% :	-2.572	
<i>Diagnostiske tester</i>							
$\hat{\sigma}_e$	0.0160	0.0235	0.0155	0.0224	0.0281	0.0214	0.0204
AR	2.44[0.12]	1.05[0.31]	0.72[0.54]	1.58[0.21]	0.55[0.70]	1.94[0.17]	0.36[0.55]
ARCH	2.65[0.10]	1.23[0.27]	2.30[0.51]	14.80[0]***	3.42[0.49]	2.58[0.11]	2.46[0.12]
Norm.	17.1[0]***	7.2[0.03]**	7.5[0.02]**	34.0[0]***	37.9[0]***	1.57[0.46]	0.65[0.72]
Skjev.	0.599	0.297	-0.246	-0.776	0.878	0.034	-0.060
Kurt.-3	1.282	0.775	1.096	3.630	3.903	0.366	-0.260
RESET	0.40[0.75]	1.20[0.31]	1.97[0.12]	2.45[0.06]*	4.2[0.01]**	1.25[0.29]	0.72[0.54]

Notat: t-ADF verdier presentert med antall lags i parentes. Tilsvarende diagnostiske tester som for univariat modell for KKI i Tabell A2.1, hvor resultatene er presentert ved  $F/\chi^2$ -verdi [p-verdi]. AR og ARCH benytter opptil samme antall lags som de tilhørende foretrukne modellene. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Figur A2.1: Reelle og nominelle valutakurser



Tabell A2.3: DF-GLS tester for variabler på nivå og differensiert form

	Nivåform		Førstedifferanse
	Konstant	Konstant og trend	Konstant
<i>kki</i>	-0.936(4)	-1.120(4)	-3.118(6)**
<i>(i-i*)</i>	-1.848(6)	-1.676(2)	-1.182(5)
<i>(p-p*)</i>	-0.747(1)	-0.518(1)	-6.005(4)**
<i>oljepris</i>	-1.045(1)	-1.779(1)	-4.797(5)**
<i>oljeaksjer</i>	-0.555(1)	-0.201(1)	-3.625(6)**
<i>cvix</i>	-1.818(5)	-2.265(5)	-8.291(2)**
<i>gri</i>	-1.821(2)	-2.873(2)	-5.214(6)**
<i>vix</i>	-1.665(6)	-2.494(6)	-3.643(6)**
<i>gprn</i>	-1.276(4)	-2.710(4)	-2.591(6)**
<i>sp500</i>	0.571(1)	-1.166(1)	-5.470(4)**
<i>industriproduksjon</i>	-0.175(2)	-1.562(2)	-4.631(6)**
<i>rentebane</i>	0.175(1)	-2.280(1)	-8.285(2)**

Notat: DF-GLS testverdier presentert med antall lags i parentes. Antall lags ( $k$ ) er valgt ved å minimere *modified Akaike information criterion (MAIC)* utviklet av Ng og Perron (2001)<sup>25</sup>. Testverdier er vurdert mot kritiske verdier utarbeidet av Cheung og Lai (1995), hvor 1%-nivåer er interpolert etter kritiske verdier av Elliott et al. (1996). \*\*1% signifikansnivå, \*5% signifikansnivå.

<sup>25</sup> $MAIC(k) = \ln(\widehat{rmse}^2) + \frac{2\{\tau(k)+k\}}{T-k_{max}}$  hvor  $\tau(k) = \frac{1}{\widehat{rmse}^2} \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{max}+1}^T \tilde{y}_t^2$

Tabell A2.4: Tester for antall kointegrerte forhold

<b>Modell 1:</b> <i>kki + prisdiff</i>						Lags: 2
<b>H0:</b> rang = p	egenverdi	$\lambda$ -trace	95%	$\lambda$ -max	95%	
$p = 0$		16.76*	15.41	16.23*	14.07	
$p \leq 1$	0.070	0.53	3.76	0.53	3.76	
$p \leq 2$	0.002					
<b>Modell 2:</b> <i>kki + prisdiff + oljepris</i>						Lags: 2
$p = 0$		23.53	29.68	18.12	20.97	
$p \leq 1$	0.078	5.40	15.41	5.22	14.07	
$p \leq 2$	0.023	0.18	3.76	0.18	3.76	
<b>Modell 3:</b> <i>kki + rentediff</i>						Lags: 3
$p = 0$		7.04	15.41	6.84	14.07	
$p \leq 1$	0.030	0.2	3.76	0.2	3.76	
$p \leq 2$	0.001					
<b>Modell 4:</b> <i>kki + rentediff + oljepris</i>						Lags: 3
$p = 0$		26.42	29.68	18.37	20.97	
$p \leq 1$	0.079	8.05	15.41	7.12	14.07	
$p \leq 2$	0.031	0.94	3.76	0.94	3.76	
<b>Modell 5:</b> <i>kki + rentediff + prisdiff</i>						Lags: 3
$p = 0$		25.08	29.68	19.79	20.97	
$p \leq 1$	0.085	5.29	15.41	4.62	14.07	
$p \leq 2$	0.021	0.67	3.76	0.67	3.76	
<b>Modell 6:</b> <i>kki + rentediff + prisdiff + oljepris</i>						Lags:3
$p = 0$		42.48	47.21	22.95	27.07	
$p \leq 1$	0.098	19.53	29.68	13.08	20.97	
$p \leq 2$	0.057	6.45	15.41	6.34	14.07	
<b>Modell 7:</b> <i>kki + rentediff + prisdiff + oljepris + CVIX</i>						Lags: 3
$p = 0$		56.55	68.52	25.25	33.46	
$p \leq 1$	0.107	31.30	47.21	18.02	27.07	
$p \leq 2$	0.078	13.26	29.68	7.26	20.97	
<b>Modell 8:</b> <i>kki + rentediff + prisdiff + oljepris + CVIX + IP</i>						Lags: 2
$p = 0$		119.07**	94.15	46.69**	39.37	
$p \leq 1$	0.188	72.38*	68.52	34.65*	33.46	
$p \leq 2$	0.143	37.73	47.21	23.53	27.07	
<b>Modell 9:</b> <i>kki + rentediff + prisdiff + oljepris + CVIX + SP500</i>						Lags: 2
$p = 0$		102.17*	94.15	43.04*	39.37	
$p \leq 1$	0.175	59.12	68.52	29.78	33.46	
$p \leq 2$	0.125	29.35	47.21	15.89	27.07	
<b>Modell 10:</b> <i>kki + rentediff + prisdiff + oljepris + CVIX + SP500 + IP</i>						Lags: 2
$p = 0$		150.93**	124.24	50.69**	45.28	
$p \leq 1$	0.203	100.24*	94.15	40.36*	39.37	
$p \leq 2$	0.165	59.88	68.52	29.77	33.46	

Notat:  $\lambda$ -max: *Maximum-eigenvalue statistic*. \*\*1% signifikansnivå, \*5% signifikansnivå.

**Tabell A2.5:** Alternativ langtidsmodell for out-of-sample estimering

---



---

$\Pi$  - matrise uten restriksjoner (Trace og  $\lambda$ -max gir rang = 1, AIC gir lags = 2):

---

$$\Pi = \alpha\beta' = \begin{pmatrix} \alpha_{11} (kki) \\ \alpha_{12} (i - i^*) \\ \alpha_{13} (p - p^*) \\ \alpha_{14} (oljepris) \\ \alpha_{15} (cvix) \\ \alpha_{16} (s\&p500) \end{pmatrix} (\beta_{11} (kki), \beta_{12} (i - i^*), \beta_{13} (p - p^*), \beta_{14} (oljepris), \beta_{15} (cvix), \beta_{16} (s\&p500))$$

$$= \begin{pmatrix} \alpha_{11} (-0.107) \\ \alpha_{12} (0.015) \\ \alpha_{13} (0.040) \\ \alpha_{14} (-0.556) \\ \alpha_{15} (0.354) \\ \alpha_{16} (0.092) \end{pmatrix} (\beta_{11} (1), \beta_{12} (1.577), \beta_{13} (-0.761), \beta_{14} (0.084), \beta_{15} (-0.116), \beta_{16} (-0.168))$$


---



---

Restriksjoner på alfavektoren:

$$\alpha_{11}kki + \alpha_{12}(i - i^*) + \alpha_{13}(p - p^*) + \alpha_{14}oljepris + \alpha_{15}cvix + \alpha_{16}s\&p500$$


---

Variabel	Restriksjoner	Test statistikk	[p-verdi]
Nullrespons kki	(0, *, *, *, *, *)	$\chi^2(1) = 3.70$	[0.055]*
Nullrespons (i-i*)	(* , 0, *, *, *, *)	$\chi^2(1) = 6.48$	[0.011]**
Nullrespons (p-p*)	(* , *, 0, *, *, *)	$\chi^2(1) = 7.07$	[0.008]***
Nullrespons oljepris	(* , *, *, 0, *, *)	$\chi^2(1) = 4.28$	[0.039]**
Nullrespons cvix	(* , *, *, *, 0, *)	$\chi^2(1) = 1.23$	[0.267]
Nullrespons s&p500	(* , *, *, *, *, 0)	$\chi^2(1) = 0.53$	[0.468]

---



---

Langtidsløsning med nullrestriksjoner på  $\alpha_{14}$ ,  $\alpha_{15}$  og  $\alpha_{16}$ :

---

$$kki = 3.5356 - 1.5546(i^{12} - i^{*12}) + 0.9025(p - p^*) - 0.0664(oljepris)$$

(0.3992)                      (0.2584)                      (0.0121)

$$+ 0.0954(cvix) + 0.1587(s\&p500)$$

(0.0177)                      (0.0169)

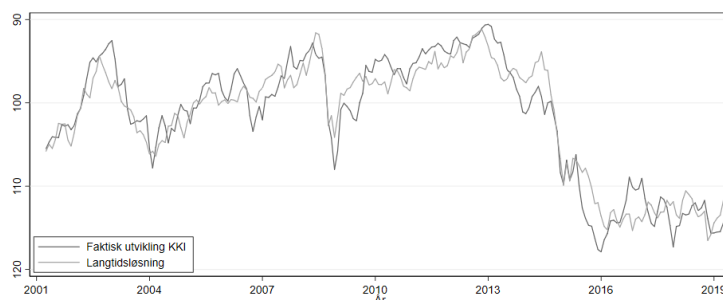
---



---

Grafisk langtidsløsning (in-sample):

---



Diagnostiske tester:

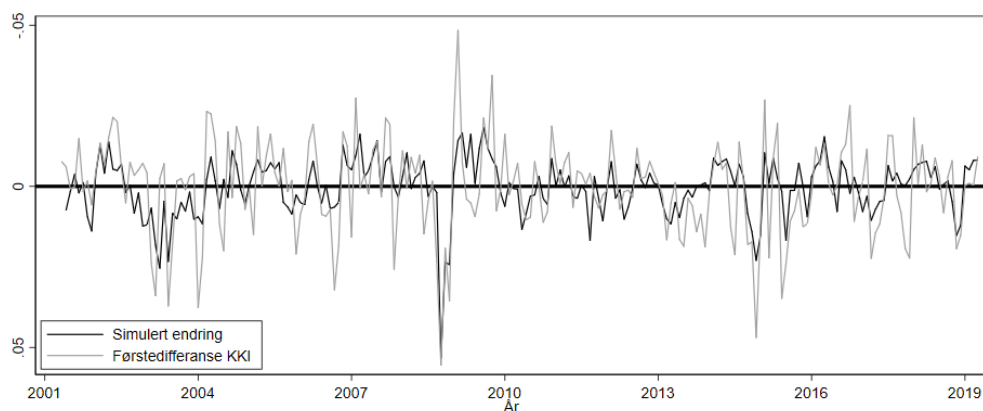
---

Normalitetstest		$\chi^2(12)$	290.64 [0.00]***
Skjevhet			0.5222
Kurtose - 3			0.9500
Stabilitetstest (r = 1)	1, 1, 1, 1, 1, 0.57, 0.55, 0.13, 0.13, 0.13, 0.13, 0.09		
Stabilitetstest (r = 2)	1, 1, 1, 1, 0.96, 0.51, 0.51, 0.18, 0.18, 0.17, 0.17, 0.07		

---

**Tabell A2.6:** Alternativ korttidsmodell for out-of-sample estimering*Korttidsløsning:*

$$\begin{aligned} \Delta kki_t = & 0.0002 + 0.1955\Delta(kki)_{t-1} - 2.7771\Delta(i^{12} - i^{*12}) - 0.0571\Delta(oljepri) \\ & (0.0575) \qquad\qquad\qquad (0.4909) \qquad\qquad\qquad (0.0091) \\ & - 0.1441 \left[ kki_{t-1} - 3.5356 + 1.5546(i^{12} - i^{*12})_{t-1} - 0.9025(p - p^*)_{t-1} \right. \\ & (0.0352) \qquad\qquad\qquad (0.3992) \qquad\qquad\qquad (0.2584) \\ & \left. + 0.0664(oljepri)_{t-1} - 0.0954(cvix)_{t-1} - 0.1587(s\&p500)_{t-1} \right] \end{aligned}$$

*Grafisk korttidsløsning (in-sample):**Diagnostiske tester:*

AR 1-6	F(6,204)	1.44[0.20]
ARCH 1-6	$\chi^2(6)$	7.91[0.25]
Normalitetstest	$\chi^2(2)$	1.19[0.55]
Skjevhet		0.1345
Kurtose - 3		0.1604
Heteroskedastisitet	F(4,210)	1.12[0.35]
Spesifikasjonstest, RESET	F(3,207)	0.03[0.99]