

NHH



Norges Handelshøyskole

Bergen, Høst 2018

Oljeprisens påvirkning på vekslingskursen NOK/EUR

Med særlig vekt på oljeprisfallet i 2014

Kristian Henanger og Sindre Ladim Schjerpen

Veileder: Jørgen Haug

Masterutredning i Finansiell Økonomi

Norwegian School of Economics

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Forord

Følgende besvarelse ble skrevet som en avslutning av vår Master i økonomi og administrasjon med fordypning i Finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole (NHH). Vi fant stor glede ved å skrive denne oppgaven, da vi fikk muligheten til å benytte kompetansen og forståelsen av økonomi opparbeidet gjennom mastergraden ved NHH.

Proessen med å skrive denne oppgaven har vært både utfordrende og lærerik. I tillegg til å bruke kunnskap fra studiene, har vi benyttet denne muligheten til å utvide vår forståelse innen økonometri og finansmarkeder.

Vi ønsker å takke professor Jørgen Haug for veiledning under en interessant og givende prosess.

Sammendrag

Formålet med denne besvarelsen er å identifisere kausale forhold mellom oljeprisen og vekslingskursen NOK/EUR. Dette studiet har også til hensikt å etablere empirisk dokumentasjon på kortsiktige og langsiktige sammenhenger mellom oljeprisen og vekslingskursen. Ved å benytte VECM, VAR-modeller, Johansen-kointegrasjonstest, OLS- og Newey-West-regresjon på månedlig data fra januar 1999 til august 2018, er vi i stand til å estimere kortsiktige og langsiktige sammenhenger og kausaliteter mellom oljeprisen og valutakursen.

Ved anvendelse av Johansen-kointegrasjonstest, finner ikke besvarelsen støtte for et kointegrert forhold mellom de ikke-stasjonære variablene oljepris og vekslingskurs i perioden 1999-2018. Etter antagelser om strukturelle brudd etter oljeprisfallet sommeren 2014, tester vi for kointegrasjon på delperiodene 01.01.1999-30.06.2014 og 01.07.2014-31.08.2018. Vi observerer et kointegrert forhold mellom variablene i perioden 1999-2014.

Det anvendes en VECM på den kointegrerte perioden 1999-2014. VECM påviser at oljeprisen Granger-påvirker vekslingskursen langsiktig og kortsiktig. VAR-modellen understøtter funnene fra VECM om kortsiktig kausalitet, og påviser at oljeprisen kortsiktig Granger-påvirker vekslingskursen fra 1999 til 2018, og i begge delperiodene.

Etter å ha påvist sammenhenger mellom oljeprisen og vekslingskursen, benytter vi Newey-West-estimatoren for å forklare endringer i vekslingskursen ved bruk av sjokk i endringer i oljepris, rentedifferanse, VIX, børsdifferanse, handelsbalanse og CLI. Sjokkene blir estimert ved bruk av ARIMA(1, 1, 0)- og AR(1)-modeller.

Vi dokumenterer kausal påvirkning fra oljepris, rentedifferanse og VIX på vekslingskursen. Oljeprisen appresierer, rentedifferansen appresierer og VIX depresierer vekslingskursen NOK/EUR for hele perioden 1999-2018. Vi gjennomfører også tester for tidsspesifikke endringer mellom periodene 1999-2014 og 2014-2018. Tidsdummyene i testene finner at positive sjokk i oljeprisen appresierer vekslingskursen mindre i 2014-2018 enn i perioden 1999-2014. I tillegg viser testene at positive sjokk i VIX depresierer vekslingskursen i 1999-2014, mens de marginalt appresierer vekslingskursen i 2014-2018. Vi kan ikke dokumentere statistisk signifikante forskjeller i rentedifferansens kausale påvirkning på vekslingskursen i de to delperiodene.

Innholdsfortegnelse

Forord	i
Sammendrag	ii
Innholdsfortegnelse	iii
Oversikt over tabeller	vi
Oversikt over figurer	vii
1 Innledning	1
1.1 Problemstilling	1
1.2 Besvarelsens anvendelse av litteraturen	3
1.3 Strukturering av besvarelsen	4
2 Teoretisk rammeverk	5
2.1 Nominell og reell vekslingskurs	5
2.2 Kjøpekraftsparitet	6
2.3 Udekket renteparitet	7
2.4 Balassa-Samuelson-effekten	7
2.5 Hollandsk syke	8
3 Litteraturgjennomgang	10
3.1 Litteratur om oljeprisens påvirkning på vekslingskursen	10
3.2 Litteratur om vekslingskursens påvirkning på oljeprisen	12
3.3 Litteratur om oljeprisens påvirkning på kronen	13
4 Presentasjon av data	15
4.1 Vekslingskursen NOK/EUR	15
4.1.1 Beskrivelse av eurokurs fra 1999 til 2018	16
4.2 Oljeprisen	17
4.2.1 Beskrivelse av oljeprisen fra 1999 til 2018	18
5 Metode	20
5.1 Tester for enhetsrøtter	20
5.2 Valg av antall forsinkede verdier	21
5.3 Johansen-kointegrasjonstest	22

5.4	Vektorfeilkorrigeringsmodeller	23
5.5	Vektorautoregressive modeller	24
6	Empiriske resultater	25
6.1	Valg av antall forsinkede verdier	25
6.2	Tester for enhetsrøtter	26
6.3	Johansen kointegrasjonstest	29
6.4	Vektorfeilkorrigeringsmodeller	30
6.5	Vektorautoregressive modeller	31
7	Metode: Multiple regresjonsmodeller	34
7.1	Diskusjon av modeller	34
7.2	OLS og ARIMA	35
7.2.1	Antagelser om OLS	37
7.3	Heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente estimatorer	38
7.3.1	Newey-West	38
8	Presentasjon av tilleggsvariabler	39
8.1	Nibor og Euribor	39
8.2	OSEBX og DAX	41
8.3	Volatilitetsindeksen	42
8.4	Handelsbalansen	43
8.5	CLI	44
8.6	Relevante variabler som er utelatt	45
8.6.1	Inflasjon	45
8.6.2	Arbeidsledighet	45
8.6.3	Utenlandske direkteinvesteringer i Norge	45
8.7	Behandling av data	45
9	Empiriske resultater: Multippel regresjon	47
9.1	Modell med alle variabler	47
9.2	Modell med utvalgte variabler	49
9.3	Test for brudd i antakelser for BLFE	51
9.4	Newey-West-estimatoren	52
9.5	Strukturelle forskjeller mellom periodene	53

10 Analyse og diskusjon av empiriske resultater	55
10.1 Kan tilbudsrevet oljepris forklare den fallende påvirkningen?	55
10.2 Kan strukturelle endringer i oljeproduksjon påvirke forholdet mellom oljepris og vekslingskurs?	56
10.3 Kan relative forskjeller i pengepolitikken forklare oljens påvirkning på vekslingskursen?	57
10.4 Kan oljens redning etter finanskrisen bli kronekursens bane?	59
10.5 Har internasjonal uro og proteksjonisme dempet oljeprisens påvirkning på kronekursen?	59
10.6 Er det annerledes denne gang?	61
11 Konklusjon	62
Forkortelser og akronymer	65
Bibliografi	66
Appendiks	75

Oversikt over tabeller

4.1	Deskriptiv statistikk for vekslingskursen NOK/EUR	16
4.2	Deskriptiv statistikk for oljeprisen	17
6.1	Valg av antall forsinkede verdier basert på ulike kriterier	26
6.2	Stasjonaritetstester	27
6.3	Johansen-kointegrasjonstest	29
6.4	VECM - langsiktig kausalitetstest	30
6.5	VECM - kortsiktig kausalitetstest	31
6.6	VAR - kortsiktig kausalitetstester	32
8.1	Inkluderte tilleggsvariabler	39
8.2	Deskriptiv statistikk for variablene Nibor, Euribor og differansen mellom disse	40
8.3	Deskriptiv statistikk for OSEBX og DAX	41
8.4	Deskriptiv statistikk for VIX	42
8.5	Deskriptiv statistikk for handelsbalansen, tall i mrd. nok	43
8.6	Deskriptiv statistikk for CLI	44
9.1	OLS- og Newey-West-regresjoner	48
9.2	Newey-West-regresjoner med tidsdummyer	53

Oversikt over figurer

4.1	Historisk utvikling i vekslingskursen NOK/EUR	16
4.2	Historisk utvikling i oljeprisen	18
8.1	Historisk utvikling i Nibor og Euribor	40
8.2	Historisk utvikling i OSEBX og DAX	41
8.3	Historisk utvikling i VIX	42
8.4	Historisk utvikling i handelsbalansen	43
8.5	Historisk utvikling i CLI	44

Kapittel 1

Innledning

Helt siden Phillips Petroleums oppdagelse av olje på norsk kontinentalsokkel lille juleaften 1969 (Regjeringen, 2016), har olje vært av stor betydning for norsk økonomi. Siden den gang har verdens etterspørsel etter olje økt fra et nivå på 43,63 millioner fat daglig (BP, 2018), til en etterspørsel estimert å nå 100 millioner fat i 2018 (EIA, 2018). I 2014 utgjorde olje omlag 38% av den globale energimiksen (EIA, 2015). En utbredt økning i oljeforbruket sees i sammenheng med en enorm global økonomisk fremgang i begynnelsen av det 21. århundre.

Ifølge Norsk petroleum (2018) utgjør eksportverdien av olje omlag 25% av samlet norsk vareeksport. Dette gjør olje til Norges desidert viktigste eksportvare. Oljesektoren utgjorde omtrent 14% av Norges bruttonasjonalprodukt i 2014 (SSB, 2017a). Ikke bare generer produksjonen inntekter til Statens pensjonsfond utland, sektoren sysselsetter også direkte og indirekte en betydelig del av Norges arbeidsstyrke.

Den norske økonomiens avhengighet av olje har særlig vært et tema etter at oljekrisen inntraff sommeren 2014. Oljeprisen falt fra 115 dollar i juni 2014 til under 50 dollar i januar 2015. I januar 2016 nådde oljeprisen sin laveste verdi på 13 år og sto i et tidspunkt på 27,67 dollar, men har gradvis steget siden, og sto per 31.08.2018 i 76,94 dollar.

1.1 Problemstilling

Motivasjonen for vår besvarelse er at det ikke har blitt observert omfattende bevegelser i vekslingskursen NOK/EUR, på tross av en tredobling i nominelle oljepriser siden bunnen i 2016. Vekslingskursen NOK/EUR (heretter også omtalt som eurokursen) har svekket seg fra et månedsgjennomsnitt på 9,59 i januar 2016 til 9,61 i august 2018. Bevegelsene forbløffer makroøkonomer og valutahandlere, og er regelmessig omtalt i nasjonal og internasjonal presse. Temaets aktualitet og betydning for svært mange profesjonelle og private aktører, gjør denne besvarelsen ytterligere interessant.

Denne masteravhandlingen tar utgangspunkt i perioden 01.01.1999–31.08.2018, heretter omtalt som “hele perioden”. For å kunne svare på problemstillingen, analyserer vi effekter fra

oljeprisen gjennom to tidsperioder: 01.01.1999-30.06.2014 og 01.07.2014-31.08.2018. Disse periodene blir referert til som henholdsvis “periode én” og “periode to”. Vi velger denne oppdelingen fordi tidsseriene gir inntrykk av en manglende sammenheng mellom bevegelsene i oljepris og vekslingskursen etter sommeren 2014. Vi mistenker derfor at det kan ha oppstått ett eller flere fenomener som kan ha påvirket sammenhengen mellom oljeprisen og vekslingskursen i den påfølgende perioden. Vi velger spesifikt juli 2014 som vår første måned i periode to, da dette er første måned med markant fall i oljeprisene, i det som skulle bli en omfattende oljekrise.

Vi ønsker med det å undersøke hvorvidt det historisk har vært et signifikant kortsiktig og langsiktig kointegrert forhold mellom kronen og euroen, og hvorvidt dette forholdet har blitt signifikant endret siden oljeprisfallet i 2014. I tillegg studerer vi om oljeprisens kausale påvirkning på eurokursen er betydelig forandret. Dette vil også sees i lys av hvorvidt andre makroøkonomiske faktorer kan forklare eurokursens utvikling, både før og etter oljeprisfallet. Vår problemstilling er derfor:

Har kointegrasjonsforholdet mellom oljeprisen og eurokursen endret seg? Og har oljeprisens kausale påvirkning på eurokursen endret seg, og hvilke faktorer kan i så fall forklare endringen?

Besvarelsen finner ikke støtte for et kointegrert forhold mellom de ikke-stasjonære variablene oljepris og vekslingskurs i hele perioden, men det dokumenteres et kointegrert forhold i periode én. Vi finner derfor at kointegrasjonsforholdet har endret seg, som svar på første ledd av problemstillingen.

Vi påviser at oljeprisen har en kortsiktig kausal påvirkning på vekslingskursen i hele perioden. Besvarelsen dokumenterer også at oljeprisen kausalt påvirker vekslingskursen langsiktig i periode én, men ikke i periode to. Vi finner at oljeprisen påvirker vekslingskursen mindre i periode to, enn i periode én. Oljeprisens kausale påvirkning på eurokursen er endret, som svar på andre ledd av problemstillingen.

Positive sjokk i endringer i volatilitetsindeksen (heretter også omtalt som VIX, fra engelsk “Volatility Index”) og rentedifferansen mot eurosonen, gir henholdsvis depresiering og appresiering av kronen mot euro for hele perioden. Besvarelsen påviser at en økning i VIX har appresiert kronen etter oljekrisen, men depresiert kronen før. Vi argumenterer med at volatilitetsindeksen og rentedifferansen kan forklare endringen, som svar på siste ledd av

problemstillingen.

Vi undersøker kointegrasjonsforholdet ved å anvende Johansen-kointegrasjonstest på variablene oljepris og vekslingskurs for hele perioden. Etter antagelser om strukturelle brudd etter oljeprisfallet sommeren 2014, tester vi etter et kointegrert forhold på de to delperiodene hver for seg. Besvarelsen benytter vektorautoregressive modeller (heretter også omtalt som VAR, fra engelsk "Vector Autoregression") og feilkorrigeringsmodeller (heretter også omtalt som VECM, fra engelsk "Vector Error Correction Model") for å analysere kortsiktige og langsiktige kausale sammenhenger mellom oljeprisen og eurokursen.

Vi estimerer en multipel regresjonsmodell ved bruk av sjokk i endringer i oljepris, rentedifferanse mot eurosonen, VIX, børsdifferanse mot eurosonen, norsk handelsbalanse og den sammensatte ledende indikator (heretter omtalt som CLI, fra engelsk "Composite Leading Indicator"). Sjokkene predikeres som residualer i ARIMA (1, 1, 0)- og AR (1)-prosesser. Vi gjennomfører tester for tidsspesifikke endringer mellom periodene ved hjelp av tidsdummyer.

1.2 Besvarelsens anvendelse av litteraturen

Forholdet mellom oljeprisen og økonomiske faktorer er godt etablert i litteraturen. Inngående gjennomgang av fremtredende litteratur presenteres i kapittel tre. Bruken av empiriske modeller er blandet i litteraturen, men det observeres en betydelig konsentrasjon rundt anvendelse av kointegrasjonstester, VECM og VAR-modeller. Eksempelvis benytter Chen og Chen (2007) kointegrasjonstester for å undersøke forholdet mellom vekslingskursen og oljeprisen. De empiriske resultatene hevder at realoljeprisen kan ha vært en av de dominerende kildene til realvekslingskursendringer, og at det er et kointegrasjonsforhold mellom de to. Beckmann og Czudaj (2012) anvender en VECM på en gruppe oljeimporterende og oljeeksporterende land. De konkluderer med at en økning i oljeprisen medfører appresiering av valutakursene til oljeeksportørene, mens det fører til depresiering for importørene. Dette avhenger av om oljeprisøkningene drevet av underproduksjon, en verden i vekst eller strategisk etterspørsel etter råolje. Strategisk etterspørsel er drevet av økte bekymringer om fremtidige oljeforsyningsbrister. Kilian (2009) foreslar en strukturell VAR-modell for å dekomponere oljeprissjokk. Studiet dokumenterer at oljeprisens påvirkning på vekslingskursen avhenger av hvilke drivere som påvirker oljeprisen

Vi benytter oss av VECM og VAR-modeller i estimering av forholdet mellom vekslingskurs og oljepris i vår besvarelse. Ettersom våre vektorautoregressive modeller og

feilkorrigeringsmodeller påviser brudd i kointegrasjon, virker det hensiktsmessig å studere hvilke fundamentale faktorer som eventuelt kan ha forårsaket dette. Mens en betydelig andel av litteraturen forlenger de empiriske analysene ved å undersøke volatilitet og valutarisiko, undersøker vi det kausale forholdet mellom vekslingskurs og sjokk i makrofundamentale forklaringsvariabler, ved bruk av multippel regresjon. Besvarelsen skiller seg fra etablert litteratur ved å undersøke hvorvidt det har vært et brudd i forholdet mellom oljeprisen og eurokursen etter oljeprisfallet. Vi kan ikke identifisere nyere etablert empirisk forskning som har rettet oppmerksomhet mot en mulig endring i forholdet mellom oljeprisen og eurokursen etter oljeprisfallet. I tillegg kan vi ikke avdekke litteratur som analyserer andre makrofundamentale faktorerens økende eller avtakende betydning på vekslingskursen. Vi ønsker derfor å berike forståelsen om hvilke endringer i makroøkonomiske faktorer som har påvirket, og hvilke som ikke har påvirket, forholdet.

1.3 Strukturering av besvarelsen

Vi velger å analysere forholdet mellom oljeprisen og vekslingskursen gjennom både kointegrasjons- og regresjonsmodeller. For at besvarelsen skal ha kontinuitet, velger vi å presentere relevant teori og data for kointegrasjon, anvende teorien og deretter omtale resultatene, før samme prosedyre følges for regresjonsmodeller.

Besvarelsen består av elleve kapitler inkludert innledningen. Kapittel to presenterer en innledende oversikt over grunnleggende teoretiske rammeverk og pariteter. Kapittel tre gjengir relevant litteratur innenfor temaet. Kapittel fire presenterer variablene som benyttes i de anvendte økonometriske metodene beskrevet i kapittel fem. Kapittel seks presenterer de empiriske resultatene til de anvendte metodene i kapittel fem. Den økonometriske metoden tilhørende våre multiple regresjonsmodeller belyses i kapittel syv. I kapittel åtte beskrives variablene som benyttes i regresjonsanalysen. De empiriske resultatene for regresjonsanalysen fremlegges i kapittel ni. Kapittel ti analyserer og diskuterer de empiriske resultatene fra kapittel seks og ni. Kapittel elleve kommer med konkluderende bemerkninger.

Kapittel 2

Teoretisk rammeverk

En moderne åpen økonomi avhengig av global handel, er også avhengig av sin vekslingskurs mot andre valutaer. Tatt i betraktning at Norge er en forholdsvis liten og åpen økonomi, har kronekursen mot norske handelspartneres valutaer stor betydning for utviklingen av norsk økonomi. All den tid Norges viktigste eksportvare er olje, er det rimelig å anta at norsk valutakurs avhenger av, og varierer med, de tidvis store fluktuasjonene i oljeprisen. I det følgende kapitlet etableres det et teoretisk rammeverk for vekslingskursendringer, internasjonal handel og oljeprisens påvirkning på de. Påfølgende litteraturgjennomgang og analyse baserer seg på det teoretiske rammeverket. Motivasjonen bak redegjørelse av det teoretiske rammeverket er derfor å etablere en forståelse om hvilke kanaler som teoretisk og empirisk beveger vekslingskursen.

2.1 Nominell og reell vekslingskurs

En nominell vekslingskurs betegner hvor mye en valuta er verdt, målt i en annen valuta. En valutakurs noteres ved antall enheter av en prisvaluta som kan veksles mot en basisvaluta (Rødseth, 2000). En vekslingskurs på 8,67 for NOK/EUR indikerer at man må betale 8,67 av prisvalutaen NOK for én enhet av basisvalutaen EUR. Med denne benevnningen vil en nominell appresiering av NOK følgelig gi en lavere vekslingskurs.

Prisene på varene en økonomi importerer og eksporterer spiller en avgjørende rolle i internasjonal handel. For å ta forholdet mellom innenlandske og utenlandske prisnivåer med i betraktning, er det vanlig å bruke en samlet referanse på prisene, kalt "varekurv". Dette gir videre realvalutakursen for en økonomi, ϵ , som Obstfeld og Rogoff (1996) definerer som den relative prisen for en varekurv i de to økonomiene, målt i felles valuta. Dette kan uttrykkes som $\epsilon = \frac{EP^*}{P}$, der E er nominell vekslingskurs, P^* er utenlandske priser og P er innenlandske priser. Realvalutakurs er derfor den nominelle vekslingskursen for to valutaer, justert for den relative prisforskjellen for varer og tjenester i hjemlandet og ute. En økning i prisnivået hjemme relativt til utlandet, eller appresiering av den nominelle vekslingskursen, vil styrke realvalutakursen, og vice versa.

2.2 Kjøpekraftsparitet

Dette bringer oss videre til teorien om kjøpekraftsparitet (heretter også omtalt som PPP). Kjøpekraftsparitet bygger på forutsetningen om loven om én pris og sier at samme varekurv bør bli priset likt i forskjellige land, målt i en felles valuta (Wang, 2009). Teorien deles inn i to former: absolutt og relativ PPP. Absolutt PPP studerer valutakursen for to valutaer i forhold til de absolutte prisene av samme varekurv. Hvis vi definerer den nominelle vekslingskursen som E_t og angir det utenlandske prisnivået på en varekurv som P_t^* , blir prisen på samme varekurv hjemme P_t , verdsatt til,

$$P_t = E_t * P_t^* \quad (2.1)$$

Relativ PPP er en analog, men svakere versjon av PPP. Den foreslår et ett-til-ett forhold mellom endringer i innenlandsk og utenlandsk prisnivå, uttrykt i felles valuta. Dette kan på aritmetisk form skrives som vist i likning,

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} = \frac{P_{t+1}^* * E_{t+1}}{P_t^* * E_t} \quad (2.2)$$

der E er nominell vekslingskurs i tid t eller $t+1$, og P_t^* angir det utenlandskeprisnivået på en varekurv i tid t eller $t+1$. P_t er prisen på samme varekurv hjemme. Vekslingskurser vil endres for å kompensere for inflasjonsforskjeller (Melvin, 2000). Loven om én pris innebærer at like varer skal selges til lik pris på forskjellige steder, målt i samme valuta, for at arbitrasje ikke skal eksistere. Men det reiser et sett med innvendinger. Transportkostnader på tvers av land varierer og er en viktig kostnadsdriver for enkelte varer. I tillegg kan mange tjenester og varer ikke handles internasjonalt, og ofte medfører tolltariffer og handelsbarrierer en forskjell mellom prisene. Prisnivået kan også variere grunnet forskjellige forbrukerpreferanser på tvers av økonomier (Lothian og Taylor, 2012).

Lothian og Taylor (2012) viser at teorien om PPP holder når inflasjonen er høy over tid, i motsetning til kortsiktig. Kortsiktig reagerer valutakurser raskere enn priser på økonomiske sjokk. Årsaken er at valutakursen er en aktivpris bestemt i et organisert marked. I perioder med store nyheter eller uventede hendelser, vil det derfor være perioder med store, kortvarige PPP-avvik.

2.3 Udekket renteparitet

Hypotesen om udekket renteparitet hevder at det relative rentenivået mellom to land skal gjenspeiles i den forventede vekslingskursen. Utgangspunktet for hypotesen er at en investering i utenlandsk valuta skal gi samme avkastning som en plassering i hjemlig valuta (Taylor, 1988). Forutsetningen om udekket renteparitet kan uttrykkes slik,

$$i_t - i_t^* = \frac{\mathbb{E}(E_{t-1}) - E_t}{E_t} \quad (2.3)$$

der E_t er nominell vekslingskurs i dag, $\mathbb{E}(E_{t-1})$ er den forventede vekslingskursen i neste periode, og i_t og i_t^* er enperiodsrentene i de to valutaene. Udekket renteparitet forutsetter risikonøytrale investorer, en definert investeringshorisont og ihensyntar ikke transaksjonskostnader.

Hvis forholdet i likning (2.3) ikke er i paritet, vil investorer profitere på plasseringer i valutaen med høyest avkastning, til likevekt er gjenopprettet. Obstfield og Rogoff (1996) eksemplifiserer dette gjennom å vise til at investorer til enhver tid kan kjøpe utenlandske rentepapirer for en enhet av innenlandsk valuta, og motta $1 + i_{t+1}^*$ i pålydende og renter. Dette kan da veksles tilbake til hjemmevalutaen i $t+1$, og investor skal motta samme utbytte som han ville ha mottatt ved å investert i hjemmerenter, dvs. $1 + i_{t+1}$. Valutaen med høyest rente forventes derfor å appresiere for å gi den samme avkastningen som valutaen med lav rente (Blanchard, 2006).

2.4 Balassa-Samuelson-effekten

Sammenhengen mellom oljepris og vekslingskurs for oljeeksporterende økonomier godt etablert av et utvalg teorier. Et rammeverk som forklarer denne relasjonen godt, er Balassa-Samuelson-effekten (Balassa, 1964, Samuelson, 1964). Obstfield og Rogoff (1996) bruker Balassa-Samuelson-effekten til å forklare oljeprisens betydning på vekslingskursen. Effekten kan eksemplifiseres gjennom en to-sektor-økonomi bestående av konkurranseutsatt og skjermet sektor, som produserer henholdsvis omsettelige og ikke-omsettelige varer og tjenester på verdensmarkedet. Mekanismen er basert på forutsetningen om at priser på omsettelige varer hovedsakelig bestemmes av internasjonale markeder, slik at lønnsveksten i denne sektoren er nært knyttet til produktivitetsveksten, all den tid konkurranseevnen må opprettholdes. Skjermet sektor er mindre tilbøyelige for standardisering enn konkurranseutsatt sektor, da førstnevntes produksjon har en tendens til å være mer arbeidsintensiv. En økning i produktiviteten i konkurranseutsatt sektor vil imidlertid ha en tendens til å øke lønningene i

denne sektoren, og ettersom arbeidskraft antas å være mobil mellom sektorene, øker lønningene også i skjermet sektor. Gitt at produktivitetsveksten i skjermet sektor er lavere, fører dette imidlertid til betydelig raskere vekst i nominelle enhetskostnader og dermed til prisvekst og inflasjon i økonomien som helhet.

Essensen i Balassa-Samuelson-effekten er at avviket i produktivitet i skjermet og konkurranseutsatt sektor påvirker forholdet mellom inflasjonen i de to sektorene i hvert land. Det relative inflasjonsforholdet mellom sektorene kan være forskjellig på tvers av land. Eksempelvis kan prisnivået i skjermet sektor øke relativt raskere enn prisnivået i konkurranseutsatt sektor, og denne endringen i forholdet kan være relativt større i Norge enn i Europa. Da vil inflasjonsforholdet føre til appresiering av NOK relativt til euro (likning (2.4)). Vi oppnår derfor realappresiering av kronkursen når vi deflater den nominelle valutakursen på forholdet mellom inflasjonsforskjeller i Norge og Europa. Likningen kan derfor uttrykkes slik, der følgelig en realappresiering noteres med en svekkelse i ϵ ,

$$\epsilon = \frac{EP^*}{P} = \frac{P_K}{P_S} \quad (2.4)$$

der P_K og P_S er henholdsvis prisnivået i konkurranseutsatt og skjermet sektor. En økning i økonomiens eksportpriser i forhold til importpriser innebærer en reell appresiering av økonomiens valuta mot sine handelspartnere. Økte eksportinntekter appresierer den nominelle valutakursen. For oljeeksportland som Norge, vil en økning i oljeprisen i forhold til prisen på de varer som Norge importerer, føre til en realappresiering av norsk krone.

2.5 Hollandsk syke

Realappresieringen kan tilskrives en respons på produktivetsgevinster (Balassa-Samuelson) eller stor innstrømning av utenlandsk valuta i form av oljeinntekter (hollandsk syke). En realappresiering kan med andre ord skyldes forbedringer i oljeprisen isolert sett, og ikke Balassa-Samuelson-effekten.

En plutselig økning i velstand i eksportland øker samlet forbruk og stimulerer etterspørselen etter varer fra både konkurranseutsatt og skjermet sektor. Meretterspørselen etter sistnevnte betjenes lokalt, mens førstnevnte forventes å bli møtt internasjonalt ved økt import (Corden, 1984). For å imøtekomme denne effekten, kan ytterligere etterspørsel i skjermet sektor tilfredsstilles delvis av merproduksjon, og resten av etterspørselen vil bli dempet ved å relativt øke prisen på skjermede varer i hjemmemarkedet (Akram, 2000). Samtidig forblir prisnivået i konkurranseutsatt sektor uendret i det globale markedet. Den sammensatte effekten er at

realvalutakursen lider av appresieringspress (Bruno og Sachs, 1982).

Når oljeprisen stiger, vil petroleumsselskapene i eksportlandene dra nytte av denne midlertidige trenden og akselerere produksjonen av hensyn til fortjeneste, noe som utløser behov for arbeidskraft. Dette medfører overføring av årsverk fra skjermet til konkurranseutsatt sektor. Økt behov for arbeidskraft i skjermet sektor drevet av økt konsum, kombinert med behov for arbeidskraft i oljesektoren (konkurranseutsatt sektor), følges av høyere lønninger i andre sektorer (Corden 1984). Videre påfører oljeinntektene et inflasjonspress på reallønningene. Som følge av oppadgående bevegelse i de samlede lønningene i hjemlandet, kan samme trend bli observert i prisene på varer og tjenester. Denne tendensen gir innsikt i realappresiering grunnet investeringstrykk i industrien (Bruno og Sachs, 1982).

Kapittel 3

Litteraturgjennomgang

Flere studier undersøker råoljeprisens evne til å forklare valutakursendringer. Denne utfordringen blir adressert med ulike metodiske rammeverk, utvalg og begrensninger. Flertallet av studier kommer med dokumentasjon for sammenhenger og kausalitet mellom oljepris og vekslingskurs. En viktig faktor for vekslingskursen er ifølge litteraturen i hvor stor grad økonomien er avhengig av råvarer. Klassiske, fundamentale modeller for estimering av vekslingskurser baserer seg på monetære variabler, slik som inflasjon, rentenivå, aggregert produksjon og pengetilbud. Det er bred forståelse om at fundamentale modeller har begrenset suksess i å forklare endringer i vekslingskursen. Hovedargumentet forbundet med det skeptiske synet er at tilfeldig gang-prosesser på kort og mellomlang sikt har prestert bedre i estimering av lands valutaer (Meese og Rogoff, 1983, Frankel og Rose, 1995, Lyons 2001). Dokumentasjon på fundamentale modellens evne til å estimere på lang sikt er bedre, men blandet og ufullstendig (Nelson, 1995). Selv om makrofundamentale modeller på kort og mellomlang sikt har vist seg å ha begrenset forklaringskraft, har modeller med én eller flere råvarevariabler prestert sterkt.

Tidligere litteratur viser et toveis kausalt forhold mellom oljeprisene og valutakursene fra både teoretiske og empiriske perspektiver. Fra et teoretisk perspektiv kan et oljeprissjokk bli overført til et lands valutakurs gjennom to distinkte kanaler: bytteforholdet overfor utlandet (konkretisert ved Balassa-Samuelson-effekten) og velstandsoverføringer (konkretisert ved hollandsk syke). Bytteforholdet overfor utlandet antyder at når prisen på et gode stiger, gir dette forverring i handelsbalansen, gitt at etterspørselen etter godet er svært uelastisk, slik tilfellet er for olje. Dette reduserer verdien av den lokale valutaen. Gjennom velstandsoverføringer flytter et positivt oljesjokk relativ velstand fra oljeimportører til oljeeksportører, noe som medfører valutaappresiering i oljeeksportland.

3.1 Litteratur om oljeprisens påvirkning på vekslingskursen

Forholdet mellom oljepris og økonomiske faktorer har røtter i Hamilton (1983). Hamilton (1983) etablerer sammenhengen mellom oljeprisøkninger og den amerikanske konjunktursyklusen, og gir dokumentasjon på et negativt forhold mellom oljepris og

produksjon. Hans arbeid hevder at høye oljepriser var grunnen for store deler av resesjonen i den amerikanske økonomien etter andre verdenskrig. Siden den gang har forskningen på dette området utvidet seg til også å ta hensyn til andre makroøkonomiske variabler, slik som BNP, renter (Bachmeier og Cha, 2011, Bachmeier et al., 2008), kredittrisiko, børsutvikling (Dornbusch og Fischer, 1980, Pan et al., 2007 og Ülkü og Demirci, 2012) og handel (Alsakka og Gwilym, 2012, Engel, 2014).

Store deler av litteraturen studerer bytteforholdet overfor utlandet ved å henvise til teorien om kjøpekraftsparitet (seksjon 2.2). Bytteforholdet overfor utlandet påvirker både oljeeksporterende og oljeimporterende land, men på forskjellig måter. Ifølge Amano og Van Norden (1995 og 1998) opplever innenlandsk valuta en realappresiering når oljeprisen øker for netto oljeimporterende land. Amano og van Norden (1998) bruker månedlig data fra februar 1972 til januar 1993 til å granske forholdet mellom handelsvektet dollarkurs og realpris på WTI-olje. Ved bruk av kointegrasjon og feilkorrigerende modeller, finner de at 1% økning i oljepriser leder til 0,51% appresiering av dollaren på lang sikt.

Chen og Chen (2007) gir ytterligere dokumentasjon på at reelle oljepriser kan være en av de dominerende kildene til realvalutakursendringer. Studiet undersøker land som er netto oljeimportører. En økning i realoljeprisen kan øke kostnaden for konkurranseutsatt sektor i hjemlandet mer enn i utlandet, noe som medfører en depresiering av hjemlandets realvekslingskurs. Selv om denne typen overføring ikke direkte påvirker den nominelle valutakursen, kan den resulterende effekten på inflasjonen ha langsiktige konsekvenser for den nominelle valutakursbanen, ifølge kjøpekraftparitet (likning 2.1). Dette støttes av de empiriske resultatene, som hevder at det er et kointegrasjonsforhold mellom realoljeprisen og realvekslingskursen. Chen og Chen (2007) gransker forholdet mellom variablene ved bruk av månedlig paneldata for G7-landene, fra januar 1972 til oktober 2005. Paneldataestimaten antyder at en økning i realoljepriser leder til en depresiering av vekslingskursen på langt sikt.

Kilian (2009) påviser at effekten av etterspørsels- og tilbudssjokk i råoljemarkedet på amerikanske makroøkonomiske faktorer er forskjellig. Dette avhenger av om oljeprisøkningen er drevet av underproduksjon, en verden i vekst eller strategisk etterspørsel etter råolje. Strategisk etterspørsel er drevet av økte bekymringer om fremtidige oljeforsyningsbrister. Kilian og Park (2009) foreslår en strukturell VAR-modell for å dekomponere oljeprissjokkene.

Et nyere, omfattende studie av Beckmann og Czudaj (2013) benytter en vektorfeilkorrigeringsmodell på månedlige data for store nettooljeeksportland (Russland,

Mexico, Canada, Norge og Brasil) og nettooljeimportland (euroområdet, Japan, Sør-Afrika, Sverige og Storbritannia) for å undersøke forholdet mellom oljepris og valutakurser. Studiet finner at en økning i oljeprisen medfører appresiering av valutakursene til oljeeksportørene, mens det fører til depresiering for importører gjennom nominell rente og bytteforholdet utenfor utlandet. Resultatene for eksportører er mer robust sammenlignet med importørene. Det omvendte forholdet mellom oljepris og vekslingskurs kan kun påvises i noen få tilfeller.

Teoretisk sett er velstandsoverføringer fra forbindelsen mellom oljepris og vekslingskurs godt etablert av Golub (1983) og Krugman (1983). Ifølge disse forfatterne vil en økning i oljeprisen først føre til at et eksportlands valuta skal appresiere, for så at den reelle verdien av valutaen går mot likevekt på lang sikt. Corden (1984) argumenterer på motsatt side med at overføringen av velstand fra oljeimportører til oljeeksportører kan forbedre vekslingskursen til det oljeimporterende landet. Dette er fordi andelen av oljeeksportørens import er større enn andelen av deres eksport.

3.2 Litteratur om vekslingskursens påvirkning på oljeprisen

Selv om effekten av oljeprisen på vekslingskursen er tydelig, synes ideen om å undersøke muligheten for at valutakursene i oljeeksportland forklarer fluktuasjonen i råoljeprisene, å være ny og ikke veldig godt etablert. Bare noen få forskningsartikler adresserer denne problemstillingen både teoretisk og empirisk. Engel og West (2005) konkluderer med at valutakursene under noen omstendigheter har en bemerkelsesverdig prediktiv evne over fremtidige makroøkonomiske faktorer når de viser tegn på tilfeldig gang-oppførsel. Dette gjelder særlig inflasjon og renter. Studiet anvendte aktivaprisingsmodeller, der valutakursen er kritisk bestemt av markedets nåverdi av forventninger om nåtid og fremtidige økonomiske faktorer og sjokk. De bruker kvartalsvise observasjoner fra 1974 til mars 2001.

Engel og West (2005) sin empiriske forskning støttes av tidligere relatert arbeid, utført av Andersen et al. (2003). Disse forfatterne gir empirisk dokumentasjon for at likvide ressurser har en tendens til å reagere på grunnleggende nyheter raskt og effektivt, men asymmetrisk. Generelt gir dårlige nyheter større innflytelse enn gode nyheter.

Chen et al. (2008) hevder at vekslingskursens påvirkning på råvareprisene kan utledes ved hjelp av en aktivaprisingsmodell for valutakurser, som knytter dagens valutakurs til den diskonterte summen av makrovariabler. En direkte overføring fra dollarkurs til oljeprisene gjennom endringer i tilbud og etterspørsel stammer fra den internasjonale rollen dollaren har

som en “oppgjørsvaluta”. Gitt at olje handles i dollar, reduserer en dollardepresiering prisen på olje målt i innenlandsk valuta. Dette øker etterspørselen, og kan føre til en generell økning i oljeprisene (Akram, 2009, Bloomberg og Harris, 1995). Chaudhuri og Daniel (1998), Beckmann og Czudaj (2013) og Chen et al. (2008) dokumenterer også at depresiering av dollaren utløser en økning i oljeprisen. Selv om effekter på tilbudssiden ikke er entydige, har tidligere studier antydnet at oljeproduiserende land tilpasser oljeprisene som et svar på dollardepresiering (Yousefi og Wirjanto, 2004).

3.3 Litteratur om oljeprisens påvirkning på kronen

Akram (2002) studerer forholdet mellom kronen og oljeprisen. Han argumenterer for at resultatene av tidligere studier kan skyldes bruken av log-lineære modeller, noe som innebærer at både økninger og reduksjoner i oljeprisen har symmetriske effekter på valutakursen. Akram (2002) undersøker derfor om det eksisterer et ikke-lineært forhold mellom variablene, da han hevder at de lineære antakelsene i tidligere studier kan være for enkle til å fange det virkelige forholdet. Dette kan forklares av en sentralbanks mandat til å stabilisere valutakursendringer ved hjelp av rentejusteringer. Er sjokk av stor størrelse, kan sentralbanken forlate sin stabiliseringspolitikk da den nødvendige forandringen i renten er av en slik størrelse at den kan destabilisere økonomien. Dette kan bety at økonomien ville ha mer nytte av å tillate svingninger i valutakursen enn å holde den stabil. Således kan Sentralbanken bruke renten som et instrument for å stabilisere vekslingskursen for relativt små svingninger i oljeprisen, samtidig som den avtar målet om å stabilisere valutakursen for relativt store sjokk i oljeprisen, altså ikke-lineære sammenhenger. Ved anvendelse av feilkorrigeringsmodeller på den effektive norske valutakursen mot et sett med variabler, anslår de både en lineær og ikke-lineær modell. Den lineære modellen replikerer resultatene fra tidligere studier, med dokumentasjon på ikke statistisk signifikant forhold mellom valutakursen og oljeprisen. Den ikke-lineære modellen gir derimot dokumentasjon for et negativt forhold, spesielt når oljeprisen ligger under en terskelverdi og er fallende.

Bernhardsen og Røisland (2000) undersøker hvilke faktorer som påvirker kronekursen og avviker fra hypotesen om kjøpekraftsparitet. Empirisk dokumentasjon taler for at hypotesen ikke er aktuell på kort sikt, mens flere studier finner dokumentasjon på at den holder i det lange løp. Ved bruk av teorien om bytteforholdet overfor utlandet og valutakursmodeller utviklet av Obstfeld og Rogoff (1996), argumenterer de for en styrking av kronen grunnet økninger i oljeprisen. Bernhardsen og Røisland (2000) differensierer seg fra Akram (2002) i den forstand at de inkluderer Global Hazard Indicator (GHI), et mål for internasjonal finansiell ustabilitet.

Internasjonale investorer tenderer til å redusere sine beholdninger i norske kroner i tider med økt internasjonal finansiell ustabilitet, noe som gjør kronen til en “perifer” valuta (Bernhardsen og Røisland, 2000). Dette kan være en mulig forklaring på hvorfor kronekursen på 90-tallet opplevde en tendens til depresiering til tross for stigende oljepriser. For å ta hensyn til udekket renteparitet (likning 2.3), inkluderer de rentedifferanser, men betrakter resultatene fra denne modellen med forsiktighet. Sentralbankene har historisk hevet sine renter da valutaen opplever depresieringspress, noe som kan føre til at det er en endogen variabel. Ved hjelp av en lineær feilkorrigeringsmodell finner Bernhardsen og Røisland (2000) statistisk signifikante, negative og langsiktige oljepriseffekter på vekslingskursen NOK/DEM (norske kroner mot tyske mark). De finner også statistisk signifikante effekter av den finansielle ustabiliteten og rentedifferansen på kort sikt, men ikke på lang sikt.

Kapittel 4

Presentasjon av data

I første del av besvarelsen undersøker vi oljens sammenheng med vekslingskursen. I denne delen presenteres derfor variablene oljepris og vekslingskurs. Variablene oljepris og vekslingskurs er månedlige data, og er aritmetiske gjennomsnitt av alle observasjoner i hver måned. Det er derfor gjennomsnittet av alle observasjoner i hver kalendermåned, med en frekvens på underliggende observasjoner på sekundnivå. Dataene på vekslingskurs og oljepris er hentet fra henholdsvis Norges Bank og Det amerikanske energibyrået. Utvalget dekker perioden fra euroen ble grunnlagt 01.01.1999 til 31.08.2018.

4.1 Vekslingskursen NOK/EUR

For å undersøke oljeprisens påvirkning på kronen relativt til eurosone, velger vi å se på realvekslingskursen mellom den norske kronen (NOK) og euro (EUR). Realvekslingskursen er nominell valutakurs deflatert med relativ innenlandsk og utenlandsk prisutvikling (Norges Bank, 2018). En prisøkning innenlands relativt til utlandet vil appresiere den innenlandske valutaen og vice versa (likning (2.1)).

Besvarelsen benytter eurokursen ettersom eksport til land innenfor Den europeiske Union (EU) sto for 80,74% prosent av Norges totale eksport av alle varer i 2017, noe som gjør EU til Norges desidert største handelspartner (SSB, 2018b). I tillegg til geografiske fordeler, skyldes den store handelen at Norge er med i Det europeiske økonomiske samarbeidsområde (EØS). Dette gir skattefrie import og eksport av en rekke produkter mellom Norge og de andre EØS- og EU-landene. I tillegg er Norge den nest største eksportøren av olje og gass til EU (SSB, 2017), noe som gjør at vekslingskursen NOK/EUR er særlig interessant for å se på effekten av oljeprisen på kronen. Vekslingskursen NOK/USD kunne også vært interessant å studere i en slik besvarelse, men dette kunne ført til et endogenitetsproblem. Oljen handles som regel i dollar, og en økning i oljeprisen ville dermed hatt to motsigende effekter på vekslingskursen, ref. dollaren som en oppgjørsv valuta (seksjon (3.2))

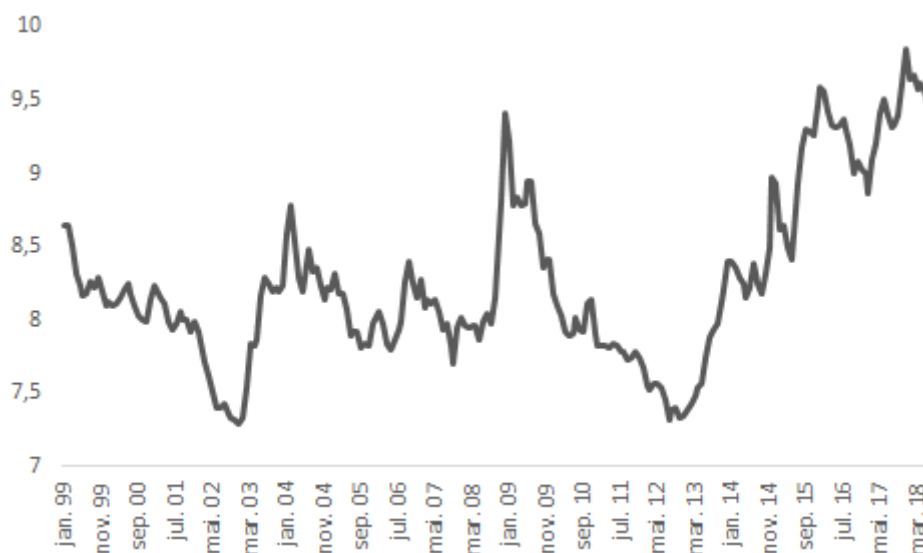
Tabell 4.1: Deskriptiv statistikk for vekslingskursen NOK/EUR

Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for vekslingskursen NOK/EUR i perioden 01.01.1999-31.08.2018, der observasjonene er månedelige.

Variabel	Observasjoner	Min	Maks	Snitt	Standardavvik
NOK/EUR	236	7.30	9.84	8.24	0.60

4.1.1 Beskrivelse av eurokurs fra 1999 til 2018

Figur (4.1) presenterer utviklingen i vekslingskursen NOK/EUR fra euroen ble innført 1. januar 1999. Det var forventet at euroen skulle appresiere fra start mot flere andre valutaer, på grunn av det positive økonomiske potensialet en monetær union kunne føre med seg. I tillegg var det forventet at flere land ønsket å allokere penger i en stor og trygg valuta. Forventningene ble møtt, og euroen appresierte mot flere av valutaene i tiden etter 1. januar 1999. Mot kronen deprimerte derimot euroen frem til starten av 2003. Dette kan forklares av at den positive differansen mellom rentene i Norge og eurolandene var stigende under denne perioden.

**Figur 4.1:** Historisk utvikling i vekslingskursen NOK/EUR

I 2001 ble en ny forskrift om pengepolitikk fra Norges Bank fastslått for å styre renten med sikte på lav og stabil inflasjon over tid (Gjedrem, 2001). Tidligere hadde pengepolitikken i all hovedsak blitt styrt etter en form for fastkurs. Etter innførselen av et inflasjonsmål ble målet

om en stabil valutakurs nedprioritert til fordel for stabil inflasjon og realøkonomi. Vedtaket resulterte i større svingninger og volatilitet i valutakursen enn tidligere.

I 2003 deprimerte kronen mot euroen i en periode hvor rentedifferansen mellom Norge og eurolandene ble redusert til tilnærmet null. I årene 2003 til 2007 var rentedifferansen stabil. Videre ser vi at kronen deprimerte betydelig mot euro etter finanskrisen inntraff høsten 2008. En forklaring er at ved økt frykt i finansmarkedene observeres det allokering mot “sikre havner”, slik som euro. “Randvalutaer”, slik som kronen, vil være mindre attraktiv grunnet større risiko (Rinaldo og Söderlind, 2010). I tillegg opplevde oljeprisen et kraftig prisfall under finanskrisen som ytterligere påvirket kronekursen negativt.

Norge ble i mindre grad påvirket av finanskrisen enn eurolandene. Økonomien i eurolandene ble kraftig rammet av økt arbeidsledighet, samt at flere av landene slet med stor utenlandsgjeld. Dette påvirket kredittvurdering til disse landene, og resulterte i at rentedifferansen mellom Norge og eurolandene økte. Dette førte til at kronen appresierte mot euroen, og eurokursen beveget seg fra 9,40 i begynnelsen av 2009 til 7,30 i slutten av 2012.

Vekslingskursen var på rekordsterke 7,30 i januar 2013, før kronen begynte å svekke seg. Dette kan i stor grad tilskrives at eurolandene sin økonomi styrket seg, samt at en opplevde et stort oljeprisfall fra sommeren 2014. Til tross for at oljeprisen har styrket seg fra 26,01 dollar i januar 2016 til over 70 dollar i august 2018, har eurokursen i samme periode beveget seg sidelengs.

4.2 Oljeprisen

Ifølge Det amerikanske energibyrået sin rapport i 2014 er ca 98% av norsk oljeeksport rettet mot europeiske land. Derfor velger vi å bruke nordsjøolje Brent som variabel når vi undersøker oljeprisens effekt på vekslingskursen. Oljeprisen er definert som spotprisen per fat nordsjøolje Brent notert i dollar.

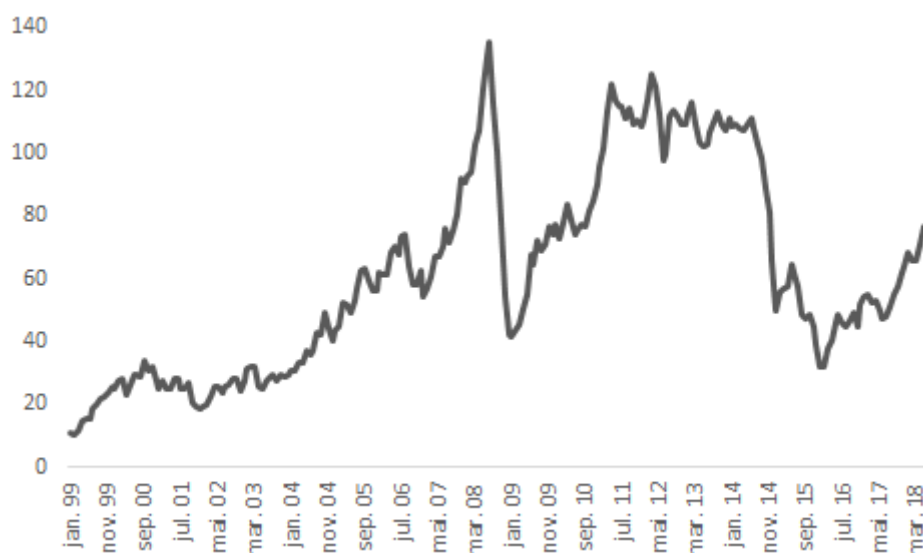
Tabell 4.2: Deskriptiv statistikk for oljeprisen

Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for oljeprisen i perioden 01.01.1999-31.08.2018, der observasjonene er månedelige.

Variabel	Observasjoner	Min	Maks	Snitt	Standardavvik
Oljepris	236	10,37	135,12	62,04	31,92

4.2.1 Beskrivelse av oljeprisen fra 1999 til 2018

Etter at oljeprisen nådde en foreløpig topp på 31 dollar på starten av 2000-tallet, bestemte OPEC å fastsette en mekanisme som automatisk skulle justere tilbudet hvis oljeprisen gikk utenfor intervallet mellom 22 dollar og 28 dollar. På denne måten ble oljeprisen i større grad holdt stabil. I 2005 opphørte OPEC tiltaket grunnet stadig økt oljeproduksjon (Fattouh, 2007).



Figur 4.2: Historisk utvikling i oljeprisen

På 2000-tallet opplevde verden en økt global etterspørsel etter olje, drevet i stor grad av Kina. Kina økte nettoimporten av olje fra 800.000 fat olje per dag i 1998, til 3.700.000 fat olje per dag i 2007 (Hamilton, 2009). Til tross for dette holdt produksjonen seg stabil. OPECs forsøk på å øke produksjonen feilet grunnet kapasitetsmangler forårsaket av reduserte investeringer i oljefeltene. I tillegg bidro krig i Irak og Afghanistan til å øke risikobildet (EIA, 2016). Denne ubalansen i tilbud og etterspørsel, samt tidvis politisk uro, resulterte i at oljeprisene steg markant fra år 2000 til 2008. Under finanskrisen i 2008 kollapset global etterspørsel og oljeprisen falt fra toppnotering på 143 dollar fatet til under 40 dollar.

Etter finanskrisen ble det gjort store kutt i OPECs produksjon, samtidig som verdens etterspørsel vokste gradvis. Mot slutten av 2009 steg oljeprisen betraktelig. Fra 2010 var det stor volatilitet i oljeprisen grunnet et politisk bilde som var preget av demonstrasjoner, usikkerhet og diktaturforkastelser i Midtøsten (Blas, 2013).

Etter at oljeprisen hadde ligget over 100 dollar fatet i fire sammenhengende år fra 2010, ga 2014 et nytt oljeprisfall. Fra juni til desember samme år falt prisene fra over 110 dollar fatet til under

50 dollar. Dette var forårsaket av robust vekst i produksjon fra USA, Canada, Libya og OPEC, samtidig som etterspørselen ble redusert globalt (EIA, 2015). Oljeprisene fortsatte fallet i 2015, men har fra januar 2016 til august 2018 økt gradvis fra 26 dollar fatet til over 70 dollar.

Kapittel 5

Metode

Det følgende kapitlet belyser og diskuterer det empiriske rammeverket benyttet i første del av besvarelsen. Det testes først for ikke-stasjonaritet i de benyttede variablene. Om variablene viser seg å være ikke-stasjonære vil det testes for kointegrasjon. Påvises det kointegrasjon i perioder av tidsserien, vil det utarbeides en VECM for testing av kortsiktig og langsiktig Granger-kausaltet. Avslutningsvis anvender vi VAR-modellen for testing av kortsiktig Granger-kausaltet på stasjonære variabler for alle perioder uavhengig av påvist kointegrasjon. Resultatene fra anvendelse av modellene presenteres og diskuteres i henholdsvis kapittel 6 og 10.

5.1 Tester for enhetsrøtter

For at lineære tidsserieregresjoner skal være forventningsrette, må variablene være stasjonære. Når vi imidlertid, i første del av problemstillingen, analyserer kointegrerte sammenhenger mellom variabler med kointegrasjon- og VECM-rammeverk, er en forutsetning at variablene er ikke-stasjonære. Kointegrasjonsmodellene kan anvende ikke-stasjonære variabler uten at det skaper forventningsskjevhet, da kointegrerte variabler eliminerer de stokastiske trendene i de ikke-stasjonære variablene, og produserer stasjonære residualer. Vi benytter derfor, gitt at de er ikke-stasjonære, tidsserier på nivåform i første del av oppgaven som omhandler kointegrerte sammenhenger. Den avsluttende testen i kapitlet, VAR-modellen, bygger på antagelse om stasjonære variabler. Påvises det ikke-stasjonære variabler, må vi derfor differensiere variablene. Kravet om stasjonære variabler gjør imidlertid at vi kan benytte VAR-modellen for alle perioder, i motsetning til VECM, da differensiering gjør at vi alltid vil kunne ha stasjonære variabler i enhver periode.

Stasjonære variabler innebærer at variansen og gjennomsnittet er konstant over tid, og kovariansen mellom to tidsperioder bør bare avhenge av avstanden mellom to tidsperioder. Hvis tidsseriene er stasjonære på nivåform, er det en stasjonær prosess, og hvis variablene blir stasjonære etter første differensiering er de integrert av første orden (I(1)). Om ikke-stasjonære tidsserier er integrert av første orden, inneholder variabelen én enhetsrot (Wooldridge, 2009). I stasjonære tidsserier vil effekten av et sjokk være midlertidig, og over tid vil serien gå tilbake

til sine langsiktige snittverdier. Ikke-stasjonære variabler vil derimot endre karakteristikk over tid. Eksempelvis kan en få et vedvarende strukturelt sjokk i oljeprisen ved oppdagelse av et stort oljefelt som øker produksjonen i tid t betraktelig. Ved ikke-stasjonaritet vil oljetilbudet etter denne oppdagelsen legge seg på et nytt nivå. På motsatt side kan det tenkes at oljetilbudet er stasjonært. Oljeproduksjonen i $t+1$ vil typisk tilpasses tid t , og kan være mindre grunnet ønske om å opprettholde en stabil oljepris. Totaltilbudet vil derfor holde et visst gjennomsnitt over tid.

For å kontrollere tidsseriens stasjonære egenskaper, benytter denne besvarelsen testene “Augmented” Dickey-Fuller (heretter omtalt som ADF), Philips-Perron (heretter omtalt som PP) og Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (heretter omtalt som KPSS). Vi benytter tre ulike enhetsrottester for å verifisere identifiseringen av de stasjonære egenskapene til variablene. Mens ADF-testen ofte kritiseres for lav effekt, har PP-testen kun blitt kritisert for lav effekt ved små utvalg (Schwert, 1989). PP-testen endrer teststatistikken som brukes i ADF-testen, og bruker en ikke-parametrisk metode for å kontrollere for autokorrelasjon. KPSS-testen er ofte brukt til å bekrefte resultatene fra ADF- og PP-testene (Maddala og Kim, 1998). I litteraturen er det fortsatt ingen konsensus om hvilken av testene som er den beste.

5.2 Valg av antall forsinkede verdier

Når en tester for stasjonaritet er det viktig å bruke optimalt antall forsinkede verdier (heretter også omtalt som FV, fra engelsk “lags”). Intensjonen ved å inkludere den forsinkede verdien av endringen er å eliminere eventuell autokorrelasjon i variabelen som testes for stasjonaritet (Wooldridge, 2009). Om en inkluderer for mange forsinkede verdier vil utvalget reduseres, og testen vil bli svekket. Inkluderes det for få forsinkede verdier, kan autokorrelasjon gi forventningsskjevne standardfeil i feilleddene og testen kan bli ukorrekt. Antall forsinkede verdier kan ofte dikteres av datafrekvensen (f.eks. kvartalsvise data brukes gjerne 4 forsinkede verdier, 12 for månedlige data osv.), men det er ikke en gitt regel å følge i alle tilfeller (Wooldridge, 2009). Said og Dickey (1984) mener at en bør bruke antall forsinkede verdier på månedlige data lik,

$$FV = n^{\frac{1}{3}}$$

der n er utvalgsstørrelsen og FV er antall forsinkede verdier. Schwert (1989) foreslår at en skal bruke antall forsinkede verdier på månedlige data lik,

$$FV = 12\left(\frac{n}{100}\right)^{0.25}$$

Andre forslag i litteraturen er mer sofistikerte, og sikrer at residualen i ADF-testen er hvitt støy (Enders, 2003). De mest etablerte metodene i litteraturen er Schwarz' "Bayesian Information Criterion" (heretter omtalt som SBIC), Hannan-Quinns "Information Criterion", (heretter omtalt som HQIC) og Akaikes "Information Criterion" (heretter omtalt som AIC). Ettersom AIC er en av de mest utbredte metodene, og i mangel på en universell regel, velger denne besvarelsen primært antall forsinkede verdier basert på AIC. Vi vil imidlertid sammenligne og underbygge AICs resultater med SBIC og HQIC, men ved tvetydighet vil AIC benyttes.

5.3 Johansen-kointegrasjonstest

Når variablene ikke møter forutsetninger for stasjonaritet og variablene er integrert av samme orden, vil kointegrasjon være et metodisk rammeverk for estimering, inferens og tolkning (Wooldridge, 2009). Kointegrasjon omhandler situasjoner hvor ikke-stasjonære tidsserier som er integrert av samme orden har en langsiktig sammenheng. Variabler som er kointegrert, deler en felles stokastisk trend og vil ikke divergere over tid. Om en kan påvise kointegrasjon, øker den langsiktige prediksjonsevnen og muliggjør identifisering av både kortsiktige og langsiktige sammenhenger mellom variablene.

Denne besvarelsen benytter Johansen-kointegrasjonstest (1988, 1991 og 1995). En fordel med Johansen-kointegrasjonstest er at en ikke trenger å ta stilling til variablenes eksogenitet eller endogenitet, hvilket er tilfelle for blant annet Engle og Granger-kointegrasjonstest (1987). I Johansen test benyttes både "trace"-statistikk og maksimal egenverdistatistikk. Hovedforskjellen mellom de to teststatistikkene er at "trace"-testen er en samlet test, mens egenverditesten utfører separate tester på de enkelte egenverdiene. Nullhypotesen til egenverditesten er at antall kointegrerte vektorer er mindre enn eller lik r , der r er antall kointegrasjonsvektorer, mot alternativhypotesen om at det er mer enn r . Nullhypotesen i "trace"-testen er at antall kointegrerte vektorer er r , mot alternativhypotesen om $r+1$. I besvarelsens tilfelle, med maksimalt én kointegrasjonsvektor, vil ikke denne ulikheten ha innvirkning. Testene kan i visse tilfeller gi motsigende svar, og i slike tilfeller anbefaler

Johansen og Juselius (1990) anvendelse av “trace”-statistikk. Om det eksisterer en kointegrert vektor mellom variablene, så er det en mulighet for en enveis eller en toveis Granger-kausaltet¹ mellom variablene (Engle og Granger, 1987). Kointegrasjonstesten alene klarer derimot ikke å vise retningen på Granger-kausalteten.

5.4 Vektorfeilkorrigeringsmodeller

For tidsserier som er påvist å være kointegrerte og ikke-stasjonære benytter vi en videreutvikling av VAR-modellen, en VECM. VECM er en utvidet VAR-modell som tar hensyn til kointegrasjonsforholdet. VAR-modellen omtales i seksjon (5.5). En distinksjon mellom VAR og VECM er at VAR-modellen antar en konstant sammenheng mellom variablene. VECM tillater derimot en ikke-konstant sammenheng over tid, og er derfor i stand til å fange opp variablene når de bryter ut av likevektsforholdet (Lütkepohl, 2006).

Selv om en vet at variablene er kointegrerte ved anvendelse av Johansen-kointegrasjonstest, vet en ikke hvilken variabel som påvirker hvilken. Ved anvendelse av VECM kan det identifiseres eventuelle kortsiktige og langsiktige Granger-kausalteter mellom variablene, og retningen på disse. VECM bruker et feilkorrigeringsledd (heretter også omtalt som ECT, fra engelsk Error Correction Term) for å identifisere dette. Feilkorrigeringsleddet representerer justeringshastigheten til den avhengige variabelen. Dette er hvor raskt variabelen returnerer til sin likevekt etter en endring i de uavhengige variablene. En VECM benytter førstedifferansen av ikke-stasjonære variabler, i motsetning til en VAR-modell som benytter stasjonære variabler. Gitt at variablene er ikke-stasjonære og det er påvist kointegrasjon, fremstiller vi en VECM med to forsinkede verdier slik,

$$\begin{aligned} \Delta Vekslingskurs_t = \alpha_1 + \beta_{11}\Delta Vekslingskurs_{t-1} + \beta_{12}\Delta Vekslingskurs_{t-2} \\ + \gamma_{11}\Delta Oljepriis_{t-1} + \gamma_{12}\Delta Oljepriis_{t-2} + \delta_1 ECT_{t-1} + \epsilon_{1t} \end{aligned} \quad (5.1)$$

$$\begin{aligned} \Delta Oljepriis_t = \alpha_2 + \beta_{21}\Delta Vekslingskurs_{t-1} + \beta_{22}\Delta Vekslingskurs_{t-2} \\ + \gamma_{21}\Delta Oljepriis_{t-1} + \gamma_{22}\Delta Oljepriis_{t-2} + \delta_2 ECT_{t-1} + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (5.2)$$

der Δ er førstedifferansen, δ_1 og δ_2 er koeffisientene til feilkorrigeringsleddet (ECT).

¹Granger kausalitet kan bli forklart slik: En variabel, X, Granger-forårsaker Y hvis tidligere verdier av X og Y forbedrer prediksjonskvaliteten av Y. (Enders, 2003)

Likning (5.1) muliggjør test av eventuell Granger-kausaltet fra oljeprisen til vekslingskursen, mens likning (5.2) muliggjør test av eventuell Granger-kausaltet fra vekslingskursen til oljeprisen. For at en skal ha langsiktig Granger-kausaltet fra en variabel til en annen, må koeffisienten til feilkorrigeringsleddet være negativt og signifikant (Baker et al., 2015). Kortsiktig Granger-kausaltet testes etter samme prinsipp som i en VAR-modell.

5.5 Vektorautoregressive modeller

For stasjonære variabler kan en teste for kortsiktig Granger-kausaltet med en VAR-modell uavhengig av identifisering av kointegrasjon. Dette muliggjøres ettersom en VAR-modell kun ser på kortsiktige sammenhenger. Langsiktig kointegrasjon er derfor ikke en nødvendig antakelse, og denne modellen vil derfor bli benyttet for alle perioder. En VAR-modell av ordre p er et system av M variabler i M likninger, hvor variabel y_t relaterer til p tidligere verdier av seg selv, og til p tidligere realiseringer av andre $M-1$ variabler i systemet (Lütkepohl, 1991). En VAR (2) vil bruke to forsinkede verdier. VAR-modeller generaliserer derfor en univariat autoregressiv modell ved å tillate mer enn én variabel. Alle variabler i en VAR-modell er inkludert på samme måte i en vektor, de har en ligning som forklarer dens utvikling basert på sine egne forsinkede verdier, de forsinkede verdiene til de andre variablene og et feilledd (Hamilton, 1994). Vi estimerer våre VAR(2)-modeller slik,

$$\begin{aligned} \text{Vekslingskurs}_t = & \alpha_1 + \beta_{11}\text{Vekslingskurs}_{t-1} + \beta_{12}\text{Vekslingskurs}_{t-2} \\ & + \gamma_{11}\text{Oljepris}_{t-1} + \gamma_{12}\text{Oljepris}_{t-2} + \epsilon_{1t} \end{aligned} \quad (5.3)$$

$$\begin{aligned} \text{Oljepris}_t = & \alpha_2 + \beta_{21}\text{Vekslingskurs}_{t-1} + \beta_{22}\text{Vekslingskurs}_{t-2} \\ & + \gamma_{21}\text{Oljepris}_{t-1} + \gamma_{22}\text{Oljepris}_{t-2} + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Likning (5.3) muliggjør test av oljeprisens kortsiktige effekt på vekslingskursen, mens likning (5.4) muliggjør test av vekslingskursens kortsiktige effekt på oljeprisen. Om de enkelte forsinkede verdiene til oljeprisen er signifikante i likning (5.3), er dette dokumentasjon på kortsiktig Granger-kausaltet fra oljeprisen til vekslingskursen. I tillegg kan det også påvises kortsiktig Granger-kausaltet ved å teste de forsinkede verdiene til oljeprisen samlet med en F-test og se om deres påvirkning på vekslingskursen er signifikant ulik null.

Kapittel 6

Empiriske resultater

I dette kapitlet tester vi først variablenes tidsserieegenskaper for hele euroens tidsperiode, for så å undersøke delperiodene. Om variablene viser seg å være ikke-stasjonære vil det testes for kointegrasjon. Påvises det kointegrasjon i tidsserien, vil det i tillegg utarbeides en VECM for testing av kortsiktig og langsiktig Granger-kausaltet. Uavhengig av om det påvises kointegrasjon testes det ved bruk av stasjonære variabler for kortsiktig Granger-kausaltet med en VAR-modell. Innledningsvis må vi fastslå hvor mange forsinkede verdier som skal benyttes i våre modeller.

6.1 Valg av antall forsinkede verdier

Tabell (6.1) fastslår ved hjelp av AIC, HQIC og SBIC optimalt antall forsinkede verdier for variabelen vekslingskurs. Vi finner at optimalt antall forsinkede verdier for hele perioden er to. Tilsvarende test er gjort for resterende variabler og perioder, og fremkommer av kolonne "FV" i påfølgende tabeller.

Tabell 6.1: Valg av antall forsinkede verdier basert på ulike kriterier

Tabellen viser valg av optimalt antall forsinkede verdier (FV) basert på kriteriene AIC (Akaike's Information Criterion), HQIC (Hannan-Quinn Information Criterion) og SBIC (Schwarz's Bayesian Information Criterion) for variabelen vekslingskurs (NOK/EUR) i perioden 01.01.1999-31.08.2018.

FV	AIC	HQIC	SBIC
0	9.73085	9.73687	9.74579
1	6.19101	6.20307	6.22091
2	5.99668*	6.01477*	6.04152*
3	6.00526	6.02938	6.06505
4	6.01116	6.04131	6.0859
5	6.01962	6.0558	6.10931
6	6.02621	6.06842	6.13085

* representerer optimalt antall forsinkede verdier for kriteriet

6.2 Tester for enhetsrøtter

Før det kan undersøkes om det eksisterer et langsiktig og/eller kortsiktig forhold mellom oljepris og vekslingskurs, må tidsseriens stasjonære egenskaper kontrolleres. Ved hjelp av ADF-, PP- og KPSS-testen, vil det først testes for hele tidsperioden, og deretter for periode én og to.

ADF- og PP-testen undersøker nullhypotesen om at det eksisterer en enhetsrot i tidsserien, mot alternativhypotesen om stasjonaritet. KPSS-testen har "motsatt" nullhypotese, og antar at serien som testes er stasjonær.

Tabell 6.2: Stasjonaritetstester

Tabellen viser test av stasjonaritetsegenskaper for variablene vekslingskurs (NOK/EUR) og oljepris. ADF- (Augmented Dickey-Fuller) PP- (Phillips-Perron) og KPSS- (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) testen benyttes. Antall forsinkede verdier (FV) i testen er rapportert i tabellen. Hele perioden er tidsperioden 01.01.1999-31.08.2018. Periode én er tidsperioden 01.01.1999-30.06.2014. Periode to er tidsperioden 01.07.2014-31.08.2018.

Variabel	FV	ADF H_0 : variabelen er ikke-stasjonær	PP H_0 : variabelen er ikke-stasjonær	KPSS H_0 : variabelen er stasjonær	Integrert av orden
Hele perioden					
Vekslingskurs	2	-1,237	-1,323	0,609***	I(1)
Δ Vekslingskurs	2	-8,875***	-11,603***	0,0374	I(0)
Oljepris	3	-2,310	-2,018	1,13***	I(1)
Δ Oljepris	3	-3,717***	-9,785***	0,0421	I(0)
Periode én					
Vekslingskurs	4	-2,516	-2,920**	0,165**	I(0) / I(1)
Δ Vekslingskurs	4	-7,224***	-10,285***	0,0515	I(0)
Oljepris	2	-1,639	-1,451	0,145*	I(1)
Δ Oljepris	2	-7,077***	-8,863***	0,0247	I(0)
Periode to					
Vekslingskurs	2	-2,511	-1,826	0,173**	I(1)
Δ Vekslingskurs	2	-4,586***	-5,325***	0,0435	I(0)
Oljepris	2	-3,131**	-3,068**	0,356***	I(0) / I(1)
Δ Oljepris	2	-3,261**	-4,146***	0,0908	I(0)

***, **, * impliserer signifikans på hhv. 1%, 5% og 10% signifikansnivå. Δ representerer førstedifferanse.

Tabell (6.2) viser at for hele perioden beholdes nullhypotesen om at begge variablene er ikke-stasjonære ved både ADF- og PP-testen. KPSS-testen, som har “omvendt” nullhypotese om stasjonære variabler, blir forkastet. Alle testene indikerer derfor at begge variablene er ikke-stasjonære for hele perioden. Samtidig ser vi at førstedifferansen til variablene er stasjonære, hvilket indikerer at variablene er integrert av første orden, I(1).

I periode én er variabelen oljepris ved ADF- og PP-testen påvist å være ikke-stasjonær (tabell 6.2). KPSS-testen taler også for dette, men kun ved 10% signifikansnivå. ADF- og

KPSS-testen fastslår at variabelen vekslingskurs er ikke-stasjonær, mens PP-testen taler for at den er stasjonær. Ettersom to av tre tester er i favør av ikke-stasjonaritet for variabelen vekslingskurs, og tre av tre tester antar ikke-stasjonaritet i variabelen oljepris ved 10%-signifikansnivå, samt at begge variablene er integrert av samme orden, velger vi å gå videre med en kointegrasjonstest.

ADF-, PP- og KPSS-testen taler for ikke-stasjonaritet på 5% signifikansnivå for variabelen vekslingskurs for periode to (tabell 6.2). Både ADF- og PP-testen taler for stasjonaritet i variabelen oljepris på 5% signifikansnivå. KPSS-testen forkaster derimot at variabelen er stasjonær på 1% signifikansnivå. Her er det tvetydighet om oljeprisvariabelen er stasjonær eller ikke-stasjonær. Ved å gjennomføre en kointegrasjonstest vil vi kunne få avdekke om oljeprisvariabelen er ikke-stasjonær. Hvis vi påviser et kointegrert forhold mellom variablene, må oljeprisen nødvendigvis være ikke-stasjonær, gitt at vekslingskursen er ikke-stasjonær. Hvis variabelen derimot er stasjonær, vil vi ikke kunne påvise kointegrasjon. Alle tre tester taler for at begge variablene er stasjonære ved førstedifferanse. Kan vi påvise kointegrasjon, kan vi også fastslå at de er integrert av samme orden.

6.3 Johansen kointegrasjonstest

Vi benytter Johansen-kointegrasjonstest for å teste kointegrasjon mellom oljepris og vekslingskurs basert på både “trace”-statistikk og egenverdistatistikk.

Tabell 6.3: Johansen-kointegrasjonstest

Tabellen viser test av antall kointegrasjonsvektorer, r , mellom variablene vekslingskurs (NOK/EUR) og oljepris med Johansen-kointegrasjonstest. Her benyttes både “trace”-statistikk og maksimal egenverdistatistikk for å avgjøre antall kointegrasjonsvektorer. Antall forsinkede verdier (FV) i testen er rapportert i tabellen. Hele perioden er tidsperioden 01.01.1999-31.08.2018. Periode én er tidsperioden 01.01.1999-30.06.2014. Periode to er tidsperioden 01.07.2014-31.08.2018.

Periode	r	“Trace”-Test		Maksimal Egenverditest		FV	Kointegrert
		“Trace” Statistikk	Kritisk Verdi	Maks Statistikk	Kritisk Verdi		
Hele perioden	0*	15,55*	25,32	9,20*	18,96	3	Nei
	1	6,35	12,25	6,35	12,52	3	
Periode én	0	26,48	25,32	19,50	18,96	3	Ja
	1*	6,98*	12,25	6,98*	12,52	3	
Periode to	0*	22,87*	25,32	18,66*	18,96	4	Nei
	1	4,21	12,25	4,21	12,52	4	

Det er brukt 5% signifikansnivå på de kritiske verdiene.

* indikerer antall kointegrasjonsvektorer

Tabell (6.3) viser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om null kointegrasjonsvektorer, $r=0$, mellom variablene for hele perioden. Vi beholder nullhypotesen ved både “trace”-statistikk og egenverdistatistikk, og fastslår at variablene ikke er kointegrert.

I periode én forkastes nullhypotesen om null kointegrasjonsvektorer, $r=0$, ved både “trace”-statistikk og egenverdistatistikk (tabell 6.3). Vi tester derfor videre nullhypotesen om at det eksisterer én kointegrasjonsvektor, $r=1$, mellom variablene. Ut ifra både “trace”-statistikk og egenverdistatistikk mislykkes vi i å forkaste nullhypotesen, og antar med det at det eksisterer ett kointegrasjonsforhold. Gitt at vår vektor kun består av to variabler, vil det ikke kunne eksistere flere enn ett kointegrasjonsforhold.

For periode to er resultatet at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om null kointegrasjonsvektorer, $r=0$, mellom variablene (tabell 6.3). Vi beholder nullhypotesen ved både “trace”-statistikk og egenverdistatistikk.

Kointegrasjonstestene har påvist at vi ikke kan påvise et signifikant kointegrasjonsforhold mellom variablene vekslingskurs og oljepris for hele perioden som helhet. Deler vi derimot utvalget vårt opp i to delperioder etter antagelse om strukturelle forskjeller, fremkommer det at periode én har et kointegrert forhold mellom de to variablene som testes. Dette kan imidlertid ikke sies om perioden etter oljekrisen, der vekslingskursen ikke kan relateres til oljeprisen alene.

6.4 Vektorfeilkorrigeringsmodeller

Det vil ikke være hensiktsmessig å teste for langsiktig Granger-kausaltet med en VECM for hele perioden eller delperiode to, da det ikke ble påvist kointegrasjon i disse periodene. Ettersom det derimot blir påvist et langsiktig kointegrasjonsforhold mellom variablene i periode én, undersøker vi hvilken variabel som påvirker, og hvilke som blir påvirket, i denne perioden. Som belyst i teoridelen, anvender vi en VECM for å teste både langsiktig og kortsiktig Granger-kausaltet.

Tabell 6.4: VECM - langsiktig kausalitetstest

Tabellen viser test av langsiktig Granger-kausaltet mellom variablene vekslingskurs (NOK/EUR) og oljepris i tidsperioden 01.01.1999-30.06.2014. ECT representerer feilkorrigeringsleddet.

Forklaringsvariabel	Model 1: Vekslingskursen	Forklaringsvariabel	Model 2: Oljeprisen
Oljepris _{t-1}	0.2519117***	Vekslingskurs _{t-1}	-2.55721
Oljepris _{t-2}	-0.1971568***	Vekslingskurs _{t-2}	-3.617524
Konstant	0.0071488	Konstant	0.0001193
ECT _{t-1}	-0.006762***	ECT _{t-1}	0.4181793***

***, **, * impliserer signifikans på hhv. 1%, 5% og 10% signifikansnivå.

Om koeffisienten til feilkorrigeringsleddet (ECT) er negativ og signifikant kan vi påvise langsiktig Granger-kausaltet fra oljeprisen til vekslingskursen. Fra tabell (6.4) ser vi at både koeffisienten og teststatistikken fastslår at dette er tilfelle for våre variabler. Oljeprisen

Granger-påvirker vekslingskursen på lang sikt i periode én. Videre kan vi se på feilkorrigeringsleddet til oljeprisen. Her er leddet signifikant, men ikke negativt og vi kan dermed ikke påvise langsiktig Granger-kausaltitet fra vekslingskursen til oljepris.

I tillegg foretar vi en test for å utforske om oljeprisen påvirker vekslingskursen på kort sikt. Denne tester nullhypotesen om at både den førsteforsinkede verdien og den andreforsinkede verdien av oljeprisen sammen ikke har forklaringssevne på vekslingskursen. Alternativhypotesen er at begge koeffisientene sammen er signifikant forskjellig fra null, og dermed vil påvirke kortsiktig. Vi tester også for kortsiktig Granger-kausaltitet fra vekslingskursen til oljeprisen, analogt med forrige test, men med motsatt bruk av variabler.

Tabell 6.5: VECM - kortsiktig kausalitetstest

Tabellen viser test av kortsiktig Granger-kausaltitet mellom variablene vekslingskurs (NOK/EUR) og oljepris i tidsperioden 01.07.2014-30.06.2014.

Likning	Ekskludert	chi^2	$p > chi^2$	Kortsiktig kausalitet
Vekslingskurs	Oljepris	11.53***	0.0031	Ja
Oljepris	Vekslingskurs	2.65	0.2664	Nei

***, **, * impliserer signifikans på hhv. 1%, 5% og 10% signifikansnivå

Fra tabell (6.5) ser vi at testen forkaster nullhypotesen om ingen effekt fra oljeprisen til vekslingskursen på 1% signifikansnivå. Vi kan dermed anta kortsiktig Granger-kausaltitet fra oljeprisen til vekslingskursen. Videre kan vi ikke forkaste nullhypotesen fra vekslingskursen til oljeprisen på 10%-signifikansnivå.

6.5 Vektorautoregressive modeller

Dersom det ikke kan påvises kointegrasjon, vil det heller ikke eksistere langsiktig Granger-kausaltitet. Vi kan dog undersøke med en VAR-modell om det er kortsiktig Granger-kausaltitet mellom variablene i alle perioder, uavhengig av ikke-stasjonaritet og kointegrasjon. Før å oppnå stasjonære variabler, førstedifferensierer vi derfor variablene for alle perioder, da vi finner at de er ikke-stasjonære, eller viser tegn på ikke-stasjonaritet.

Det estimeres derfor først en VAR-modell for hver av de tre periodene, for deretter å teste modellene for kortsiktig Granger-kausaltitet.

Tabell 6.6: VAR - kortsiktig kausalitetstester

Tabellen viser test av kortsiktig Granger-kausaltitet mellom variablene vekslingskurs (NOK/EUR) og oljepris. Hele perioden er tidsperioden 01.01.1999-31.08.2018. Periode én er tidsperioden 01.01.1999-30.06.2014. Periode to er tidsperioden 01.07.2014-31.08.2018.

Likning	Ekskludert	chi^2	$p > chi^2$	Kortsiktig kausalitet
Hele perioden				
Vekslingskurs	Oljepris	9.2084**	0.027	Ja
Oljepris	Vekslingskurs	3.8111	0.283	Nei
Periode én				
Vekslingskurs	Oljepris	9.3237**	0,025	Ja
Oljepris	Vekslingskurs	2.9579	0.398	Nei
Periode to				
Vekslingskurs	Oljepris	21.4447***	0.000	Ja
Oljepris	Vekslingskurs	8.8787*	0.068	Ja

***, **, * impliserer signifikans på hhv. 1%, 5% og 10% signifikansnivå

Fra tabell (6.6) fremkommer det at det for hele perioden kan påvises at oljeprisen Granger-påvirker vekslingskursen ved 5% signifikansnivå. Vi forkaster nullhypotesen om ingen kortsiktig Granger-kausaltitet fra oljepris til vekslingskurs, og antar et Granger-kausalt forhold. På motsatt side, beholder vi nullhypotesen om at vekslingskursen ikke påvirker oljeprisen på kort sikt.

For periode én kan vi påvise de Granger-kausale påvirkningene som for hele perioden (med svært lik teststatistikk). Oljeprisen Granger-påvirker vekslingskursen, men ikke omvendt (tabell (6.6)).

For delperiode to observeres det også en signifikant Granger-kausalt sammenheng fra oljepris til vekslingskurs på kort sikt (tabell (6.6)). Denne sammenhengen er statistisk signifikant på 0,1%-nivå. I tillegg kan det ved 10% signifikansnivå dokumenteres at vekslingskurs har en Granger-

kausalt effekt på oljepris. Det påvises med det Granger-kausaltet fra oljepris til vekslingskurs på 5%-signifikansnivå for alle de tre utvalgene på kort sikt.

Kapittel 7

Metode: Multiple regresjonsmodeller

Det følgende kapittelet belyser og diskuterer det empiriske rammeverket benyttet i andre del av besvarelsen. Resultatene fra modellene presenteres og diskuteres i henholdsvis kapittel 9 og 10.

7.1 Diskusjon av modeller

Amano og van Norden (1998) hevder i sitt arbeid at kointegrasjonstesting muliggjør estimering av den langsiktige verdien av vekslingskursen som en funksjon av oljeprisen. De utdyper videre at dersom den langsiktige vekslingskursen bestemmes av andre faktorer enn de som er knyttet til oljeprisen, bør utelatelsen av variablene i teorien forhindre oss i å finne signifikant dokumentasjon for kointegrasjon. Samtidig påpeker de at påvist kointegrasjon innebærer at oljeprisen er en av de dominerende kildene til vedvarende bevegelser i den virkelige vekslingskursen i denne perioden. Vår kointegrasjonsanalyse viser at eurokursen og oljeprisen er kointegrert i periode én. Vi antar derfor at oljeprisen er en av de dominerende kildene til valutakursutviklingen, da utelatelsen av variabler som ikke er knyttet til oljepris ikke har forsømmet kointegrasjonsforholdet. Gitt at vi ikke finner kointegrasjon i periode to, er det grunnlag for å bestride at oljeprisen virkelig var en av de dominerende kildene i periode én. Det er muligheter for at det i utgangspunktet aldri eksisterte et legitimt forhold mellom oljepris og eurokursen i første periode, men at variablenes samvarians gir uttrykk for det.

Man kan derfor utfordre tanken om at det eksisterer én eller flere eksogene, ekskluderte variabler som påvirker variablene simultant, og dermed gir statistisk dokumentasjon på at oljeprisen og vekslingskursen kointegrerer. Dette er en spuriøs sammenheng og vi har muligens en forventningsskjev modell grunnet utelatte variabler. Eksempelvis kan en markant relativ økning i rentenivå i eurolandene appresiere euro mot kronen, samtidig som rentehevinger kan påvirke husholdningers konsum av oljeprodukter negativt, og dermed senke råoljeprisen.

Gitt at vi mistenker at det er en utenforliggende variabel som historisk kan ha påvirket bevegelsen i vekslingskursen, utvikler vi videre i del to av besvarelsen en multippel regresjonsmodell basert på minste kvadraters metode (heretter også omtalt som OLS). OLS

kan tar hensyn til flere forklaringsvariabler, og er derfor mer egnet for ceteris paribus-analyser. Ved å bruke flere uavhengige variabler kan en større del av variasjonen i den avhengige variabelen bli forklart, og dermed styrke modellen.

7.2 OLS og ARIMA

For at minste kvadraters metode skal være forventningsrett, må variablene være stasjonære. Derfor er det første trinnet i tidsserieregresjonen å teste de stasjonære egenskapene til tidsseriene ved hjelp av enhetsrottester. Hvis en tidsserie har enhetsrot, vil estimering kunne gi misledende resultater, kjent som spuriøse regresjoner. Spuriøse regresjoner impliserer at det eksistere et forhold mellom to tilfeldige, selvstendige variabler, basert på en høy forklaringsgrad i modellen, på grunn av enten tilfeldighet eller tilstedeværelsen av en viss tredje usynlig faktor. I realiteten eksisterer det ikke en økonomisk meningsfylt sammenheng mellom de, selv om modellen indikerer det. Dette betyr at konsistent inferens ikke kan påføres modellen. Vi mistenker at enkelte av variablene kan være ikke-stasjonære, slik at vi må benytte førstedifferansen av tidsseriene. Tidsserieegenskapene testes formelt med ADF-, PP- og KPSS-testen.

Endringer i makroøkonomiske data kan ikke forventes å identifisere den korrekte endringen i vekslingskursen. Grunnen til dette er at endringene i makroøkonomiske data er utsatt for markedsforsventninger. Vekslingskursen fungerer som en markedspris basert på markedslikevekt, utsatt for spekulasjon. Har eksempelvis markedsaktørene forventninger om at foliorenten til Norges Bank skal økes med 25 basispunkter syv ganger frem til 2020, vil dette prises inn i vekslingskursen i dag. Modellen er derfor avhengig av å utligne mest mulig av forventningseffekter, og løser denne problematikken ved å benytte residualene til autoregressive prosesser som forklaringsvariabler.

En autoregressiv tidsseriemodell indikerer at verdien i tid t av en hvilken som helst variabel er bestemt av fortidens verdi, i tillegg til enkelte justeringsfaktorer. Slike justeringsfaktorer er estimert fra forholdet mellom nåværende verdi og tidligere verdier. Hvis den nåværende verdien bare er basert på den umiddelbare foregående verdien, kalles den førsteordensautoregressiv, AR (1). Hvis den er basert på de to foregående verdiene, kalles den andreordensautoregressiv, AR (2), og så videre.

Vi predikerer sjokkene i forklaringsvariablene hver for seg. AR(1)-prosessen som benyttes til dette, estimeres som,

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (7.1)$$

der Y_t er en avhengig variabel ved periode t , μ er en konstant parameter, Y_{t-1} er den første forsinkede verdien av Y , ρ er koeffisienten til Y_{t-1} og ϵ_t er residualen.

Ved at modellen benytter seg av residualen i en AR(1)-prosess, får vi fremhevet overraskelser i endringer i tidsseriene. En tidsserie med bevegelser lik historiske bevegelser, vil i denne modellen ikke ha noen overraskende sjokk. Overført til vårt folioenteksempel vil ikke en gjentakende endring på 0,25% gi utslag som "endring" i vår modell. En utfordring med modellen er at markedsforsventningene er langt mer sofistikert enn som så. Markedsforsventninger baserer seg ikke utelukkende på historiske bevegelser, men på mer avanserte modeller om fremtiden. Det kan derfor forventes at uidentifiserte markedsforsventninger fra sofistikerte modeller er priset inn i vekslingskursen. Modellens sjokk i endringer kan være upresise og med motsatt fortegn av sjokk i forventninger til markedsaktørene. Det er derimot ingen konsensus på hva som er forventet av markedsaktørene, ei heller kan det kvantifiseres.

For å predikere residualene vi anvender som uavhengige variabler i OLS-modellen, benytter vi ARIMA-rammeverket. Akronymet ARIMA kommer fra engelsk og står for "Autoregressive Integrated Moving Average". "AR"-delen i ARIMA indikerer at variablene er en funksjon av sine egne forsinkede verdier. "I" for "integrert", indikerer at dataverdiene er blitt erstattet med forskjellen mellom deres verdier og de tidligere verdiene (og denne differensieringsprosessen kan ha blitt utført mer enn én gang). "MA"-delen indikerer at feilledet er et glidende gjennomsnitt av tidligere oppståtte feilledd. Formålet med hver av disse funksjonene er å få modellen til å passe dataene så godt som mulig (Asteriou og Hall, 2011).

Gitt at vi finner ikke-stasjonaritet i enkelte av variablene, og de er integrert av første orden, benytter vi ARIMA (1, 1, 0) for å predikere residualene. Dette er AR(1) og førstedifferansen av variablene som er integrert av første orden, I(1). Gitt at vi påviser stasjonaritet i enkelte av variablene, benytter vi ARIMA(1, 0, 0) på disse, da de er I(0). Dette er derfor en AR(1)-prosess. De predikerte residualene, sjokkene, i tidsseriene blir deretter benyttet som forklaringsvariabler i en OLS-modell.

7.2.1 Antagelser om OLS

Den mest treffsikre lineære estimeringsmetoden er OLS fordi den kan være den beste lineære forventningsrette estimatoren (heretter omtalt som BLFE). BLFE betyr at estimatene vil ha en forventet verdi lik den sanne verdien i populasjonen (derav "forventningsrett") og ha den minste variansen (derav "best") av en hvilken som helst lineær estimator. OLS er BLFE dersom Gauss-Markov-antagelsene 1-5 under er oppfylt. BLFE er ingen forutsetning for anvendelse av OLS, men estimatoren er ikke lenger BLFE om antagelsene for OLS ikke er møtt. Antagelsene diskuteres nedenfor.

1. Linearitet: Det eksisterer et lineært forhold mellom de uavhengige og avhengige variablene,

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \epsilon \quad (7.2)$$

2. Det er et tilfeldig utvalg av observasjoner av størrelse n ,

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i + \epsilon, \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (7.3)$$

3. Ingen multikollinearitet: Det er ikke noe eksakt forhold mellom de uavhengige variablene.

4. Eksogenitet: forutsetningen om null betinget gjennomsnitt angir at gjennomsnittet av feilleddet (ϵ) er null, gitt verdiene til forklaringsvariablene. Dette indikerer at forklaringsvariablene og feilleddet er ukorrelerte,

$$E(\mu|x) = 0 \quad (7.4)$$

5. Feilleddet er homoskedastisk og har ingen autokorrelasjon. Homoskedastisitet betyr at feilleddet har samme varians gitt hvilken som helst verdi på forklaringsvariabelen,

$$Var(\mu|x) = \sigma^2 \quad (7.5)$$

Ingen autokorrelasjon betyr at feilleddet for ulike observasjoner ikke skal være korrelert,

$$Cov(\epsilon_i \epsilon_j | x) = 0 \quad (7.6)$$

6. Normalfordelte feilledd: Feilleddet er uavhengig av forklaringsvariablene og er normalfordelt med en forventning lik null og varians σ^2 ,

$$\mu \sim N(0, \sigma^2) \quad (7.7)$$

7.3 Heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente estimatorer

Problemet med heteroskedastisitet og autokorrelasjon kan oppstå, og vil derfor kunne komplisere analysen. I løpet av de siste 20 årene er det i litteraturen foreslått flere prosedyrer for heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente (heretter omtalt som HAC) estimatorer. De forskjellige prosedyrene korrigerer for heteroskedastisitet og autokorrelasjon i utvalget og tar sikte på å øke statistisk signifikans av regresjonsresultatene. Ved tilstedeværelse av heteroskedastisitet og autokorrelasjon, benytter denne besvarelsen Newey-West-estimatoren som HAC-estimator (appendiks (A)).

7.3.1 Newey-West

Newey-West-tilnærmingen endrer ikke regresjonsmodellen; den korrigerer standardfeilene, og dermed t-verdiene. Betakoeffisientene forblir uendret etter at regresjonen har gått gjennom et Newey-West-filter, men t-verdien kan brukes med en mer statistisk sikkerhet.

Å bestemme antall forsinkede verdier for Newey-West-estimatoren er utfordrende, da dette avhenger av størrelsen på datasettet og graden av tilstedeværelse av heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Greene (2008) etablerer imidlertid en generell tilnærming, der optimalt antall forsinkede verdier lik heltallet nærmest,

$$n^{\frac{1}{4}} \quad (7.8)$$

der n er antall observasjoner. Med 236 observasjoner, benyttes det fire forsinkede verdier.

Et argument mot bruken av Newey-West-estimatoren er at det vil eksistere en annen forventningsrett lineær estimator med lavere varians. Likevel, hvis frykten for autokorrelasjon er tydelig, er Newey-West-estimatoren en akseptert måte å overkomme dette problemet.

Kapittel 8

Presentasjon av tilleggsvariabler

Regresjonsmodellene vil inkludere variabler på de viktigste målbare tidsseriene som kan tenkes å ha påvirket vekslingskursen historisk, dvs. oljeprisen, rentedifferansen mellom tremåneders Nibor og tremåneders Euribor, volatilitetsindeksen, hovedindeksen på Oslo Børs (OSEBX), norsk handelsbalanse og den sammensatte ledende indikator. Nedenfor presenteres de inkluderte tilleggsvariablene, før hver variabel diskuteres mer inngående i detalj i påfølgende avsnitt.

Tabell 8.1: Inkluderte tilleggsvariabler

Tabellen presenterer tilleggsvariabler utover vekslingskurs (NOK/EUR) og oljepris.

Variabel	Hentet fra	Frekvens på data innhentet
3-mnd Nibor	OECD	Daglig
3-mnd Euribor	OECD	Daglig
VIX	Chicago Board Options Exchange	Daglig
DAX	Deutsche Boerse	Daglig
OSEBX	Oslo Børs	Daglig
Handelsbalanse	Statistisk sentralbyrå	Månedelig
CLI	OECD	Månedelig

8.1 Nibor og Euribor

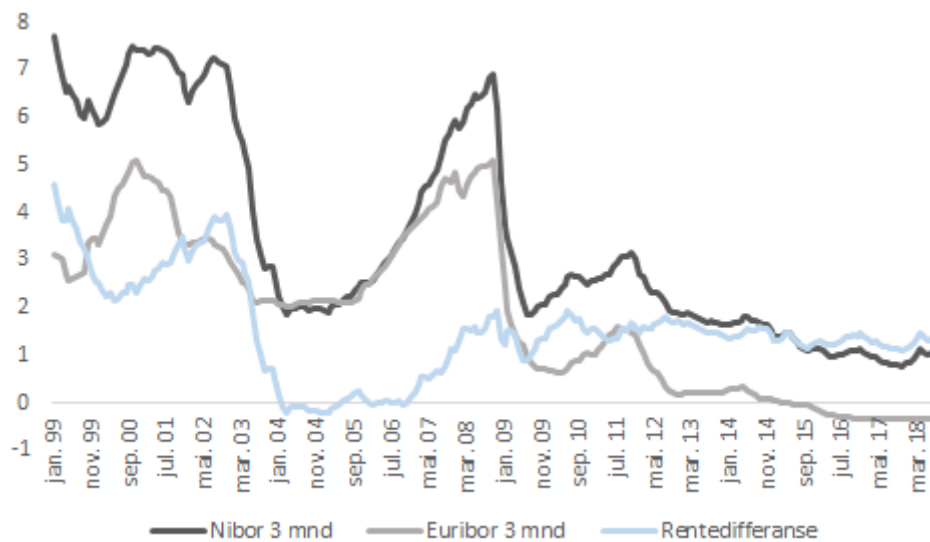
Tremåneders Nibor (fra engelsk “Norwegian interbank offered rate”) er en referanserate i pengemarkedet mellom banker i Norge. Tremåneders Euribor (fra engelsk “European interbank offered rate”) er tilsvarende rente for pengemarkedet i Europa. Nibor og Euribor med tremåneders forfallstid er vidt brukt som referanserate. Tolkning av en rente isolert forklarer ikke den relative utviklingen mellom to rentemarkeder. Vi har derfor valgt å bruke differansen mellom Nibor og Euribor for å få frem utviklingen i differansen, ettersom dette representerer den relative utviklingen. Vi forventer at høyere renter i Norge relativt til eurolandene normalt fører til kroneappresiering, ettersom flere ønsker å investere i kroner.

Tabell 8.2: Deskriptiv statistikk for variablene Nibor, Euribor og differansen mellom disse

Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for variablene Nibor, Euribor og differansen mellom disse i perioden 01.01.1999-31.08.2018, der observasjonene er månedlige.

Variabel	Observasjoner	Min	Maks	Snitt	Standardavvik
Nibor	236	0,78	7,72	3,42	2,20
Euribor	236	-0,33	5,11	1,88	1,72
Differanse mellom Nibor og Euribor	236	-0,218	4,59	1,54	1,04

Fra figur (8.1) ser en at rentedifferansen var rekordhøy i perioden 1999-2002, før renten falt kraftig i Norge i 2002-2003 grunnet boligprisfall og høy arbeidsledighet. Videre ser vi at rentene har fulgt hverandre og at Nibor har ligget noe over Euribor etter finanskrisen. Dette skyldes at Norges økonomi ikke ble like påvirket av finanskrisen som de fleste andre land. I tillegg opplevde Europa i 2011 eurokrisen hvor flere land slet med høy statsgjeld og høy arbeidsledighet.

**Figur 8.1:** Historisk utvikling i Nibor og Euribor

8.2 OSEBX og DAX

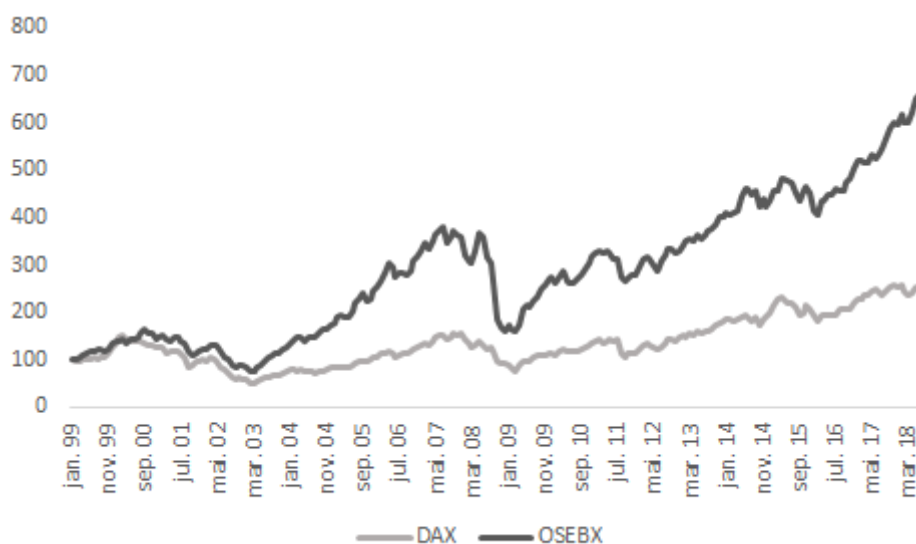
OSEBX og DAX30 (heretter omtalt som DAX) er hovedindeksene i henholdsvis Norge og Tyskland. DAX er ment å representere utviklingen i de europeiske børsene. Den tyske indeksen er valgt ettersom Tyskland er eurolandenes største økonomi (Eurostat, 2018). Vi har valgt å inkludere differansen i avkastning på disse to børsene for å undersøke om relativ avkastning på børsene kan forklare endringer i vekslingskursen. Vi forventer at økt relativ avkastning på Oslo Børs vil øke kapitalstrømninger til Oslo Børs. Kapitalstrømninger til Oslo børs gjør at etterspørselen etter NOK øker, da dette er valutaen det handles i.

Tabell 8.3: Deskriptiv statistikk for OSEBX og DAX

Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for variablene OSEBX og DAX i perioden 01.01.1999-31.08.2018, der observasjonene er månedlige.

Variabel	Observasjoner	Min	Maks	Snitt	Standardavvik
OSEBX	236	103,81	915,01	390,53	199,29
DAX	236	2491,05	13255,32	7047,97	2675,17

I figur (8.2) er begge hovedindeksene indeksert til 100 per 01.01.1999. En ser tydelig at OSEBX totalt sett har levert bedre avkastning historisk enn DAX, og at volatiliteten i OSEBX har vært høyere enn i DAX.



Figur 8.2: Historisk utvikling i OSEBX og DAX

8.3 Volatilitetsindeksen

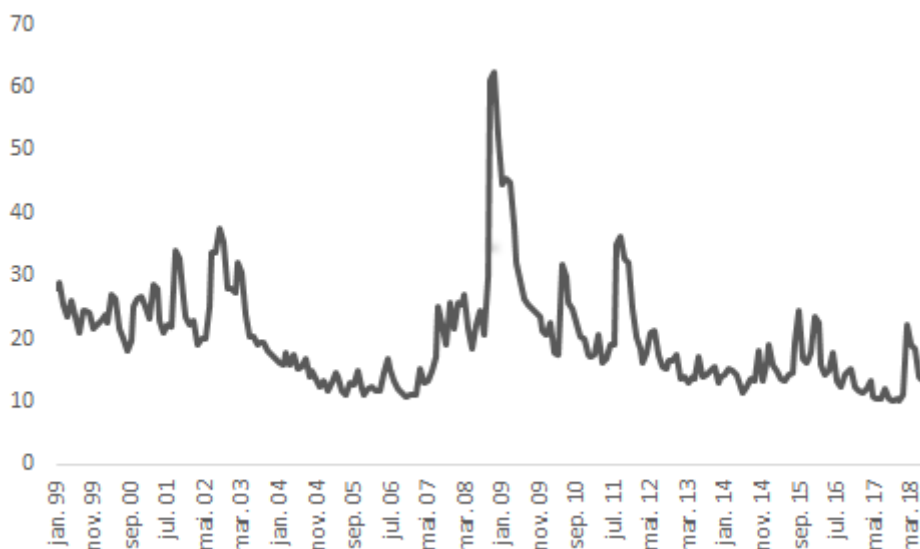
Volatilitetsindeksen blir gjerne kalt fryktinndeksen og er et mål på markedets forventning om volatilitet i S&P 500-indeksopsjoner, beregnet og publisert av opsjonsbørsen “Chicago Board Options Exchange” (CBOE). VIX er notert i prosentpoeng og representerer forventet bevegelsesintervall i S&P 500-indeksen i løpet av de neste 30 dagene. For eksempel, hvis VIX er 20, representerer dette en månedlig forventet endring på maksimalt 20% (CBOE, 2018). Vi forventer, analogt med Bernhardsen og Røisland (2000), at økt forventet volatilitet vil føre til en svekkelse av kronen relativt til euro, ref. kronen som en “randvaluta”. Vi mener også at denne variabelen er et mål på politisk og finansiell uro (Goodell og Vähämaa, 2013).

Tabell 8.4: Deskriptiv statistikk for VIX

Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for variabelen volatilitetsindeksen i perioden 01.01.1999-31.08.2018, der observasjonene er månedlige.

Variabel	Observasjoner	Min	Maks	Snitt	Standardavvik
VIX	236	10,13	62,25	19,91	8,20

Fra figur (8.3) ser en at indeksen er spesielt høy ved tilfeller av politisk og finansiell uro, eksempelvis finanskrisen i 2008 og eurokrisen i 2011.



Figur 8.3: Historisk utvikling i VIX

8.4 Handelsbalansen

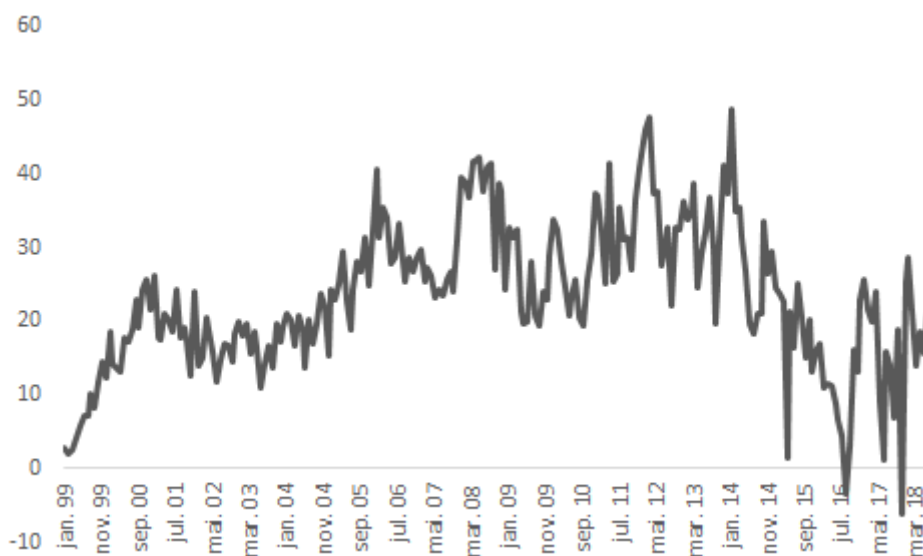
Norge har med få unntak hatt en positiv handelsbalanse, noe som betyr at Norge eksporterer mer enn det importerer hver måned. I tilfeller hvor norske varer eller tjenester blir solgt i utenlandsk valuta, ønsker gjerne norske eksportbedrifter å veksle til kroner. I motsatt tilfelle, der norske varer blir solgt i kroner, må utlendinger først kjøpe kroner. Begge tilfeller vil føre til økt handelsbalanse. I tillegg er handelsbalansen inkludert for å representere effekten av kapitalstrømninger gjennom salg av varer og tjenester.

Tabell 8.5: Deskriptiv statistikk for handelsbalansen, tall i mrd. nok

Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for variabelen handelsbalanse i perioden 01.01.1999-31.08.2018, der observasjonene er månedlige.

Variabel	Observasjoner	Min	Maks	Snitt	Standardavvik
Handelsbalanse	236	-6,10	48,68	23,31	9,85

Fra figur (8.4) ser en at Norge har hatt en positiv handelsbalanse over lang tid mye på grunn av Norges oljeinntekter. Etter oljeprisfallet i 2014 opplevde man en nedgang i oljeinntektene, samt økning i importpriser grunnet svakere krone.



Figur 8.4: Historisk utvikling i handelsbalansen

8.5 CLI

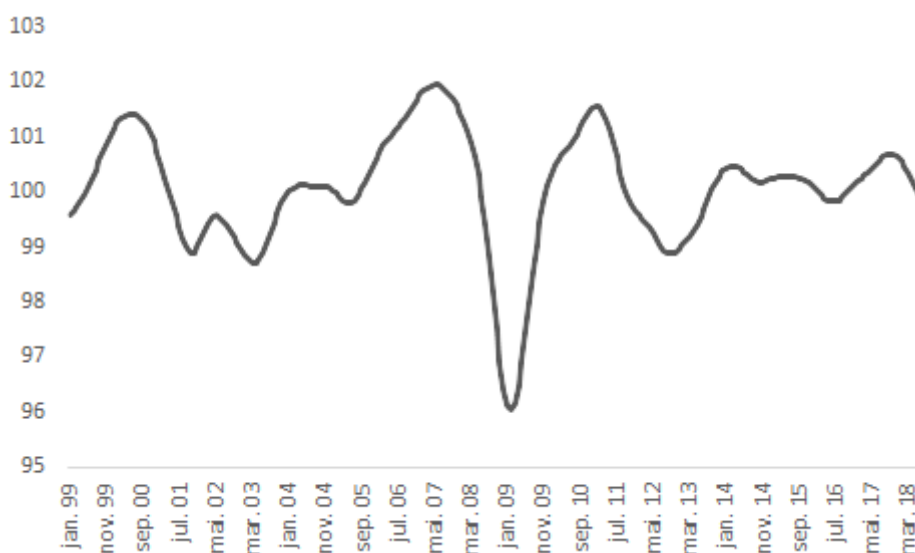
CLI, den sammensatte ledende indikatoren, er utformet for å gi tidlige signaler om vendepunkter i konjunktursykluser, og viser svingninger i den økonomiske aktiviteten rundt sitt langsiktige potensielle nivå. CLI er utarbeidet av OECD og består av 33 OECD-land og seks ikke-OECD-land. Vi forventer at et positivt sjokk i CLI vil svekke NOK relativt til EUR grunnet en bedring i betydelige deler av verdensøkonomien. Dette vil styrke store valutaer, analogt til resonnementet rundt VIX-variabelen.

Tabell 8.6: Deskriptiv statistikk for CLI

Tabellen presenterer deskriptiv statistikk for CLI i perioden 01.01.1999-31.08.2018, der observasjonene er månedlige.

Variabel	Observasjoner	Min	Maks	Snitt	Standardavvik
CLI	236	96,05	101,93	100	1,06

CLI er indeksert slik at det langsiktige snittet har en verdi på 100. Av figur (8.5) ser vi at CLI har ligget stabilt mellom 98 og 102, med unntak av en liten periode etter finanskrisen.



Figur 8.5: Historisk utvikling i CLI

8.6 Relevante variabler som er utelatt

8.6.1 Inflasjon

Inflasjonsdifferansen blir utelatt fordi den realvekslingskursen inkluderer både Norges og eurolandenes inflasjon. Ved å inkludere variabelen ville en dermed hatt et endogenitetsproblem, som blir ytterligere problematisert i seksjon (9.2). Vi forventer at økt inflasjon i Norge relativt til eurolandene ville ført til appresiering av kronen på grunn av økt press for rentehevinger.

8.6.2 Arbeidsledighet

Arbeidsledighetsdifferansen mellom Norge og eurolandene blir utelatt ettersom disse dataene kun er tilgjengelig kvartalsvis. Vi forventer at ved økt arbeidsledighet i Norge relativt til eurolandene vil en få et svakere inflasjonspress og høyere risiko i norsk valuta, begge i favør av svakere krone. Variabelen CLI kan forklare noe av variasjonen i arbeidsledighetsdifferansen. Ved vedvarende høy CLI vil arbeidsledigheten i store deler av Europa trolig gå ned i større grad enn den norske, ettersom norsk arbeidsledighet normalt er lav.

8.6.3 Utenlandske direkteinvesteringer i Norge

Utenlandske direkteinvesteringer i Norge blir utelatt ettersom denne dataen kun er tilgjengelig kvartalsvis. Variabelen hadde gitt en god indikasjon på kapitalstrømninger ut og inn av Norge. Variablene børsdifferanse og handelsbalanse representerer trolig deler av disse kapitalstrømmingene. Vi forventer at økte utenlandske direkteinvesteringer i Norge hadde ført til en appresiering av kronen grunnet økt etterspørsel etter kronen.

8.7 Behandling av data

Denne besvarelsen omfatter variabler som i all hovedsak er transformert til logaritmisk avkastning før analyse. Fordelen med å benytte logaritmisk avkastning er log-normalitet. Hvis vi antar at prisene distribueres log-normalt, som i praksis kan være sant og usant for en gitt prisserie, er logaritmen av avkastningen normalfordelt. Dette er praktisk, ettersom store deler av klassisk statistikk forutsetter normalitet. Det kan i tillegg være fornuftig å benytte logaritmisk avkastning, da det kan stabilisere variansen av tidsserien.

Fordelene med å bruke avkastning fremfor nivået på priser er normalisering, og tillater måling

av alle variabler i en sammenlignbar metrisk enhet. Dette muliggjør evaluering av analytiske forhold mellom to eller flere variabler til tross for tidsserier av ulik verdi. Ved bruk av avkastning fremfor nivå, antas variablene i større grad å være stasjonære.

Valutakursen er en relativ pris, dvs. prisen på en valuta i form av en annen valuta. Som sådan kan den ikke være negativ, og logging av variabelen er derfor mulig. Den avhengige variabelen, vekslingskurs, blir derfor transformert til logaritmisk avkastning før regresjon. Likedan blir forklaringsvariablene oljepris, VIX, børsdifferanse og CLI transformert til logaritmisk avkastning før regresjon.

Rentedifferansen og handelsbalansen er tidsserier på nivåform. Disse variablene har negative verdier i løpet av tidsseriene, hvilket gjør at logaritmisk avkastning ikke kan defineres over hele utvalget. Denne variabelen er derfor lineær, og koeffisientene må tolkes log-lineært. Regresjonsmodellen er derfor utformet med en logaritmisk avhengig variabel, og med fire logaritmiske og to lineære uavhengige variabler.

Kapittel 9

Empiriske resultater: Multippel regresjon

Hvorvidt vi benytter ARIMA(1,1,0)- eller ARIMA(1,0,0)-rammeverket avhenger av variablenes stasjonære egenskaper. Er variablene ikke-stasjonære, må de differensieres. Vi anvender derfor ADF-, PP- og KPSS-testene for å avdekke variablenes stasjonaritet.

Vi forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonære variabler for variablene oljepris, rentedifferanse, børsdifferanse, VIX og handelsbalanse, og benytter derfor ARIMA(1,0,0) på disse variablene. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet for variabelen CLI, og benytter ARIMA(1,1,0) på denne.

9.1 Modell med alle variabler

Den første regresjonsmodellen inkluderer alle de presenterte variablen fra kapittel fire og åtte. Regresjonslikningen kan skrives på formen,

$$\begin{aligned} \log \text{Realvekslingskurs}_t &= \alpha_t + \beta_{1t} \log \text{Oljepris} + \beta_{2t} \text{Rentedifferanse} \\ &+ \beta_{3t} \log \text{VIX} + \beta_{4t} \text{Handelsbalanse} + \beta_{5t} \log \text{Børsdifferanse} \quad (9.1) \\ &+ \beta_{6t} \log \text{CLI} + \epsilon_t \end{aligned}$$

der realvekslingskursen er NOK/EUR, og endringer i realvekslingskursen er bestemt av de predikerte ARIMA-sjokkene i forklaringsvariablene. Tabell (9.1) inneholder fire regresjonsmodeller som er estimert på hele perioden. De fire regresjonene vil bli drøftet i dette kapitlet.

Tabell 9.1: OLS- og Newey-West-regresjoner

Tabellen viser fire multiple regresjonsmodeller. Modell (1) og (3) er OLS-regresjoner og modell (2) og (4) er Newey-West-regresjoner. I modell (1) og (2) er alle variablene, logOljepris, Rentedifferanse, logVIX, Handelsbalanse, logBørsdifferanse og logCLI inkludert, mens kun de utvalgte variablene logOljepris, Rentedifferanse og logVIX er inkludert i modell (3) og (4). Variablene representerer overraskende sjokk i variablene, og disse er predikert med en ARIMA(1,1,0)- eller en AR(1)-modell. Tabellen gjelder for tidsperioden 01.01.1999-31.08.2018.

	(1) Ubegrenset OLS	(2) Ubegrenset Newey-West	(3) Begrenset OLS	(4) Begrenset Newey-West
logOljepris	-0,0602246*** (0,00685)	-0,0602246** (0,0114499)	-0,0613567*** (0,0097655)	-0,0613567*** (0,0107207)
Rentedifferanse	-0,0503496*** (0,0068475)	-0,0503496** (0,010803)	-0,0495296*** (0,0066942)	-0,0495296*** (0,0101494)
logVIX	-0,0088941 (0,0077013)	-0,0088941 (0,0076113)	0,0123483*** (0,0054716)	0,0123483*** (0,0050329)
Handelsbalanse	0,0000000256 (0,000000143)	0,0000000256 (0,000000121)		
logBørsdifferanse	-0,0143699 (0,0267998)	-0,0143699 (0,0274511)		
logCLI	-0,9042514 (2,084636)	-0,9042514 (2,260934)		
Konstant	-0,0001459 (0,0008427)	-0,0001459 (0,000808)	0,000187 (0,0008355)	0,000187 (0,000801)
Observasjoner	235	235	235	235
R^2	0,3139		0,3108	

***, **, * impliserer signifikans på hhv. 1%, 5% og 10% signifikansnivå.

I Newey-West-regresjonene brukes fire forsinkede verdier, ref. likning (7.8).

Regresjonsmodell (1) fra tabell (9.1) viser at det kun er overraskelser i endringer i oljeprisen og rentedifferansen som er statistisk signifikante. Disse er statistisk signifikante på 1%-nivå.

Fjerde Gauss-Markov-antagelse (likning (7.4)) om eksogenitet er særlig intrikat ved valg av modell, og forekommer ofte når en viktig uobservert variabel er utelatt fra modellen. Utelatte variabler vil derfor bli inkludert i feilleddet. Dette bryter i seg selv ikke med karakteristikene for å oppnå en BLFE. Hvis den utelatte faktoren imidlertid er korrelert med de uavhengige variablene, er resultatet forventningsskjev estimater, da deler av denne effekten vil bli fanget opp av de uavhengige variablene. Denne korrelasjonen mellom feilleddet og uavhengige variabler bryter med antagelsen om konstant forventning i feilleddet, og fører dermed til et endogenitetsproblem. Denne forutsetningen kan ikke testes formelt, men baseres på en muntlig argumentasjon om inkluderte og ekskluderte variabler.

Generelt sett kan variabler være av så stor substansiell signifikans at de bør inkluderes. Substansbetydning for en sammenheng mellom to variabler er opptatt av variabelens observerte viktighet i den virkelige verden, snarere enn dens statistiske signifikans. Substansbetydning beskrives som “klinisk” eller “økonomisk” meningsfylt variasjon (Thompson 2004). Selv om endringer i rentedifferansen i regresjonsmodellen skulle vise seg å være av mindre statistisk signifikans, viser økonomisk intuisjon at variabelen er en nøkkeldriver for endringer i valutakursen. Det er følgelig ønskelig å kontrollere for denne faktoren selv om regresjonsmodellen ikke finner den statistisk signifikant. Videre kan ikke-signifikante variabler påvirke andre aspekter av modellen, da de kontrollerer for relasjoner mellom forklaringsvariablene. I tillegg kan effektstørrelsen på en variabel være høy, selv om den er ikke-signifikant. Statistisk betydning bør isolert sett derfor i de fleste tilfeller ikke alene være avgjørende. Disse argumentene taler for at vi beholder alle variablene i modellen, selv om ikke alle er statistisk signifikante.

9.2 Modell med utvalgte variabler

Vi ønsker imidlertid å utforske egenskapene til en regresjonsmodell med de tre mest signifikante forklaringsvariablene i regresjonsmodell (1) i tabell (9.1). Regresjonslikningen kan skrives på formen,

$$\log \text{Realvekslingskurs}_t = \alpha_t + \beta_{1t} \log \text{Oljepris} + \beta_{2t} \text{Rentedifferanse} + \beta_{3t} \log \text{VIX} + \epsilon_t \quad (9.2)$$

der realvekslingskursen er NOK/EUR og endringer i realvekslingskursen er bestemt av de predikerte ARIMA-sjokkene i endringer i de tre utvalgte variablene.

Regresjonsmodell (3) i tabell (9.1) inkluderer de tre variablene oljepris, rentedifferanse og VIX. Alle de tre variablene er signifikante på 5%-nivå. Samtidig observeres det lite forskjell i styrken på fortegnene på de tre koeffisientene. Det er heller ingen betydelig endring i forklaringskraften mellom modell (1) og modell (3), med henholdsvis 31,39% og 31,08% forklaringskraft.

Den tiltenkte relasjonen mellom realvalutakursen og CLI i regresjonsmodell (1) i tabell (9.1) blir trolig forklart og fanget bedre av VIX og rentedifferansen. Dette kan forklare den svake forklaringen og mangel på signifikans CLI har på realvalutakursen. Eksempelvis vil en konjunkturedgang svares av en foliorentenedgang fra Sentralbanken, som igjen vil påvirke markedsrentene. Vi tror derfor at realøkonomiske svingninger kan forklares godt av rentedifferansen i vår modell. Stor volatilitet i CLI vil trolig forklares av VIX. Vi antar at det ikke er fare for forventningsskjevne estimater ved utelatelse av CLI, da den ikke korrelerer med noen av de uavhengige variablene eller den avhengige variabelen, og utelatelse vil derfor ikke skape endogenitet.

Den uavhengige variabelen handelsbalanse virker ikke å påvirke modellens prestasjoner. Variabelen er ikke signifikant i modell (1) i tabell (9.1). Dette kan være fordi endringer i handelsbalanse kan forklares av endringer i oljeprisen.

Børsdifferansen er opprinnelig inkludert i modell (1) i tabell (9.1) for å representere kapitalstrømninger. Imidlertid kan det virke som VIX er et godt mål på nettopp det vi ønsker å analysere med denne variabelen, nemlig sjokk i finansmarkedenes påvirkning på kapitalstrømninger.

Inflasjonsdifferansen blir utelatt etter forarbeider grunnet antagelse om forventningsskjevhet fra simultanitet mellom variabelen og den avhengige variabelen. Med simultanitet menes det at forklaringsvariabelen blir bestemt samtidig som den avhengige variabelen. Dette er også en kilde til endogenitet. Variabelen inflasjon er en funksjon av realvekslingskursen, i motsetning til å være en forklaring av realvekslingskursen. Anta eksempelvis at norsk inflasjon øker relativt til eurosonens, slik at inflasjonsdifferansen øker. Samtidig vil relativt høyere inflasjon i Norge isolert sett appresiere realvekslingskursen, da denne er deflatert med landenes inflasjon. Inflasjon og realvekslingskursen kan derfor være samtidig bestemt. Denne problematikken gjør det vanskelig å avgjøre retningen på Granger-kausalteten fra en OLS-regresjon. I

mistanke om endogenitet velger vi å utelate inflasjonsdifferanse som forklaringsvariabel.

Som tidligere påpekt er det ikke opplagt hvilke forklaringsvariabler som bør inkluderes i regresjonsmodellen. Hvis vi inkluderer irrelevante variabler, kan det komplisere bildet. På en annen side kan det å utelate variabler som har innflytelse på realvekslingskursen, samtidig som de korrelerer med noen av de eksisterende forklaringsvariablene, føre til feil. For å gjøre bildet enda mer komplisert, kan det å ha sterkt korrelerte forklaringsvariabler svekke modellen fordi konfidensintervallene blir vide og p-verdiene store. Basert på ovennevnte resonnement, velger vi å etablere en regresjonsmodell med de tre mest signifikante variablene, dvs. oljepris, rentedifferanse og VIX, der vi ekskluderer børsdifferanse, handelsbalanse og CLI. Dette skyldes at variablene 1) ikke nødvendigvis er riktig spesifisert, 2) ikke er fremtredende i litteraturen, 3) har en liten effektstørrelse, 4) har lite effekt på modellen og 5) ikke er en del av den formulerte hypotesen.

Vi går derfor videre med regresjonsmodell (3) i tabell (9.1), som har oljepris, rentedifferanse og VIX som forklaringsvariabler.

9.3 Test for brudd i antakelser for BLFE

Appendiks (B) presenterer tester for antakelser om BLFE OLS. Vi finner ingen tegn på skjevhet og haler i feilleddene, ref. sjette Gauss-Markov-antakelse (likning (7.7)). Det identifiseres heller ingen utfordringer med multikorrelasjon, ref. tredje Gauss-Markov-antakelse. Ved anvendelse av Ramsey RESET-testen, kan vi heller ikke påvise endogenitet fra feilspesifiserte variabler, ref. fjerde Gauss-Markov-antakelse (likning (7.4)). Testene våre forkaster derimot nullhypotesen om konstant varians i feilledene, ref. femte Gauss-Markov-antakelse (likning (7.5)). Denne antakelsen er, i tillegg til å være nødvendig for at OLS skal være BLFE, viktig for å beregne standardfeilene til estimerte koeffisienter. Til tross for at heteroskedastisitet ikke introduserer forventningsskjeve estimater av betakoeffisientene, kan det føre til at variansen til estimatene av koeffisientene blir forventningsskjeve. Siden teststatistikk vanligvis involverer mål på variansen av estimater, kan det føre til feil inferens. Testene påviser også autokorrelasjon i feilleddene, ref. femte Gauss-Markov-antakelse (likning (7.6)). Autokorrelerte feilledd vil øke sannsynligheten for feilestimering av den sanne koeffisienten, da standardfeilen til estimert beta vil bli forventningsskjev. Dette fører også til forventningsskjeve t-verdier og upålitelig inferens.

Sett i lys av BLFE, med heteroskedastisitet og autokorrelasjon er OLS-estimatene fortsatt

lineære og forventningsrette, men ikke lenger ”best”. Dette skyldes at OLS ikke lenger gir estimatet med den minste variansen blant alle forventningsrette estimatorer. Man kan ignorere heteroskedastisiteten og anta at den ikke finnes, da besvarelsen uansett kun er ute etter å analysere betakoeffisienten. Samtidig har heteroskedastisitet en tendens til å produsere p-verdier som er mindre enn de burde være. Denne effekten oppstår fordi heteroskedastisitet øker variansen av koeffisientestimatene, uten at OLS oppdager denne økningen. Derfor beregner OLS t-verdiene og F-verdiene ved å bruke en undervurdert varians. Dette problemet kan føre til at man konkluderer med at en forklaringsvariabel er statistisk signifikant når den i realiteten ikke er det, eller i enkelte tilfeller vice versa.

9.4 Newey-West-estimatoren

For å korrigere for heteroskedastisitet og autokorrelasjon, benytter vi Newey-West-estimatoren med fire forsinkede verdier, ref. seksjon (7.3.1). Anvendelse av Newey-West-estimatoren på regresjonslikning (1) og (3), er vist i tabell (9.1) som modell (2) og (4). Selv om det er regresjonsmodellen med ekskluderte variabler vi ønsker å benytte oss av videre i besvarelsen, vil vi benytte Newey-West-estimatoren på regresjonsmodell (1). Dette gjør vi for å kontrollere den korrigerede variansen (signifikansen) til de fire ekskluderte variablene, og sikrer at vi ikke forkaster en modell som egentlig fungerer med en varianskorrigerende estimator, men som ikke fungerer med OLS. Korrigerede standardfeil endrer imidlertid ikke vår beslutning om å benytte modell (3), da signifikansen til utelatte variabler ikke endres. Vi vil derfor videre benytte den Newey-West-korrigerede versjonen av regresjonsmodell (3), altså modell (4).

9.5 Strukturelle forskjeller mellom periodene

Tabell 9.2: Newey-West-regresjoner med tidsdummyer

Tabellen viser tre multiple regresjonsmodeller for tidsperioden 01.01.1999-31.08.2018. Modellene tar utgangspunkt i modell (4) i tabell (9.1) og bruker en tidsdummy for hver variabel. Tidsdummyen er inkludert for å studere endringer i koeffisientene mellom periodene. Tidsdummyen viser marginal endring fra periode én til periode to.

	(5) Begrenset Newey-West Oljedummy	(6) Begrenset Newey-West Rentedummy	(7) Begrenset Newey-West VIXdummy
logOljepris	-0,0655136*** (0,0113419)	-0,0596502*** (0,010731)	-0,0615657*** (0,0105525)
Rentedifferanse	-0,0498771*** (0,0100666)	-0,0476444*** (0,0103336)	-0,0496455*** (0,0101529)
logVIX	0,0129911*** (0,0049984)	0,012213*** (0,0050273)	0,0156958*** (0,005764)
Oljeprisdummy	0,0402282* (0,0208911)		
Rentedummy		-0,0383114 (0,0299669)	
VIXdummy			-0,0182979** (0,0008033)
Konstant	0,0001168 (0,0008427)	0,0002436 (0,0008053)	0,0001701 (0,000803)
Observasjoner	235	235	235

***, **, * impliserer signifikans på hhv. 1%, 5% og 10% signifikansnivå.

Det benyttes fire forsinkede verdier.

Av modell (5) i tabell (9.2) observeres det at oljepris har positiv endring i stigningstall fra periode én til to, ved 5,5%-signifikansnivå. Rentedifferansedummyen er ikke statistisk signifikant ved 10%-nivå i modell (6). Modell (7) indikerer en negativ endring i stigningstallet på VIX mellom periode én og to, ved 1,6%-signifikansnivå.

Vi vil i det følgende kapittelet analysere og diskutere fortegnenes styrke og retning i testene og modellene belyst i denne delen av besvarelsen. Mens rasjonalet bak fortegnene på variablene i all hovedsak har blitt forklart i den innledende teoridelen, vil videre analyse kun konkretisere observerte endringer i koeffisientene. Vi vil derfor ikke lenger underbygge hvorfor oljekoeffisienten isolert sett har negativt fortegn, men hvorfor koeffisienten har fått dempet betydning.

Kapittel 10

Analyse og diskusjon av empiriske resultater

Vi vil i denne analysen diskutere årsaker til strukturelle brudd i det kointegrerte forholdet mellom oljepris og vekslingskurs i 2014. Vi vil videre forsøke og forklare hvorfor oljepriskoeffisienten har fått redusert betydning for vekslingskursen i årene etter 2014. Dette vil sees i lys av endringer i fortegnene til de andre inkluderte variablene. Diskusjonen vil sentreres rundt oljeprisens betydning på vekslingskursen, men den fallende betydningen vil også måtte undersøkes gjennom gransking av utvikling i andre viktige fundamentale forhold.

10.1 Kan tilbudsrevet oljepris forklare den fallende påvirkningen?

Modell (4) i tabell (9.1) har en oljepriskoeffisient på $-0,0614$ for hele perioden. Koeffisientene må tolkes som priselastisiteter, og betyr at en 1% endring i oljeprisen appresierer eurokursen $0,0614\%$, alt annet likt. Modell (5) i tabell (9.2) identifiserer ved tidsdummyen at det er $0,0402$ mindre stigningstall i periode én, enn i periode to. Vekslingskursen appresierer $0,0655\%$ per 1% økning i oljeprisen i periode én, og $0,0253\%$ per 1% økning i oljeprisen i periode to, alt annet likt.

Oljeprisens avtagende påvirkning på vekslingskursen må sees i lys av oljeprisens strukturelle utvikling. Oljeprisens betydning på valutakurser er ikke av like stor betydning når den drives av geopolitisk tilbudssidesjokk, som når den er drevet av etterspørselsvekst. Dette er hovedfunnet til Kilian (2009), som omtalt i seksjon (3.1). Oljeprisfallet i 2014 oppsto som følge av store ubalanser i likevekt drevet av tilbudssjokk, og da særlig amerikansk skiferolje. Samtidig opprettholdt OPEC samme produksjonsvolum, slik at det ble betydelige overskuddsvolumer i markedet (Tokic, 2015). Samtidig har man ikke observert signifikante økninger i etterspørselsveksten globalt de siste årene, der industri og transport stadig tilpasser seg nye, alternative energikilder.

Opphenting av oljeprisen etter oljekrisen i 2014 er i større grad drevet av justering i

tilbudssiden, enn innhenting av tilbudet gjennom økt etterspørsel. I 2017 og 2018 har prisoppgangen vært preget av geopolitiske forhold i oljeproduserende land og uro i finansmarkeder. Hyperinflasjon i Venezuela, forstyrrelser i Yemen og Libya, sanksjoner mot Iran, logistikkproblemer i Texas og New Mexico og press mot OPEC, har alle bidratt til unormalt lav tilbudsside i oljemarkedet. Oljeprisen har derfor hentet seg inn fra oljekrisen grunnet gradvis overgang fra positivt til negativt tilbudssjokk (IEA, 2018a).

Vi tror internasjonale investorer og spekulanter kan ha sett mindre oppside i norske kroner og verdipapirer grunnet tilbudsrevet oljepris. Dette smitter direkte over på valutakursen gjennom lavere spekulativ etterspørsel etter kroner, og dermed mindre påvirkning fra oljeprisen enn tidligere. Dette støttes av våre funn i modell (5) i tabell (9.2).

10.2 Kan strukturelle endringer i oljeproduksjon påvirke forholdet mellom oljepris og vekslingskurs?

Generelt sett er lavere oljepris i utgangspunktet positivt for global økonomisk vekst da det er en viktig innsatsfaktor for produksjon. Den reduserte oljeprisen ved oljeprisfallet i 2014 var derfor forventet å gi en positiv etterspørselseffekt, hvilket begrenset nedsidepotensialet fra veksten i tilbudssiden noe. På tross av fall i oljepriser drevet av tilbudssjokk, har ikke global etterspørselsvekst økt vesentlig, grunnet blant annet svakere BNP-vekst i Kina enn ventet (IEA, 2018b). Kinesisk ekspansjon har vært en av hoveddriverne for råvareetterspørselen de siste tiårene (Hamilton, 2009).

For Norge sin del innebar fallet i oljeprisen store kostnadskutt på oljeriggene med eksempelvis reduksjon av Equinors dekningspunkt på 100 dollar fatet i 2014 til 27 dollar fatet i 2017 (Equinor, 2017). Vi tror at norsk økonomis velbefinnende ikke lenger er like avhengig av de samme høye nivåene på oljeprisen, som før oljeprisfallet i 2014. Oljeindustrien, som en betydelig arbeidsgiver, har en forsterkende effekt på arbeidsmarkedet. Før oljeprisfallet, i juli 2014, var arbeidsledigheten i Norge 3,2%, og steg nærmere 10% til 3,5% oktober samme år (Eurostat, 2018a). Ifølge Blomgren m. fl. (2015) var så mye som 2 av 5 jobber i Rogaland knyttet til oljesektoren i 2014. Oljeprisøkninger vil gjennom sysselsetting indirekte øke konsumprisene i norsk økonomi, og appresiere den norske kronen. Samtidig medførte omstruktureringer etter oljeprisfallet at lønnsnivået i oljenæringen gjennomgikk betydelige kutt. Disse kuttene gjør at produktiviteten i oljesektoren øker, og kan føre til økt lønnsvekst i samfunnet og styrket krone, ref. Balassa-Samuelson-effekten (seksjon (2.4)).

Likevel vil ikke høyere oljepriser, gitt dagens arbeidsmarked i oljesektoren, i like stor grad medføre lønnsvekst, verken internt i sektoren eller overført til andre sektorer. Lønningene har blitt modererte og når dekningspunktet flyttes fra 100 dollar til 27 dollar fatet, kan også realøkonomien bedres ved et lavere nivå. Oljepriser på 100 dollar fatet vil ikke stramme arbeidsmarkedet vesentlig, da oljeselskapene vil ha gjennomført investeringer og fullt ut ha maksimert produksjonskapasiteten ved lavere oljepriser enn tidligere. Sysselsetting i arbeidsmarkedet og lønnsdannelse blir derfor bedret ved en lavere oljepris.

Gitt at en betydelig del av observasjonene våre i periode to har vært på oljepriser vesentlig over dekningspunktet, da særlig etter sommeren 2016, kan dette forklare oljeprisens lavere betydning på vekslingskursen. Oljeinntekter i dollar som veksles til kroner før kostnader i kroner skal dekkes, endres imidlertid ikke av kostnadsbesparelser i kroner. Det er derfor topplinjen til oljeselskapene og sysselsetting i økonomien som i stor grad er oljesektorens påvirkning på vekslingskursen. På tross av at Balassa-Samuelson-effekten hevder at økt produktivitet gir appresiering av vekslingskursen, tror vi at omstruktureringen sørger for at det er mindre endringer i oljesektorens påvirkning på lønnsnivået etter oljeprisfallet i 2014, ved oljepriser observert i store deler av periode to.

10.3 Kan relative forskjeller i pengepolitikken forklare oljens påvirkning på vekslingskursen?

Koeffisienten på forklaringsvariabelen rentedifferanse er $-0,0495$ i regresjonsmodell (4) i tabell (9.1). Rentedifferansen er på nivåform, slik at en 1%-poengs nivåøkning i rentedifferansen (f.eks. fra 2,00% til 3,00%), appresierer vekslingskursen med 4,95%. Tidsdummyen på rentedifferansen i modell (6) i tabell (9.2) indikerer at det er 0,0383 større stigningstall i perioden én, enn i periode to. Eurokursen appresierer 4,76% per 1%-poeng økning i rentedifferansen i periode én, og 8,59% per 1%-poeng økning i rentedifferansen i periode to, alt annet likt. Dummyvariabelen er kun signifikant på 20,2%-nivå, slik at vi ikke kan påvise en statistisk signifikant endring i rentens påvirkning fra periode én til to.

Vi tror utviklingen i eurokursen kan forklares av at oljeprisen er en bestemmende faktor for rentesettingen, og at denne sammenhengen har vært økende. Oljeprisen påvirker kronekursen, kronekursen har betydning for inflasjonen, og inflasjonen er det uttalte styringsmålet for renten. Oljeprisen har derfor så stor innvirkning på norsk økonomi at den påvirker rentesettingen til Norges Bank. Oljeprisfallet fra sommeren 2014 bidro til svakere utsikter for norsk økonomi og dermed forventninger om lavere renter, på tross av forventninger om at pengepolitikken skulle

normaliseres etter finanskrisen. Norsk pengepolitikk var tilbake til de samme lave nivåer som etter finanskrisen (SSB, 2016). Den norske styringsrenten falt fra 1,50% oktober 2014 til 0,50% mars 2016, og har holdt nivået siden (Norges Bank, 2018).

Samtidig var europeiske land på vei ut av eurokrisen med lav, stabil styringsrente. Den europeiske sentralbankens motsvar på eurokrisen var oppkjøpsprogram av obligasjoner i markedet, pengetrykking og lavere styringsrenter, med formål om å svekke eurokursen, forbedre konkurranseevnen og øke private investeringer (ESB, 2018a). På denne måten økte pengemengden i banksystemene, og lånekostnadene til befolkningen falt. Den europeiske sentralbankens styringsrente falt fra 1,5% i juli 2011 til 0,05% i september 2014. Renten har ligget stabilt på dette nivået siden 2014 (ESB, 2018b).

Det har derfor vært perioder etter oljeprisfallet i 2014 der rentedifferansen mellom Norge og eurolandene har blitt mindre, med fallende renter i Norge og stabilt lave i Europa, samtidig som oljeprisen har styrket seg noe. I samme periode svekket eurokursen seg, slik at rentedifferansen samvarierte bedre med vekslingskursen, enn det oljeprisen gjorde. Dette stemmer overens med teorien om udekket renteparitet (likning 2.3). På tross av at Den europeiske sentralbanken satt ned styringsrenten frem *til* september 2014, og Norges Bank begynte å sette ned styringsrenten *fra* oktober 2014, kan vi se av figur (8.1) at rentedifferansen mellom Nibor og Euribor har hatt begrenset fall. Vi registrerer derfor at endringer i den relative styringsrenten ikke fullt ut har resultert i endringer i rentedifferansen mellom Nibor og Euribor. Det er også andre faktorer enn svakere økonomiske utsikter grunnet lav oljepris som har ført til mindre rentedifferanse.

Normaliseringen av pengepolitikken i USA og Storbritannia må sees i sammenheng med opphenting av oljeprisen siden fallet i 2014. Den første rentehevingen fra Norges Bank kom samtidig som Den amerikanske sentralbanken hevet renten for tredje gang. I tillegg har sammenhengen mellom dollar og renter på amerikanske tiårsobligasjoner vært betydelig sterkere i 2018, enn hva som har vært observert på lang tid. Vi tror den relative renteøkningen i store valutaer som dollar, har gjort mindre valutaer som kronen mindre attraktive å være i. Dette har gitt netto større prosentvis utstrømming av kapital fra kronen enn euro, da kronen må tilby relativt mer avkastning enn euro for å være like attraktiv.

Vi tror derfor at eurokursen kan ha svekket seg fordi rentedifferansen har falt i samme periode. Dette kan indirekte være drevet av oljeprisen. I tillegg har renter i dollar og pund gitt mindre attraktiv krone relativt til euro, og følgelig bidratt til svekket eurokurs, på tross av økning i oljeprisen i samme periode.

10.4 Kan oljens redning etter finanskrisen bli kronkursens bane?

Vi tror at oljeprisens historiske betydning for norsk økonomi og kronkurs paradoksalt nok kan ha svekket betydningen oljeprisen har hatt på vekslingskursen i nyere tid. Dette kommer av at norsk realøkonomi presterte relativt bedre enn andre økonomier under finanskrisen. Dette gjorde at også aktivamarkeder ble relativt mindre berørt av prisfall. Samtidig nøt privat forbruk godt av lave renter i kjølvannet av finanskrisen. Dette har gjort at Norge har opplevd en sterk boligprisvekst og vekst i private husholdningers gjeld. Landsgjennomsnittet av boligprisene har økt 88,69% nominelt fra januar 2009 til august 2018 (SSB, 2018b). I Europa har de i den samme perioden til sammenligning kun steget 15,46% nominelt (Eurostat, 2018b). Det høyt prisede boligmarkedet har skapt usikkerhet i kronen for utenlandske investorer. Det fryktes at en nedkjøling i boligmarkedet, slik som 2017, skal gå utover realøkonomien i landet. Boligprisfall, sammen med allerede høy gjeldsgrad i husholdninger, vil være et argument for fremtidig relativt lavere renter i Norge enn utlandet, noe som gjør at kronen er fryktet å depresiere.

Argumentet om boligpriser kan også tilskrives en utvidet effekt fra Sverige, og deres svært høyt prisede boligmarked (FRED, 2018). Historisk har den norske og svenske kronen fulgt hverandre, da utenlandske investorer tenderer til å handle de to valutaene samlet. En samlet risikoprising av valutaene kan derfor ta høyde for et svensk boligmarked som er priset dyrt.

I 2017 inntraff oljeprisøkninger simultant med at det årlige landsgjennomsnittet av boligpriser i Norge falt 2,1% (NTB, 2018). Vi tror de motstridende effektene fra boligmarkedet og oljeprisen kan tilskrives deler av forklaringen på hvorfor oljepriseffekten på vekslingskursen tilsynelatende er svekket. Isolert sett ville oljeprisøkningen appresiert kronen, men totaleffekten av de to variablene forstyrrer oljepriseffekten på vekslingskursen.

10.5 Har internasjonal uro og proteksjonisme dempet oljeprisens påvirkning på kronkursen?

Årene etter oljeprisfallet i 2014 har det globale markedet vært preget av internasjonal uro, handelskrig og turbulens i fremvoksende markeder. Av regresjonsmodell (4) i tabell (9.1) kan vi se at koeffisienten på forklaringsvariabelen VIX er $-0,0123$. En økning på 1% i volatilitetsindeksen depresierer eurokursen med 0,0123%, alt annet likt. Tidsdummyen på VIX i modell (7) i tabell (9.2) indikerer at det er 0,0183 mindre stigningstall i periode én, enn i

periode to. Eurokursen depresierer 0,0157% per 1% økning i VIX i periode én, og appresierer 0,0026% per 1% økning i VIX i periode to, alt annet likt.

Regresjonen antyder at kronen svekkes relativt til euro ved økende internasjonal uro. Dette kan skyldes at kronen kan oppfattes som en “randvaluta”, og blir ansett som mindre trygg ved finansiell uro enn de store valutaene som euro, dollar og sveitserfranc (McCauley og McGuire 2009). Den pågående deglobaliseringen og proteksjonismen (IMF, 2016) gir økt risikoaversjon fra utenlandske investorer, og trolig en styrket euro, da markedet antar at de store økonomiene vil klare seg relativt bedre gjennom en handelskrig. Dette forsterkes av at handelsbalanser i vestlige land er forventet og styrkes av proteksjonisme. Global proteksjonisme og vedvarende usikkerhet kan derfor ikke bare dempe eksport av Norges viktigste råvarer direkte, men kan også indirekte føre til at kronkursen blir en mindre sikker valuta å investere i. Internasjonale spekulanter og investorer kan derfor ha flyttet etterspørselen i kronen. Dette skjer gjennom porteføljusteringer fra utenlandske investorer som kjøper posisjoner i relativt mer lønnsomme (per risikoenhet) rentemarkeder og selger i perifere valutaer som argentinske pesos, tyrkiske lire, samt svenske og norske kroner.

Europa ble rammet av en ytre høyrebølge i 2016 og 2017. Opposisjonen i Frankrike, Italia, Nederland, Tyskland og Østerrike var alle motstandere av globalisering, frihandel, EU og euroen. Selv om alle fikk betydelig oppslutning, havnet kun Østerrikes Frihetsparti i regjering. Vi tror at euroen var tyngt av den politiske usikkerheten i 2016 og våren 2017, og at den ble handlet med et betydelig risikotillegg. Vi tror oppløftende politiske valg for euroen til og med våren 2017, kan ha vært med på å løfte euroen. Euroen appresierte fra snittkurs på 9,41 i mai 2017 til snittkurs 9,84 i desember 2017. I samme periode løftet oljeprisen seg fra 47,29 dollar fatet til 64,01 dollar.

Oljeprisens manglende forklaringssevne på eurokursen kan derfor blant annet skyldes at euroen har utviklet seg etter idiosynkratiske faktorer som politisk og finansiell uro i Europa, snarere enn fundamentale faktorer. Økning av VIX depresierte eurokursen i periode én. Dette kan skyldes at periode én består av blant annet finanskrisen, som allokerte penger mot “sikre havner”. Vi tror grunnen til at en økning i VIX appresierte eurokursen i periode to, kan skyldes at økningen i VIX i periode to skyldtes eurospesifikk usikkerhet. En svekkelse av verdier i VIX i periode to, blant annet drevet av normalisering av økonomier i Europa, vil derfor depresiere eurokursen. Dette samsvarer godt med observasjoner i den virkelige verden. Manglende kointegrasjon og mindre påvirkning fra oljepris er derfor ikke nødvendigvis knyttet til norsk økonomi. Den kan snarere være knyttet til at mye av den finansielle usikkerheten i verden har vært relatert til

europiske økonomiers soliditet, og EU og euroens fremtid.

10.6 Er det annerledes denne gang?

Kronekursen har historisk blitt omtalt som en ”temperaturmåler” på norsk økonomi. Har arbeidsledigheten vært lav, oljeprisen høy og renten høy, har norsk krone historisk vært sterk. Dette er ikke ensbetydende med at sterk kronekurs er gunstig eller ønskelig for vekst i norsk økonomi. Sterk kronekurs er snarere et symptom på god økonomi, enn en forutsetning for sterk norsk økonomi. Norges Bank foretrekker en svak norsk krone. En depreciert krone bedrer konkurransekraften for konkurranseutsatt sektor, og har vært positivt for bransjer som blant annet sjømat, råvarer og turisme, som leverte rekordresultater i 2017 (SSB, 2018a). Dette kommer også i kjølvannet av en periode hvor det har vært stort politisk fokus på omstilling fra oljeavhengighet til en mer bærekraftig økonomi med flere ben å stå på. En svak norsk krone vil nødvendigvis være positivt for internasjonal vekst for norske selskaper.

I tillegg spiller en svakere krone inn på oljesektoren i Norge. Olje handles som kjent i dollar, og en svak norsk krone vil gi flere kroner per solgte fat når norske oljeselskaper veksler fra dollar til norske kroner. I juni 2014 var oljeprisen i snitt ca. 110 dollar fatet, og da var dollarkursen mot kroner i snitt ca. 6,00. Per juni 2018 er oljeprisen på ca. 77 dollar fatet og vekslingskursen på ca. 8,15. Svak norsk krone vil derfor fungere som en demper for norske oljeselskaper ved lavere oljepriser, og har gjort det siden oljeprisfallet i 2014. Siden 2005 har det imidlertid vært en klar samvariasjon, der sterk dollar har gitt lavere oljepris (Akram, 2009). Dette er drevet av kapitalstrømminger fra råvarer til høyere realrenter i USA og dollar. Det er derfor ikke observert høy oljepris og relativt sterk dollar over tid tidligere.

Det er derfor grunnlag for å hevde at ting er annerledes denne gangen. Norges Bank har insentiver til å holde vekslingskursen lav grunnet økt konkurranseevne for konkurranseutsatt sektor i en omstillingsfase for norsk økonomi. Med oljeinntekter i dollar og kostnader i NOK, er også svak vekslingskurs å foretrekke for Norges viktigste industri. Mye stiftet gjeld i det private og høyt priset boligmarked taler for lave renter og svak vekslingskurs. All den tid renten ikke må opp for å bremse inflasjonen og økonomien, lever norsk økonomi godt med lav vekslingskurs. Kanskje er insentivene sterkere for lav krone nå enn tidligere, og resultatet blir at oljeprisen ikke får sin vante påvirkning på vekslingskursen, nettopp fordi det er så mange andre faktorer som intervenserer.

Kapittel 11

Konklusjon

Formålet med denne besvarelsen er å identifisere kausale forhold mellom oljeprisen og vekslingskursen NOK/EUR. Vi etablerer også empirisk dokumentasjon på kortsiktige og langsiktige sammenhenger mellom oljeprisen og eurokursen. Vi velger problemstilling etter mistanke om negative endringer i oljens betydning for vekslingskursen, basert på observasjoner og oppmerksomhet knyttet til avvikende utvikling i oljeprisen og vekslingskursen.

Konklusjonene fra våre analyser underbygger vår antagelse. Vi registrerer at det ikke har vært et kointegrert forhold mellom de to variablene etter oljeprisfallet i 2014, men at det eksisterer et kointegrert forhold fra 01.01.1999 til 30.06.2014. Det anvendes en VECM på den kointegrerte perioden 1999-2014. Modellen påviser at oljeprisen Granger-påvirker vekslingskursen på lang sikt, men vi finner ikke dokumentasjon på det motsatte. Ved anvendelse av VAR-modellen påviser vi at oljeprisen Granger-påvirker vekslingskursen kortsiktig for hele perioden, samt begge delperiodene. Modellen understøtter VECM-funnene om kortsiktig kausalitet, og påviser at oljeprisen påvirker vekslingskursen, men ikke vice versa.

For å finne oljeprisens kausale og endrede påvirkning på vekslingskursen, utformer vi en modell med sjokk i endringer oljepris, rentedifferanse og VIX som uavhengige variabler, og bruker Newey-West-estimatoren på bakgrunn av påvist autokorrelasjon og heteroskedastisitet. For hele perioden påviser modellen at en økning i oljeprisen appresierer vekslingskursen, men tidsspesifikke variabler anslår at oljeprisen appresierer vekslingskursen relativt mindre i periode to, enn periode én. Vi argumenterer med at dette kan skyldes at oljeprisen har blitt drevet ned, og deretter opp igjen, av betydelige ubalanser i tilbudssiden. Det har bred støtte i litteraturen at tilbudsrevet oljeprisøkning har avtagende påvirkning på vekslingskursen. I tillegg ser vi på oljesektorens kostnadskutt som en mulig grunn til at realøkonomien, og i neste omgang vekslingskursen, blir mindre berørt av oljeprisen. Andre faktorer som kan dominere oljeprisens påvirkning, er usikkerhet knyttet til norsk boligprisvekst og sterk gjeldsvekst i private husholdninger.

Vi forklarer endringer i oljeprisens påvirkning på vekslingskursen gjennom identifisering av andre faktorer som kan ha relativt større påvirkning i periode to. Dette gjelder VIX som depresierer eurokursen i periode to, men appresierer i periode én. Dette kan skyldes at euroen styrker seg av reduksjoner i VIX, som et resultat av at usikkerhet til euroen som valutaenhet, EU og europeisk statsgjeld avtok. I tillegg indikerer vår modell at økninger i rentedifferansen styrker eurokursen, alt annet likt. I periode to svekker rentedifferansen mellom Nibor og Euribor seg, og dette gir en svekkelse av vekslingskursen.

De empiriske resultatene stemmer godt overens med forventninger og antakelser om sammenhenger i valutamarkedet, samt observasjoner fra den virkelige verden. Fortegnene på de påviste koeffisientene kan virke ubetydelige og små, men vil ha stor påvirkning på norske eksportbedrifter. Vi påviser eksempelvis at for perioden 1999-2018 ville en 1% endring i oljeprisen appresiere eurokursen 0,0614%, alt annet likt. Ett positivt sjokk på 10% i oljeprisen vil derfor styrke vekslingskursen med 0,614%. En bedrift med 10% resultatgrad som har alle sine kostnader i kroner og alle inntekter i euro (noe urealistisk), vil øke sitt resultat med hele 6,14%.

Utviklingen i vekslingskursen har overrasket økonomer. Å estimere modeller som kan forklare vekslingskursen i et gitt utvalg er vanskelig. Først og fremst er valutamarkedet drevet av sentiment og spekulasjon, der overreaksjoner og flokkatferd gjør at makrovariabler får vanskeligheter med å forklare vekslingskursen på kort sikt. Det er med andre ord ikke uten grunn at makroøkonomiske modeller ikke kan predikere vekslingskursen bedre enn tilfeldig gang-modeller. Betydelige bevegelser i rentemarkedet, tilbudsrevet oljeprisfall i 2014 og økonomisk og politisk uro i store økonomier, bidrar i tillegg alle til at det er unormale bevegelser i valutamarkedet.

Til tross for at eurokursen ikke lenger er kointegrert med oljeprisen, kan dette i like så stor grad tilskrives at euroen har hatt en sterk periode siden 2014, som det kan være forårsaket av at kronen har beveget seg forunderlig. Oljeprisens påvirkning på vekslingskursen kan generelt sett ikke sies å ha skuffet kronen. Kronen har handlet relativt sterkt sammenlignet med en annen oljedrevet valuta, den kanadiske dollaren, på tross av flere relative rentehevelser fra Den kanadiske sentralbanken. I tillegg observeres det at NOK i all hovedsak har vært relativt sterkere mot euro enn andre betydelige valutaer. Ved å studere kronens relative prestasjon, ville man antagelig sett en større oljepåvirkning på vekslingskursen. For videre studier kan det derfor være interessant å gjennomføre lignende studier, men på kronens prestasjon mot andre valutaer enn euroen.

Selv om vår besvarelse om forholdet mellom oljeprisen og vekslingskursen NOK/EUR, etter vårt bekjentskap, ikke har blitt studert med fokus på oljeprisfallet tidligere, er det potensial for videre arbeid med denne problemstillingen. Grunnet vår tilgang på data, benytter vi månedlig data. Det kunne imidlertid vært interessant å bruke høyere frekvens på dataene, slik som ukentlige data. Høyere frekvens kan forbedre estimeringskraften til modellene og påvise kausale sammenhenger på kortere sikt. Det kan også være interessant å studere ikke-lineære effekter mellom variablene, i likhet med Akram (2002), da man kan anta at oljeprisen ikke har lineær påvirkning på vekslingskursen. Et annet mulig studie vil være å dekomponere oljeprissjokkene, analogt med en strukturell VAR-modell utviklet av Kilian (2009), for å studere hvorvidt det er likevektsdriverne bak oljeprisen som forårsaker oljeprisens minskede betydning på vekslingskursen. Vi overlater disse potensielt interessante empiriske vinklingene til fremtidige studier.

Forkortelser og akronymer

ADF	=	“Augmented” Dickey-Fuller
AIC	=	Akaikes “Information Criterion”
ARIMA	=	Autoregressiv integrert glidende gjennomsnitt
BLFE	=	Beste lineære forventningsrette estimator
CLI	=	Den sammensatte ledene indikatoren
ECT	=	Feilkorrigeringsledd
FV	=	Forsinkede verdier
HAC	=	Heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistent
HQIC	=	Hannan-Quinn “Information Criterion”
OLS	=	Minste kvadraters metode
KPSS	=	Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin
PP	=	Phillips–Perron
PPP	=	Kjøpekraftsparitet
SBIC	=	Schwarzs “Bayesian Information Criterion”
VAR	=	Vektorautoregressiv
VECM	=	Vektorfeilkorrigeringsmodell
VIX	=	Volatilitetsindeksen

Bibliografi

- Akram, Q. (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics*, 2009, vol. 31, utgave 6, side 838-851.
- Akram, Q. F., (2000). When Does the Oil prices Affect the Norwegian Exchange Rate? Norges Bank's Working papers, Research Department.
- Akram, Q. Farooq. (2002). PPP in the medium run despite oil shocks: The case of Norway. Norges Bank.
- Alsakka, R. Q. Gwilym. (2012). Foreign exchange market reactions to sovereign credit news. *Journal of International Money and Finance*, vol. 31, utgave 4, side 845-864.
- Amano, R. A. og Van Norden, S. (1998). Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate. *Journal of international Money and finance*, vol. 17 utgave 2, side 299-316.
- Amano, R. A. og Van Norden, S. (1995). Exchange Rates and Oil Prices. *Review of International Economics*, 6: side 683-694.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F.X. og Vega, C. (2003). Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange, *The American Economic Review*, Vol. 93, utgave 1, side. 38-62.
- Andrews, D. W. K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*. 59 (3): side 817–858.
- Angelo R. og Söderlind P. (2010) Safe Haven Currencies, *Review of Finance*, Volume 14, utgave 3, side 385–407
- Asteriou, D og Hall, S. G. (2011). *ARIMA Models and the Box–Jenkins Methodology*. *Applied Econometrics* (Second ed.). Palgrave MacMillan, side 265–286.

- Bachmeier, L. J., og Cha, I. (2011). Why don't oil shocks cause inflation? Evidence from disaggregate inflation data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(6), side 1165-1183.
- Bachmeier, L., Li, Q., og Liu, D. (2008). Should oil prices receive so much attention? An evaluation of the predictive power of oil prices for the us economy. *Economic Inquiry*, 46(4), side 528-539.
- Baker, D., Merkert, R og Kamruzzaman, M. (2015). Regional aviation and economic growth: cointegration and causality analysis in Australia, *Journal of Transport Geography*, vol. 43, side 140-150
- Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy* 72.
- Beckmann, J. og Czudaj, R. (2012). Gold as an Inflation Hedge in a Time-Varying Coefficient Framework. *Ruhr Economic Paper* utgave 362.
- Bernhardsen og Røisland. (2000). Hvilke faktorer påvirker kronekursen?. *Penger og Kreditt* utgave 3.
- Blanchard, O. *Macroeconomics*. (2006). New Jersey, Pearson Education Inc.
- Blas, J. (2013). The delayed oil impact of the 'Arab spring'. Hentet fra www.ft.com/content/d4b1489a-c466-11e2-bc94-00144feab7de Lest 03.11.2018.
- Blomgren, A., C. Quale, R. Austnes-Underhaug, A. M. Harstad, S. Fjose, K. Wifstad, C. Mellbye, I. B. Amble, C. E. Nyvold, T. Steffensen, J. R. Vigen, F. Iglebæk, T. Arnesen og S. E. Hagen (2015): «Industribyggerne 2015». Rapport IRIS – 2015/031.
- Bloomberg, S. Brock, og Ethan S. Harris. (1995). The Commodity Consumer Prices Connection: Fact or Fable? *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* (3), side 21–38.
- Bruno, M., Sachs, J. (1982). Energy and Resource Allocation: A Dynamic Model of the Dutch Disease, *National Bureau of Economic Research*, side 845-859.

-
- CBOE Volatility Index (VIX) Index Rules and Methodology Hentet fra <http://www.cboe.com/micro/vix/vix-index-rules-and-methodology.pdf> Lest 03.11.2018
- Chaudhuri, Kausik og Daniel, Betty C. (1998). Long-run equilibrium real exchange rates and oil prices, *Economics Letters*, Elsevier, vol. 58(2), side 231-238.
- Chen, S.S. og Chen, H.C. (2007). Oil prices and real exchange rates. *Energy Economics*, Elsevier, vol. 29(3), side 390-404.
- Chen Y.C., Rogoff K.S. og Rossi B. (2008). Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 125(3), side 1145-1194.
- Corden, W. (1984). Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation. *Oxford Economic Papers*, 36(3), side 359-380.
- Corden, W. M. og Neary, J. P. (1982). Booming Sector and De-industrialization in a Small Open Economy, *Economic Journal*, 92, side 825–848.
- Corden, W.M. (1984). Booming sector and Dutch Disease economics: Survey and consolidation, *Oxford Economic Papers*, 36(3), side 359-380.
- Cumby, R. (1988). Is it risk? Explaining deviations from interest rate parity. *Journal of Monetary Economics*, 22 (1988), side 279-299.
- Dornbusch, R. og Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account American *Economic Review*, 70 (5).
- Czudaj, R. og Beckmann, J. (2013). Oil Prices and Effective Dollar Exchange Rates. *International Review of Economics of Finance*. 27. side 621-636.
- Eia. (2015). Short-Term Energy Outlook March. Hentet fra www.eia.gov/outlooks/steo/archives/mar15.pdf Lest 01.11.2018.
- Eiendom Norge venter fortsatt boligprisfall utover våren. (2018). Hentet fra www.smp.no/ntb/innenriks/2018/01/04/Eiendom-Norge-venter-fortsatt-boligprisfall-utover-v%C3%A5ren-15848/000.ece Lest 07.11.2018.
-

- Eksport av olje og gass. (2018). Hentet fra www.norskpetroleum.no/produksjon-og-eksport/eksport-av-olje-og-gass/ Lest 07.11.2018.
- Endringer i styringsrenten. (2018). Hentet fra www.norges-bank.no/pengepolitikk/Styringsrenten/Styringsrenten-Oversikt-over-rentemoter-og-endringer-i-styringsrenten/ Lest 04.11.2018.
- Engel, C. West , K. D. (2005). Exchange Rates and Fundamentals, *Journal of Political Economy*, vol. 113, utgave 3.
- Engel, C. (2014). Policy Cooperation, Incomplete Markets and Risk Sharing, IMF Annual Research Conference International Monetary Fund.
- Engle, R. og Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), side 251-276.
- EU- Norges viktigste handelspartner. (2017b). Hentet fra <https://www.ssb.no/utenriksokonomi/artikler-og-publikasjoner/eu-norges-viktigste-handelspartner> Lest 07.11.2018.
- Fattouh, B. (2007). OPEC pricing power : the need for a new perspective. Oxford Institute for Energy Studies.
- Frankel, J. A. og Rose, A. K. (1995). A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates, Center for International and Development Economics Research (CIDER) Working Papers 233409, University of California-Berkeley, Department of Economics.
- Gjedrem, S (2001). Inflasjonsmål - hvordan settes renten. Hentet fra www.norges-bank.no/Publisert/Artikler-og-kronikker/art-2001-05-29html/ Lest 01.11.2018.
- Global Trade: What's Behind the Slowdown? (2016) Hentet fra www.imf.org/~/media/Websites/IMF/imported-flagship-issues/external/pubs/ft/weo/2016/02/pdf/_c2pdf.ashx. Lest 03.11.2018.
- Golub S. (1983). Oil Prices and Exchange Rates. *The Economic Journal*, 93, side 576–93.

Goodell, J. W. og Vähämaa, S. (2013). U.S. Presidential Elections and Implied Volatility: The Role of Political Uncertainty. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 37, No. 3, side 1108–1117, 2013.

Greene, W. (2008). *Econometric Analysis*, 6th Edition. New York, NY: Pearson.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of political economy*, 91(2), side 228-248.

Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.

Housing price statistics - house price index. (2018b) Hentet fra ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Housing_price_statistics_-_house_price_index
Lest 07.11.2018.

Hvinden E.C. og Nordbø E.W. (2016). Oljeprisfallet og arbeidsmarkedet. Hentet fra static.norges-bank.no/contentassets/d469bee4f3d94903bb5179df62e55a8d/aktuell_kommentar_7_2016.pdf?v=03/09/2017123445ogft=.pdf
Lest 06.09.2018.

Huber, P. J. (1967). The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Nonstandard Conditions. In: Lucien, M., Le, C. og Jerzy, N. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, University of California Press, Berkeley.

Iraq analysis. (2016). Hentet fra www.eia.gov/beta/international/analysis.php?iso=IRQ
Lest 01.11.2018.

James D. Hamilton, (2009). *Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08*, *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 40(1), side 215-283.

Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), side 1551-1580.

- Johansen, S. (1995). A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables. *Econometric Theory*, 11(1), side 25-59.
- Johansen, S. og Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, side 169-210.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 12(2-3), side 231-254.
- Key ECB interest rates. (2018b). Hentet fra www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/key_ecb_interest_rates/html/index.en.html Lest 04.11.2018.
- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market, *Am Econ Rev*, 99, side 1053-1069.
- Kilian, L. og C. Park (2009). The impact of oil price shocks on the U.S. Stock market, *Int Econ Rev*, 50, side 1267-1287.
- Krugman, P. (1983), Oil shocks and exchange rate dynamics In *Exchange Rates and International Macroeconomics*, University of Chicago Press.
- Lothian, J. R. og Taylor, M. P. (2012). A Primer on Exchange Rate Behavior. NBER Working Paper.
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- Lütkepohl, H. (2006). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer. side 237–352.
- Lyons, R. K. (2001). *The microstructure approach to exchange rates (Vol. 12)*. Cambridge, MA: MIT press.
- Maddala, G.S. og Kim, I.M. (1998). *Unit roots cointegration and structural change*.

- McCauley, R. og McGuire, P. (2009). Dollar appreciation in 2008: safe haven, carry trades, dollar shortage and overhedging, BIS Quarterly Review.
- 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, side 3-24.
- Melvin, M. (2000). *International Money and Finance*. Arizona: Addison-Wesley Educational Publishers Inc.
- Monetary policy in a low interest rate environment. (2018a). Hentet fra www.ecb.europa.eu/press/key/date/2018/html/ecb.sp180606.en.html Lest 04.11.2018.
- Nelson, M. (1995) Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon predictability. *The American Economic Review*, 85(1), side 201-218.
- Norsk oljehistorie på 5 minutter. (2016). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/olje-og-gass/norsk-oljehistorie-pa-5-minutter/id440538/> Lest 01.12.2018.
- Norway set for economic shift following oil industry slump. (2016) Hentet fra www.ssb.no/en/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/norway-set-for-economic-shift-following-oil-industry-slump 04.11.2018.
- Obstfield, M. og Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press, Frankfurt am Main, Germany.
- Oil Market Report, IEA: Tightening up on the way. (2018a). Hentet fra www.iea.org/newsroom/news/2018/september/omr-tightening-up-on-the-way.html Lest 04.11.2018.
- Oil Market Report, IEA. (2018b). Hentet fra: www.iea.org/oilmarketreport/omrpublic/ Lest 04.11.2018.
- Ord og Uttrykk. (2018). Hentet fra www.norges-bank.no/Ord-og-uttrykk Lest 21.11.2018.

Pan M.S., Fok R.C.W og Liu Y.A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets.

Prisindeks for brukte boliger. (2018b) Hentet fra www.ssb.no/bpi Lest 07.11.2018.

Real Residential Property Prices for Sweden, (2018). Hentet fra www.fred.stlouisfed.org/series/QSER628BIS Lest 07.11.2018.

Rekordhøy fastlandseksport i 2017. (2018a). Hentet fra www.ssb.no/utenriksokonomi/artikler-og-publikasjoner/rekordhoy-fastlandseksport-i-2017 Lest 21.10.2018.

Rødseth, A. (2000). Open economy macroeconomics. United Kingdom: Cambridge University.

Said, S. E. og Dickey, D.A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, *Biometrika*, Volume 71, utgave 3, side 599–607.

Samuelson, Paul. (1964), Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics* 23: 1-60.

Schwert, G. (1989) G.W. Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, side 147-160.

Statistical Review of World Energy – all data, 1965-2017. (2018). Hentet fra <https://www.bp.com/content/dam/bp/en/corporate/.../bp-stats-review-2018-all-data.xlsx> Lest 07.11.2018

Summer Fuels Outlook. (2018). Hentet fra https://www.eia.gov/outlooks/steo/special/summer/2018_summer_fuels.pdf Lest 23.10.2018

Så mye har petroleumsinntektene falt.(2017a). Hentet fra <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/artikler-og-publikasjoner/fall-i-petroleumsinntektene> Lest 08.11.2018

Taylor, M. P. (1988). DP236 - Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence: An Empirical Analysis. Center for Economic Policy Research.

- Thompson, B. (2004). The Significance 'Crisis in Psychology and Education. *Journal of Socio-Economics* 33(5): 607–613.
- Tokic, D. (2015). The 2014 oil bust: Causes and consequences *Energy Policy*, Volume 85, side 162-169.
- Ülkü N. og Demirci E. (2012). Joint dynamics of foreign exchange and stock markets in emerging Europe. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22 (1).
- Unemployment by sex and age - monthly average. (2018a). Hentet fra https://ec.europa.eu/eurostat/en/web/products-datasets/-/UNE_RT_M
- Wang, P. (2009). *The Economics of Foreign Exchange and Global Finance*, Hull, United Kingdom, Springer.
- Which Member States have the largest share of EU's GDP?. (2018). Hentet fra <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/-/DDN-20180511-1?inheritRedirect=true> Lest 03.11.2018.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), side 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: A modern approach*. Mason, OH: South Western, Cengage Learning.
- Yousefi, A. og Wirjanto, T. S. (2004). The empirical role of the exchange rate on the crude-oil price formation. *Energy Economics*, 26(5), side 783-799.
- Zeileis, A. (2004). Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators. *Journal of Statistical Software*, 11(10), side 1 - 17.

Appendiks

Appendiks A

Testing av OLS-antakelser for valgt modell

Test for feilspesifikasjoner

Et endogenitetsproblem kan oppstå også ved bruk av feil spesifisering av uavhengige variabler, slik som bruk av lineære variabler i stedet for ikke-lineære variabler. Dette vil føre til at forholdet kan avvike fra det sanne forholdet. Dette kan, dersom ikke-lineæriteter er korrelert med de andre uavhengige variablene, føre til forventningsskjevne estimater av alle inkluderte koeffisienter.

Vi tester dette med en Ramsey-Reset feilspesifikasjonstest:

F(3, 229) 2,48
P>F 0,0618

Vi forkaster ikke H_0 om at modellen ikke har utelatte variabler.

Test for multikorrelasjon

Videre benytter vi en VIF (“Variance Inflation Factor”) test for multikorrelasjon. En tommelfingerregel er at modeller med en VIF-verdi under 4 ikke vil ha tegn på multikorrelasjon.

Test for multikorrelasjon

Variabel	VIF	1/VIF
logOljepris	1,07	0,930974
Rentedifferanse	1,02	0,981839
logVIX	1,09	0,914751
VIF snitt	1,06	

Vi finner ingen tegn på multikorrelasjon.

Test for normalfordelte feilledd

Test for normalfordelt feilledd

Variabel	Obs	P(Skjevhet)	P(Kurtose)	justert χ^2	$P > \chi^2$
residualer	236	0,0063	0,0735	9,58	0,0083

Vi finner ingen tegn på skjevhet og haler i feilleddene.

Test for autokorrelasjon

Vi tester for autokorrelasjon med en Breusch–Godfrey test.

Test for normalfordelte feilledd

FV	χ^2	frihetsgrader	$P > \chi^2$
1	5.728	1	0,0162

Vi forkaster nullhypotesen om ingen autokorrelasjon, og påviser autokorrelasjon i feilleddet.

Test for heteroskedastisitet

Vi tester for heteroskedastisitet i restleddet med en Breusch-Pagan test.

$$\chi^2 = 6,08$$

$$P > \chi^2 = 0,0137$$

Vi forkaster nullhypotesen om konstant varians/homoskedastisitet. Vi påviser heteroskedastisitet i feilleddet.

Appendiks B

HAC

Hvis feilleddene er betinget heteroskedastiske, må vi estimere $\text{Var}(\hat{\beta} | X)$ som er på formen

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}) &= (X'X)^{-1}(X' \sum uX)(X'X)^{-1} \\ &= (X'X)^{-1}(X'E[uu'|X]X)(X'X)^{-1} \end{aligned}$$

Uttrykket som må estimeres, $(X'E[uu'|X]X)$, er et produkt mellom $(X'X)^{-1}$. Huber (1967) og White (1980) viste at

$$\hat{S}_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \hat{u}_1^2 x_i' x_i$$

Hvor S konsistent estimerer $(X'E[uu'|X]X)(X'X)$ når u_i er betinget heteroskedastisk. u_i er i'nte regresjonsresidual, N er antall observasjoner i populasjonen og x_i er i'nte rad i regresjonsmatrisen med en $1 \times k$ vektor av utvalgsstørrelsene (Andrews, 1991). Newey-West estimatoren kan da utledes som:

$$\hat{Q} = \hat{S}_0 + \frac{1}{T} \sum_{l=1}^L \sum_{t=l+1}^T w_l \hat{u}_t \hat{u}_{t-l} (x_t' x_{t-l} + x_{t+1}' x_t)$$

hvor S er den robuste estimatoren fra den andre likningen, og øvrige notasjoner er like som i denne. Estimatoren tar hensyn til et spesifisert nummer (L) av utvalgets autokorrelasjon, ved bruk av Bartlett Kernel estimator,

$$\omega = 1 - \frac{l}{L+1}$$

for å generere vekter. Hvor L er maksimum antall forsinkede verdier og alle andre vekter er null. For mange datastrukturer er det en rimelig antagelse at autokorrelasjonen skal synke med økende antall forsinkede verdier, og vektoren som brukes til å korrigere for HAC, bør derfor reduseres (Zeileis, 2004). Newey og West foreslo å bruke lineært avtagende vektning; når tiden mellom feilleddene øker, reduseres korrelasjonen mellom feilleddene.

Newey-West estimatoren krever at vi spesifiserer den maksimale orden av signifikant autokorrelasjon i prosessen, kjent som maksimal antall forsinkede verdier, med notasjon L . I tillegg til uttrykket som justerer for heteroskedastisitet, bruker estimatoren vektete "cross products" av residualen for å hensynta autokorrelasjon.