

Handelshøyskolen BI - campus Stavanger

BTH 16131

Bacheloroppgave - Anvendt makroøkonomi

Bacheloroppgave

Navn: Sindre Bang

Utlevering: 11.01.2021 09.00

Innlevering: 02.06.2021 16.00

Bacheloroppgave ved BI Norwegian Business School

Oljeprisens påvirkning på norsk økonomi

En analyse av oljeprisens effekt på Hovedindeksen,
reell kronekurs og arbeidsledighet

**BTH 16131 Bacheloroppgave
Anvendt makroøkonomi**

Studiested: BI Stavanger

Denne oppgaven er gjennomført som en del av studiet ved Handelshøyskolen BI. Dette innebærer ikke at Handelshøyskolen BI går god for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet, eller de konklusjoner som er trukket.

Forord

Denne bacheloroppgaven, som er skrevet innenfor fordypningen Anvendt Makroøkonomi våren 2021, markerer slutten på en bachelorgrad i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen BI.

Arbeidet med bacheloroppgaven har fremfor alt vært utrolig lærerikt og interessant, men også til tider utfordrende.

Jeg vil rette en stor takk til veileder Lars Christian Bruno for gode råd og innspill under arbeidet med oppgaven, samt hyggelige samtaler og alltid raske tilbakemeldinger.

Sammendrag

Denne oppgaven tar for seg hvorvidt månedlige variasjoner i oljeprisen har hatt en statistisk signifikant effekt på Hovedindeksen på Oslo Børs, reell kronkurs målt mot USD og arbeidsledigheten i Norge i løpet av tidsperioden 1991-2020, og hvorvidt en eventuell effekt har endret seg over tid.

I oppgaven gjennomgås relevante teorier og modeller, som badekarsdiagrammet for arbeidsmarkedet og en modell for oljeinntekter og reell valutakurs, før det benyttes økonometriske analyser med det formål å danne grunnlaget for å utrede valgt problemstilling. Først estimeres det regresjonsmodeller for hele tidsperioden. Deretter gjennomføres det Quandt-Andrews tester for strukturelle brudd uten kjent bruddato, og det estimeres nye regresjonsmodeller før og etter det strukturelle bruddet, med den hensikt å undersøke hvorvidt sammenhengene har endret seg over tid.

Det ble gjennom analysene funnet at månedlige endringer i oljeprisen hadde en statistisk signifikant positiv effekt på både Hovedindeks og reell kronkurs målt mot USD for den estimerte regresjonsmodellen for hele tidsperioden (1991-2020), samt den estimerte regresjonsmodellen for andre delperiode (2005-2020). For første delperiode (1991-2005) ble det ikke funnet signifikante effekter på hverken Hovedindeks eller reell kronkurs, som indikerer at oljeprisens effekt har endret seg over tid. Det ble altså estimert et strukturelt brudd for oljeprisens effekt på Hovedindeksen og reell kronkurs målt mot USD i 2005, hvor effekten gikk fra å være ikke-signifikant til å bli signifikant. Hva gjelder månedlige endringer i oljeprisens effekt på arbeidsledighet i Norge, ble det ikke funnet noen signifikant sammenheng over den analyserte tidsperioden.

1.0 INTRODUKSJON	6
1.1 MOTIVASJON OG PROBLEMSTILLING.....	6
1.2 TIDLIGERE LITTERATUR.....	7
1.3 DISPOSISJON.....	7
2.0 NORSK PETROLEUMSSEKTOR.....	8
3.0 TEORI.....	10
3.1 BADEKARSDIAGRAMMET FOR DET NORSKE ARBEIDSMARKEDET.....	10
3.1.1 - Forklaring og intuisjon	10
3.1.2 – Innfører oljesektor	11
3.1.3 – Økt samlet etterspørsel etter arbeidskrafts effekt på reallønn og arbeidsledighet.....	14
3.1.4 – Hva skjer dersom oljeprisen er høy over lengre tid?	15
3.1.5 – Hva skjer dersom oljeprisen er lav over lengre tid?	18
3.1.6 – Hovedpoeng ved fremstillingen	20
3.2 OLJEINNTEKTER OG REELL VALUTAKURS	21
3.2.1 – Forutsetninger	21
3.2.2 – Modellen	21
3.2.3 – Modellens likevekt	22
3.2.4 – Hva skjer med oljeinntektene dersom oljeprisen endrer seg?	23
3.2.5 – Hva skjer dersom oljeprisen øker?	24
3.2.6 – Hva skjer dersom oljeprisen faller?	25
3.2.7 – Konklusjon.....	25
4.0 METODE OG ØKONOMETRISK ANALYSE.....	26
4.1 INNFORING OG SENTRALE FORUTSETNINGER.....	26
4.1.1 – Regresjonsanalyse	26
4.1.2 – Minste kvadraters metode.....	27
4.1.3 – Gauss-Markov forutsetningene.....	27
4.1.4 – Gauss-Markov og tidsseriedata.....	30
4.2 STASJONÆRITET OG SVAK AVHENGIGHET	31
4.2.1 – Definisjoner	31
4.2.2 – Kriterier for stasjonærhet.....	32
4.2.3 – Kriterier for svak avhengighet.....	32
4.2.4 – Teste for stasjonærhet	33
4.2.5 – Korreksjon for ikke-stasjonærhet	36
4.3 AUTOKORRELASJON I FEILLEDET.....	38
4.3.1 – Definisjon.....	38
4.3.2 – Vanlige årsaker til autokorrelasjon i feilledet.....	39
4.3.3 – Konsekvenser av autokorrelerte feilledd.....	39
4.3.4 – Teste for autokorrelasjon i feilledet.....	39

4.3.5 – Korrigere for autokorrelasjon i feilleddet	41
4.4 HETEROSKEDASTISITET	42
4.5 FREMGANGSMÅTE OG VALG AV VARIABLER	42
4.5.1 – Valg av variabler	42
4.5.2 – Regresjonsmodellene	43
4.5.3 – Valg av signifikansnivå.....	44
5.0 ANALYSER OG FUNN	44
5.1 HOVEDINDEKS OG OLJEPRIS	44
5.1.1 – Hele tidsperioden (1991-2020).....	44
5.1.2 – Test for strukturelle brudd.....	45
5.1.3 – Korreksjoner av modellene før og etter bruddet	46
5.1.4 – Estimerte regresjonsmodeller for Hovedindeks og oljepris	46
5.1.5 – Hvorfor ble oljeprisens effekt signifikant etter 2005?	47
5.1.6 – Tidligere forskning	48
5.2 REELL KRONEKURS (USD) OG REELL OLJEPRIS	50
5.2.1 – Hele tidsperioden (1991-2020).....	50
5.2.2 – Test for strukturelle brudd.....	51
5.2.3 – Korreksjoner av modellene før og etter bruddet	51
5.2.4 – Estimerte regresjonsmodeller for reell kronekurs (USD) og reell oljepris.....	51
5.2.5 – Hvorfor ble oljeprisens effekt signifikant etter 2005?	52
5.2.6 – Tidligere forskning	55
5.3 ARBEIDSLEDIGHET OG OLJEPRIS	57
5.3.1 – Hele tidsperioden (1991-2020).....	57
5.3.2 – Test for strukturelle brudd.....	58
5.3.3 – Korreksjoner av modellene før og etter bruddet	58
5.3.4 – Estimerte regresjonsmodeller for arbeidsledighet og oljepris	58
5.3.5 – Hvorfor er det ingen signifikant effekt?.....	60
5.3.6 – Tidligere forskning	61
5.4 KAUSALITET OG SPURIØSE SAMMENHENGER	62
6.0 KONKLUSJON OG VIDERE FORSKNING.....	63
6.1 HOVEDINDEKSEN	63
6.2 REELL KRONEKURS (USD)	63
6.3 ARBEIDSLEDIGHET	64
6.4 VIDERE FORSKNING	64
7.0 REFERANSELISTE.....	65

1.0 Introduksjon

1.1 Motivasjon og problemstilling

Norge er en liten, åpen økonomi, som er avhengig av råvareeksport. Eksport av olje og gass har historisk hatt en særskilt viktig rolle for norsk økonomi. Inntektene fra petroleumsnæringen har bidratt til at Norge har blitt et av de rikeste landene i verden, målt ved BNP per innbygger (Statistisk sentralbyrå [SSB], 2020). I 2019 hadde Norge det 4. høyeste prisnivåjusterte BNP per innbygger i Europa, hele 47% over gjennomsnittet for EU (SSB, 2020).

Når en spesifikk næring alene står for en substansiell andel av verdiskapningen i Norge, vil det være nærliggende å anta at variasjoner i oljeprisen potensielt kan få store konsekvenser for norsk økonomi generelt. Nettopp denne tanken var grunnlaget for min bacheloroppgave. Mer konkret har jeg valgt å utrede følgende problemstilling:

«Hvordan har variasjoner i oljeprisen påvirket viktige størrelser i norsk økonomi, og har denne effekten endret seg over tid?».

Det vil i analysene undersøkes hvorvidt månedlige variasjoner i oljeprisen har hatt en statistisk signifikant effekt på et utvalg viktige størrelser for norsk økonomi. Analysen begrenser seg til å studere kortsiktige variasjoner i oljeprisens effekt på Hovedindeksen på Oslo Børs, reell kronekurs målt mot amerikanske dollar (USD) og arbeidsledigheten i Norge, som alle anses å være av stor betydning for norsk økonomi. For å undersøke hvorvidt oljeprisens effekt har endret seg over tid, foretas det Quandt-Andrews tester for strukturelle brudd med ukjent bruddato. Deretter studeres det hvorvidt oljeprisens effekt har vært forskjellig i periodene før og etter det estimerte strukturelle bruddet. Tidsmessig avgrenses analysen til månedlige størrelser fra januar 1991 til og med desember 2020.

Valgt problemstilling er interessant av flere årsaker. Problemstillingen vil hovedsakelig være interessant fordi en undersøker hvorvidt prisen på en råvare kan påvirke et lands økonomi utover den åpenbare effekten på oljeselskapenes inntekter. Det er spesielt interessant for Norge, da petroleumsnæringen som nevnt utgjør en svært stor andel av verdiskapningen i norsk økonomi.

1.2 Tidligere litteratur

Det vil være relevant å se hvilke funn annen forskning har gjort på de samme områdene, med den hensikt å sette resultatene fra denne analysen i lys av andre funn. Det blir gjort for å danne et mer helhetlig bilde av de aktuelle sammenhengene, samt å undersøke hvorvidt funnene i oppgaven samsvarer med eller strider mot tidligere forskning. Som konsekvens av at analysene dreier seg om oljeprisens effekt på henholdsvis norske størrelser, vil tilgjengelig forskning være begrenset til norske institusjoner. Tidligere forskning som presenteres i oppgaven, er hentet fra DNB Asset Management, Statistisk Sentralbyrå, BI Norwegian Business School, Norges Handelshøyskole, Norges Bank og Regjeringen. Resultatene fra tidligere forskning vil følgelig presenteres der hvor det er relevant i oppgaven.

1.3 Disposisjon

Oppgavens struktur er slik at først presenteres norsk petroleumssektor generelt, samt argumenter som illustrerer hvor viktig oljenæringen har vært for Norges økonomiske utvikling. Videre fremstilles relevante økonomiske teorier og modeller, som kan benyttes til å forklare hvordan variasjoner i oljeprisen kan tenkes å påvirke de aktuelle størrelsene. I kapittel 4 presenteres nødvendige økonometriske sammenhenger og kriterier for regresjoner med tidsseriedata, før de økonometriske resultatene, som utgjør hovedgrunnlaget for å besvare valgt problemstilling, presenteres i kapittel 5. Avslutningsvis trekkes det konklusjoner, og motiveres til videre forskning.

2.0 Norsk petroleumssektor

For å illustrere hvor viktig petroleumsnæringen har vært og fortsatt er for norsk økonomi, presenteres utvalgte grafer og andre relevante størrelser.

Norsk petroleumsnæring utgjør i nasjonalbudsjettet for 2021 14% av BNP, og står for 10% av statens inntekter (Norsk petroleum, 2021b). Videre utgjorde eksport av norsk petroleum i 2020 ca. 42% av total norsk vareeksport, og hele 2% av verdens samlede oljeetterspørsel ble dekket av norsk oljesektor (Norsk petroleum, 2021a).

Oil rents er et uttrykk for differansen mellom inntekten generert gjennom produksjon av olje, og totale kostnader (inkl. alternativkostnader) ved denne produksjonen (The World Bank, u.å.a). I bunn og grunn er oil rents et uttrykk for meravkastningen til produksjon av olje, som her blir målt som andel av BNP. I Figur 2.1 nedenfor, presenteres en sammenligning av tall for oil rents i Norge med gjennomsnittet for alle OECD-land (The World Bank, u.å.a):

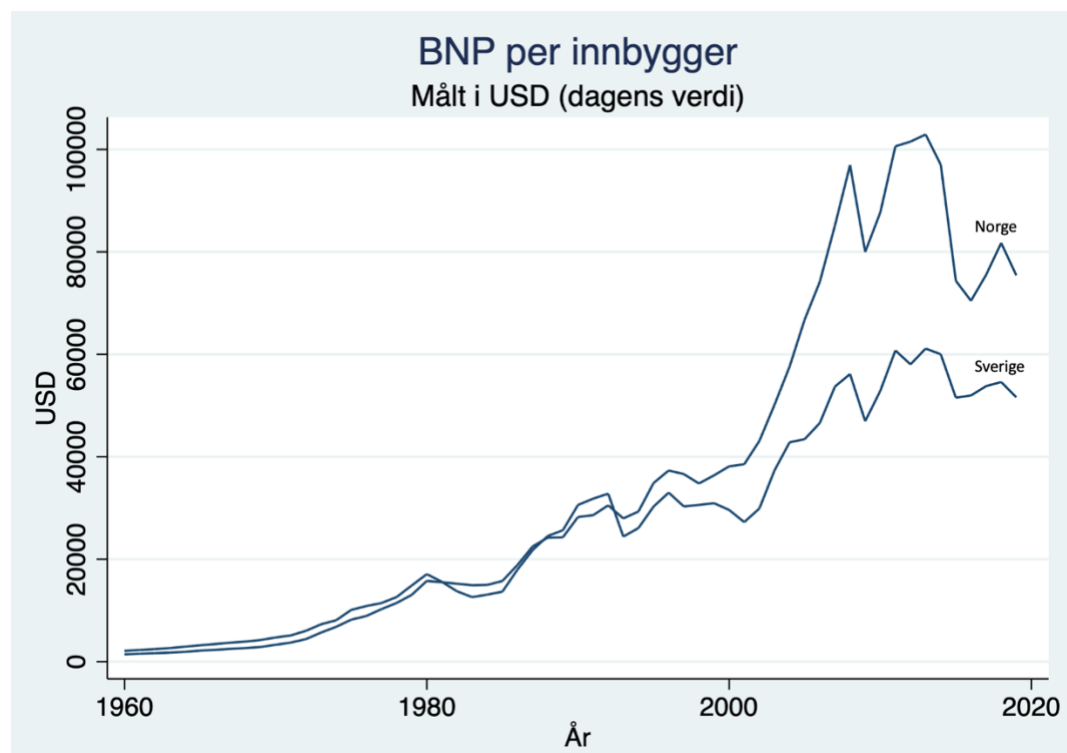


Figur 2.1

Årlige oil rents for Norge som andel av BNP har mellom 1991 og 2018 i gjennomsnitt vært 6,07%. Sammenlignet med samtlige OECD-land over samme tidsperiode, utgjorde oil rents i gjennomsnitt kun 0,34% av BNP per år (The World

Bank, u.å.a). Sammenligningen konstaterer at meravkastningen fra norsk petroleumsnæring sett relativt opp mot bruttonasjonalproduktet, utgjør en vesentlig større andel av BNP enn for andre lignende land (OECD-land).

En sammenligning av Norges BNP per innbygger med Sveriges BNP per innbygger, både før og etter norsk petroleumssektor ble opprettet, illustrerer oljens positive effekt på norsk økonomi. Grafene for BNP per innbygger (målt i dagens USD), er presentert i Figur 2.2 nedenfor (The World Bank, u.å.b):



Figur 2.2

Gjennom figuren fremkommer det at før norsk oljesektor ble opprettet, fulgte BNP per innbygger i Norge og Sverige hverandre tett, med enkelte mindre avvik. Da norsk petroleumssektor begynte å bli stor i årene etter 2000, var veksten i Norges BNP per innbygger vesentlig høyere enn veksten i BNP per innbygger i Sverige. Derav har BNP per innbygger i Norge befestet seg på et høyere nivå.

Argumentene presentert ovenfor om hvorfor norsk petroleumssektor har vært særskilt viktig for norsk økonomi og Norges økonomiske utvikling de siste tiårene, er et lite utvalg av svært mange argumenter og begrunnelser, og inkluderes med den hensikt å illustrere nettopp hvorfor det vil være nærliggende å anta at endringer i oljeprisen vil kunne påvirke norsk økonomi.

3.0 Teori

Det er tre modeller som er aktuelle i forbindelse med analysen. Først vil det benyttes et badekarsdiagram til å fremstille det norske arbeidsmarkedet, hvor det vil tas utgangspunkt i fremstillingen til Norman & Orvedal (2012). Det introduseres videre en egen oljesektor, i henhold til fremstillingen som ble presentert i forelesning i faget Anvendt Makroøkonomi, 18. september 2020 av foreleser Lars Christian Bruno. Modellen vil benyttes til å fremstille hvordan oljesektorens etterspørsel etter arbeidskraft kan tenkes å påvirke samlet etterspørsel etter arbeidskraft, næringsstruktur og lønnsnivå. Deretter benyttes en modell for tilbud av og etterspørsel etter arbeidskraft presentert i Steigum (2018), for å illustrere hva som teoretisk trolig vil skje med arbeidsledigheten når samlet etterspørsel i arbeidsmarkedet endrer seg. Avslutningsvis presenteres en modell som illustrerer oljeinntekters innvirkning på reell valutakurs, og derigjennom også reell kronekurs (Steigum, 2004).

Hva gjelder oljeprisens effekt på Hovedindeksen, ble det ikke funnet noen relevante teorier eller modeller. Det skyldes trolig at Hovedindeksen er avhengig av svært mange forskjellige variabler, som gjør det krevende å trekke resonneringer basert på en enkelt teori eller modell.

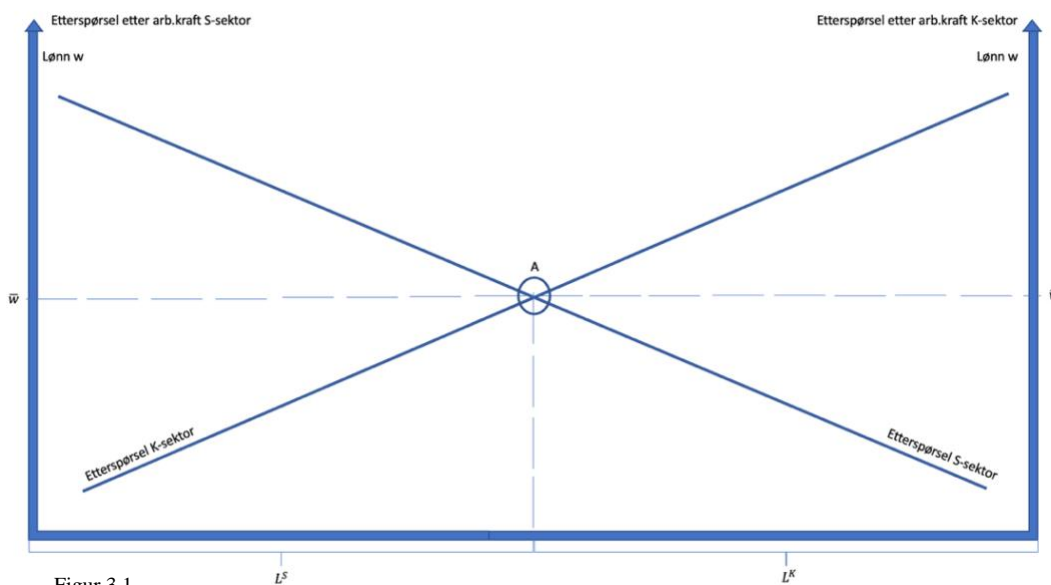
3.1 Badekarsdiagrammet for det norske arbeidsmarkedet

Det norske arbeidsmarkedet kan fremstilles gjennom et badekarsdiagram (Norman & Orvedal, 2012). Modellen er langsiktig, og sentrale forutsetninger er:

- Arbeidskraft kan fritt flyttes mellom sektorer.
- Det foreligger ingen arbeidsledighet.
- Det er ingen vekst i sysselsetting.
- Arbeidskraften er homogen, slik at det kun finnes ett lønnsnivå.

3.1.1 - Forklaring og intuisjon

En generell fremstilling av badekarsdiagrammet er presentert i Figur 3.1 nedenfor:



Arbeidsmarkedet består innledningsvis av konkurranseutsatt og skjermet sektor (K- og S-sektor). K-sektor utgjør delen av norsk økonomi som er i direkte konkurranse med utlandet, og S-sektor utgjør delen av norsk økonomi som ikke er i direkte konkurranse med utlandet (SSB, 2013). Årsaken til at S-sektor ikke er i direkte konkurranse med utlandet, kan skyldes fysiske eller politiske handelsbarrierer (Cappelen et al., 2014).

Modellens likevekt finnes i punkt A, hvor grafen for etterspørsel etter arbeidskraft i K-sektor skjærer grafen for etterspørsel etter arbeidskraft i S-sektor. Punkt A representerer likevekt fordi ingen av sektorene ønsker å tilby en høyere lønn for å få ttilgang på flere arbeidere, i tillegg til at en lavere lønn vil føre til at arbeidere går over til den andre sektoren hvor lønnen vil være høyere. Modellens likevekt gir en likevektslønn i økonomien lik \bar{w} . Videre er andelen sysselsatt i S-sektor representert ved L^S , og andelen sysselsatt i K-sektor er representert ved L^K . Arbeidsstyrken, ofte kalt N, er illustrert som hele den vannrette aksene nederst i figuren ($N = L^S + L^K$). Derav ser man at det ikke eksisterer arbeidsledighet i modellen, i tråd med forutsetningene.

3.1.2 – Innfører oljesektor

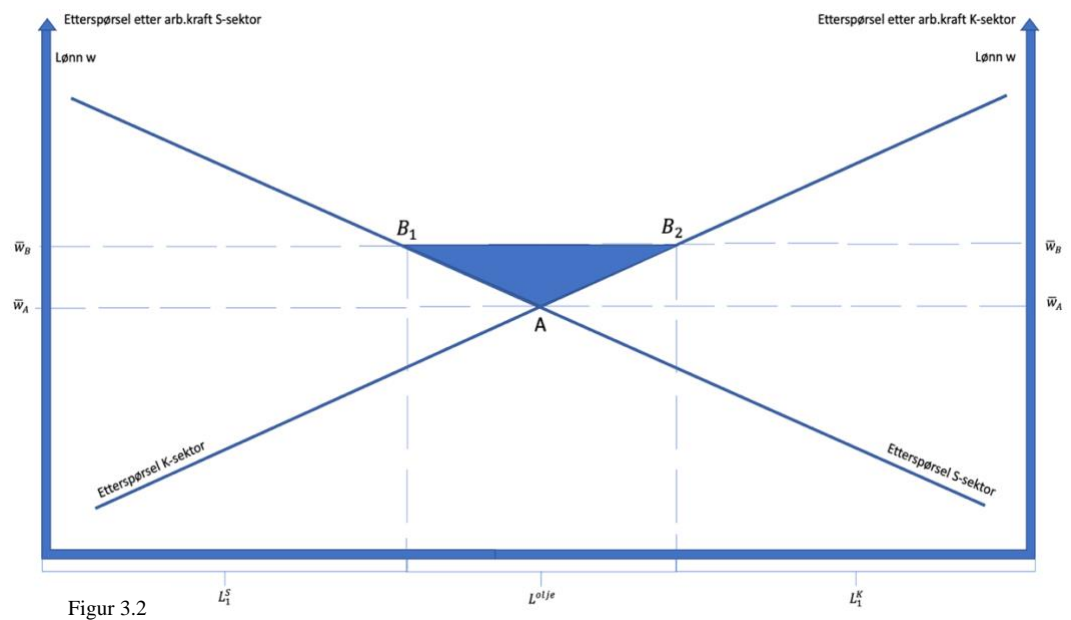
I illustrasjonen tas det utgangspunkt i fremstillingen som ble presentert i forelesning i faget Anvendt Makroøkonomi, 18. september 2020 av foreleser Lars Christian Bruno. Oljesektoren fører til at et lands lønns- og prisnivå blir høyere, som

fremkommer gjennom påvirkningen på arbeidsmarkedet. Oljesektoren påvirker arbeidsmarkedet både direkte og indirekte.

Direkte effekt

Den direkte effekten kommer av at oljesektoren er avhengig av arbeidskraft. Dersom det innledningsvis antas at oljesektoren etterspør arbeidere lik L^{olje} , må arbeidskraften hentes fra det samme arbeidsmarkedet som S- og K-sektor henter arbeidskraft fra. Dersom forutsetningen om at arbeidsstyrken er konstant tas i betraktning, må oljesektoren hente arbeidere på bekostning av de to andre sektorene. Resultatet er en høyere etterspørsel etter arbeidskraft, som presser lønnsnivået opp.

I Figur 3.2 nedenfor illustreres en situasjon hvor oljesektoren etterspør arbeidskraft lik L^{olje} . Det resulterer innledningsvis i at S-sektor tilpasser seg i punkt B_1 og K-sektor i punkt B_2 . Konsekvensen er et høyere lønnsnivå i arbeidsmarkedet, og lavere sysselsetting i både konkurranseutsatt og skjermet sektor. Likevektslønnen stiger fra \bar{w}_A til \bar{w}_B , som følge av at oljesektoren etterspør arbeidskraft.

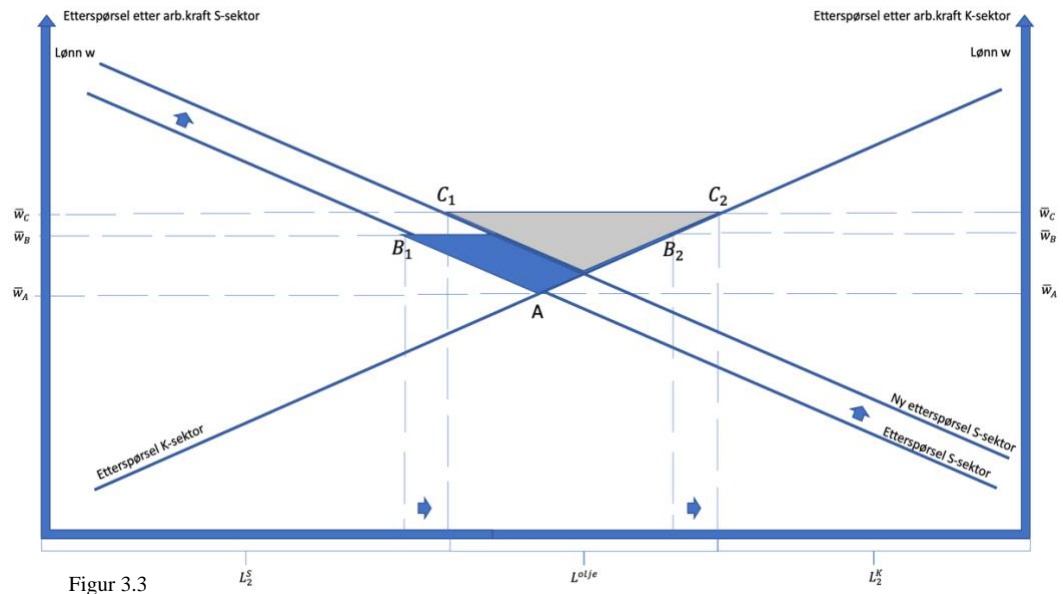


Figur 3.2

Indirekte effekt

Det oppstår imidlertid også en indirekte effekt av oljesektorens etterspørsel etter arbeidskraft, som virker tilsvarende som Balassa-Samuelson effekten. S-sektor, som ikke er i direkte priskonkurranse med utlandet, vil by opp lønningene for å sikre at arbeidskraft ikke mistes, slik at produksjonen kan skaleres opp i henhold til

den økte samlede etterspørselen i økonomien som følge av et høyere lønnsnivå. Grafisk innebærer den indirekte effekten at grafen for etterspørsel etter arbeidskraft i S-sektor skifter positivt. Med en foreløpig antakelse om at etterspørselen etter arbeidskraft i oljesektoren er konstant, vil skiftet og konsekvensene av skiftet se ut som illustrert i Figur 3.3:



Figur 3.3

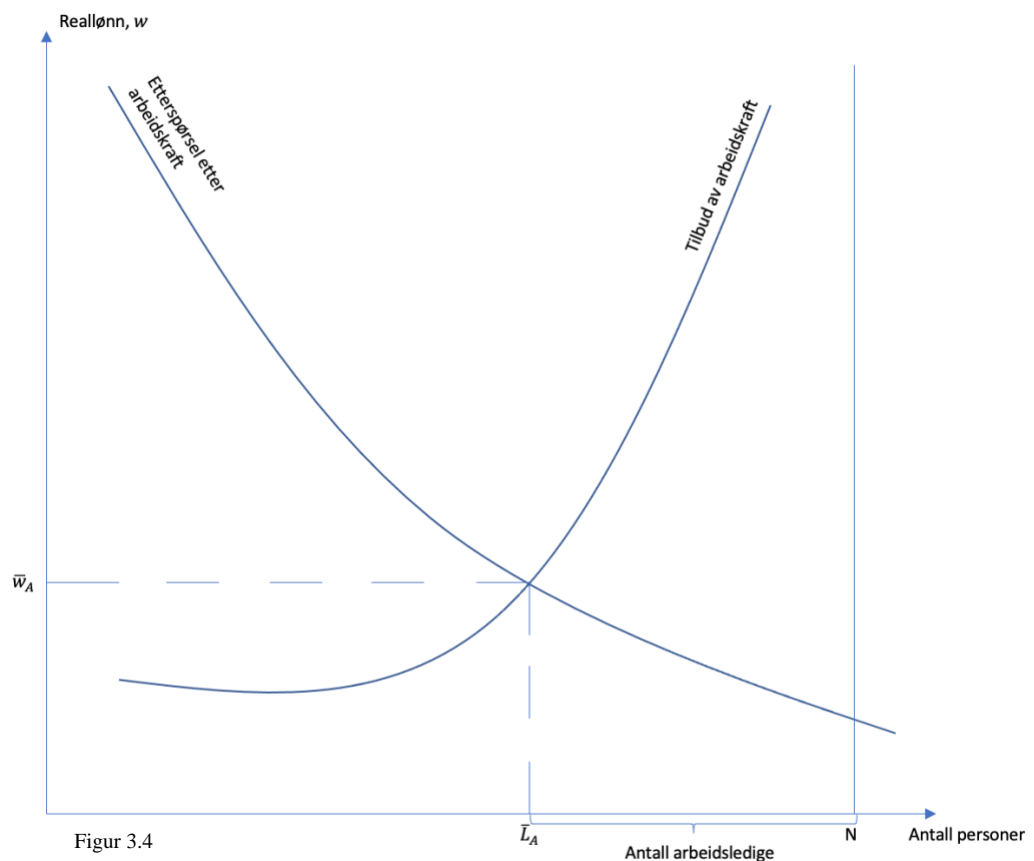
Som konsekvens av at etterspørselen etter arbeidskraft i skjermet sektor skifter positivt, vil antall sysselsatte i S-sektor øke. Hvorvidt antall sysselsatte nå vil være større enn det opprinnelige antallet før oljesektoren ble innført, avhenger av skiftets kraft og størrelse. I K-sektor, hvor virksomhetene ikke har tilsvarende mulighet til å ha høye lønnskostnader grunnet direkte priskonkurranse med utlandet, vil antallet sysselsatte reduseres. Likevektslønnen øker ytterligere, fra \bar{w}_B til \bar{w}_C .

Total effekt

Dersom man ser de to effektene i sammenheng, øker samlet etterspørsel etter arbeidskraft som følge av at oljesektoren innføres. Det resulterer i at lønnsnivået stiger fra \bar{w}_A til \bar{w}_C , som for øvrig også er sammenfallende med et høyere prisnivå. Endringen i sysselsetting i S-sektor påvirkes av to motstridende effekter, og vil avhenge av hvilken av de to effektene som er sterkest. Sysselsettingen i K-sektor vil imidlertid reduseres.

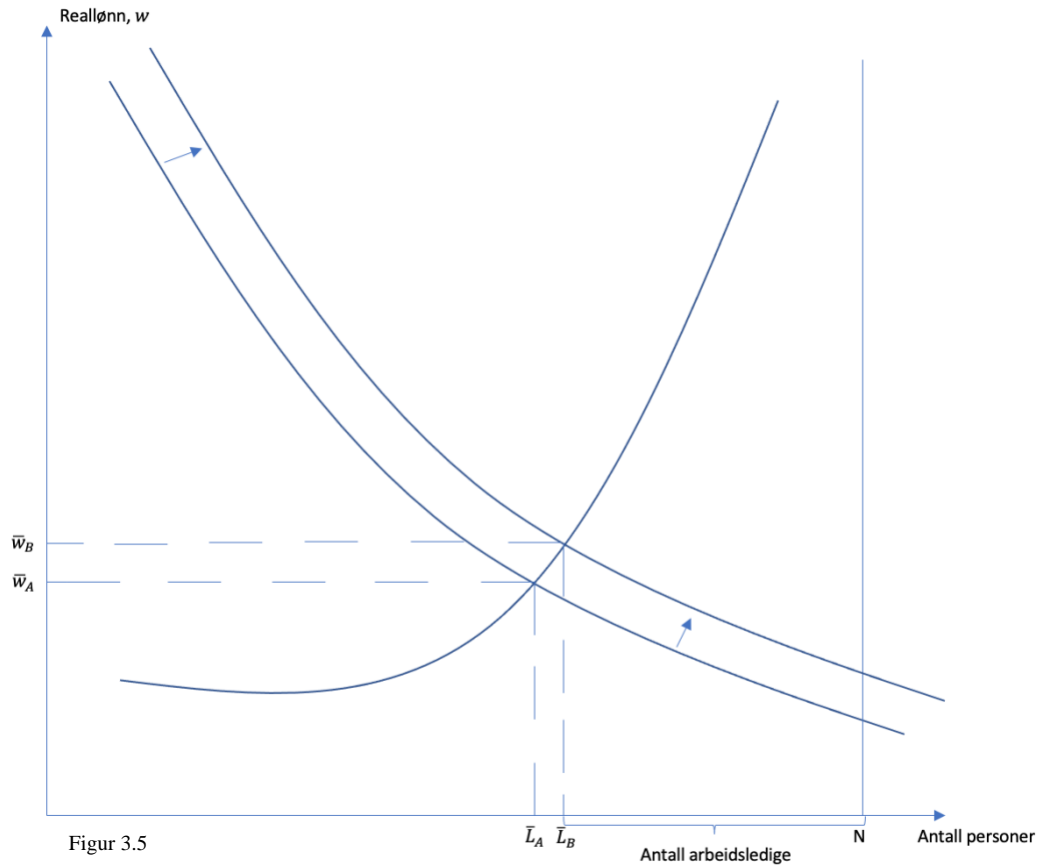
3.1.3 – Økt samlet etterspørsel etter arbeidskrafts effekt på reallønn og arbeidsledighet

For å presentere sammenhengene grafisk, tas det utgangspunkt i en langsiktig modell presentert i Steigum (2018). Modellen illustrerer hvordan lønnsdannelse, sysselsetting og arbeidsledighet bestemmes, basert på likevekt mellom tilbud av og etterspørsel etter arbeidskraft. Modellen illustreres i Figur 3.4 nedenfor, hvor reallønn måles langs y-aksen, og antall personer måles langs x-aksen:



I henhold til modellen vil etterspørselen etter arbeidskraft øke når reallønn faller, da arbeidskraft blir billigere. Tilbudet av arbeidskraft vil imidlertid øke når reallønn stiger, blant annet fordi alternativkostnaden til arbeid øker. Man taper mer på å ikke arbeide når reallønnen er høyere, slik at flere vil velge å tilby sin arbeidskraft. Modellens likevekt fremkommer i punktet hvor grafene for etterspørsel etter og tilbudet av arbeidskraft skjærer hverandre. I likevekt er reallønn lik \bar{w}_A , og total sysselsetting lik \bar{L}_A . Den lodrette linjen N representerer arbeidsstyrken. Arbeidsledigheten i modellen vil følgelig være differansen mellom den totale arbeidsstyrken og antall sysselsatte ($N - \bar{L}_A$).

Basert på modellresonnementene i delkapittel 3.1.2, vil innføringen av en oljesektor i økonomien øke samlet etterspørsel etter arbeidskraft. Grafen for etterspørsel etter arbeidskraft vil derfor skifte positivt, som illustrert i Figur 3.5 nedenfor:

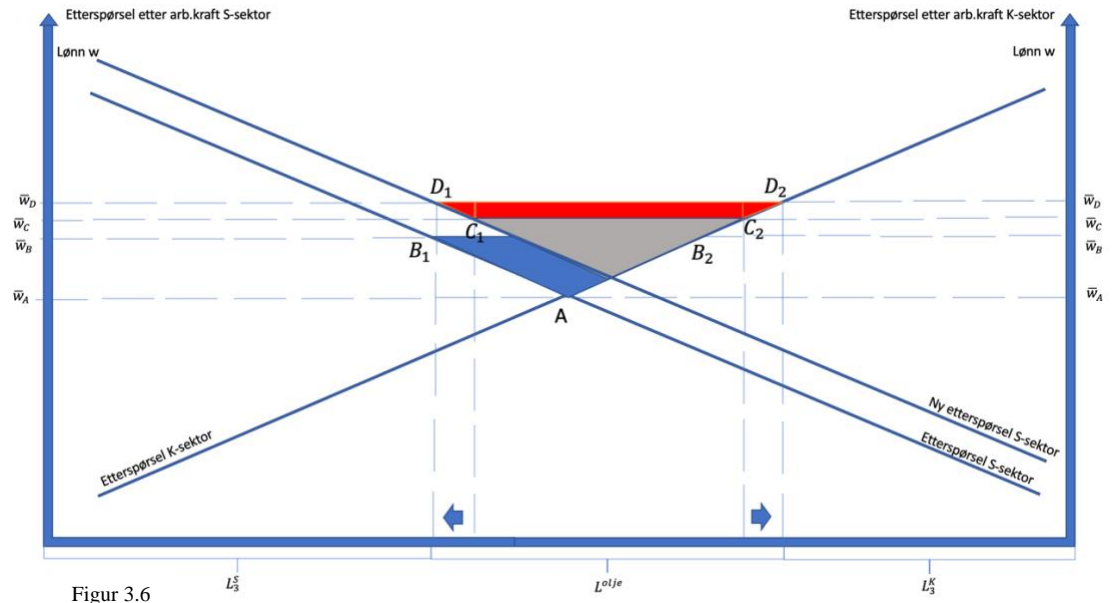


Etterspørselen etter arbeidskraft vil rent teoretisk skifte to ganger, grunnet både en direkte og en indirekte effekt, men det illustreres ovenfor som et samlet skift. På lengre sikt vil altså økonomien bevege seg mot ny likevekt, hvor reallønn øker fra \bar{w}_A til \bar{w}_B , og sysselsettingen øker fra \bar{L}_A til \bar{L}_B . Økt sysselsetting er sammenfallende med redusert arbeidsledighet.

3.1.4 – Hva skjer dersom oljeprisen er høy over lengre tid?

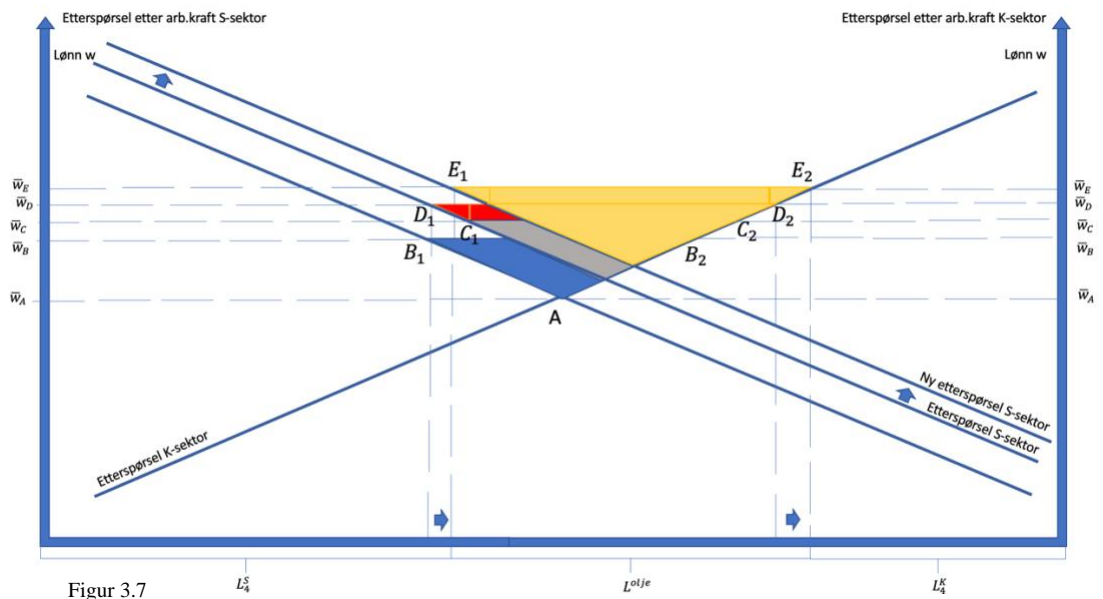
Siden badekarsdiagrammet er en langsiktig modell, må ulike scenarier drøftes på lengre sikt. Hva skjer dersom oljeprisen er høyere enn normalt over en lang periode? En høyere oljepris innebærer at oljeselskaperenes inntekter øker. Høyere inntekter tillater høyere kostnader, f.eks. lønnskostnader. Derav kan en tenke seg at en vedvarende høyere oljepris kan medføre en økning i etterspørselen etter arbeidskraft i oljesektoren. Teoretisk kan den økte etterspørselen illustreres i

badekarsdiagrammet som presentert i Figur 3.6 nedenfor, hvor det røde området representerer økningen i etterspørselen:



Figur 3.6

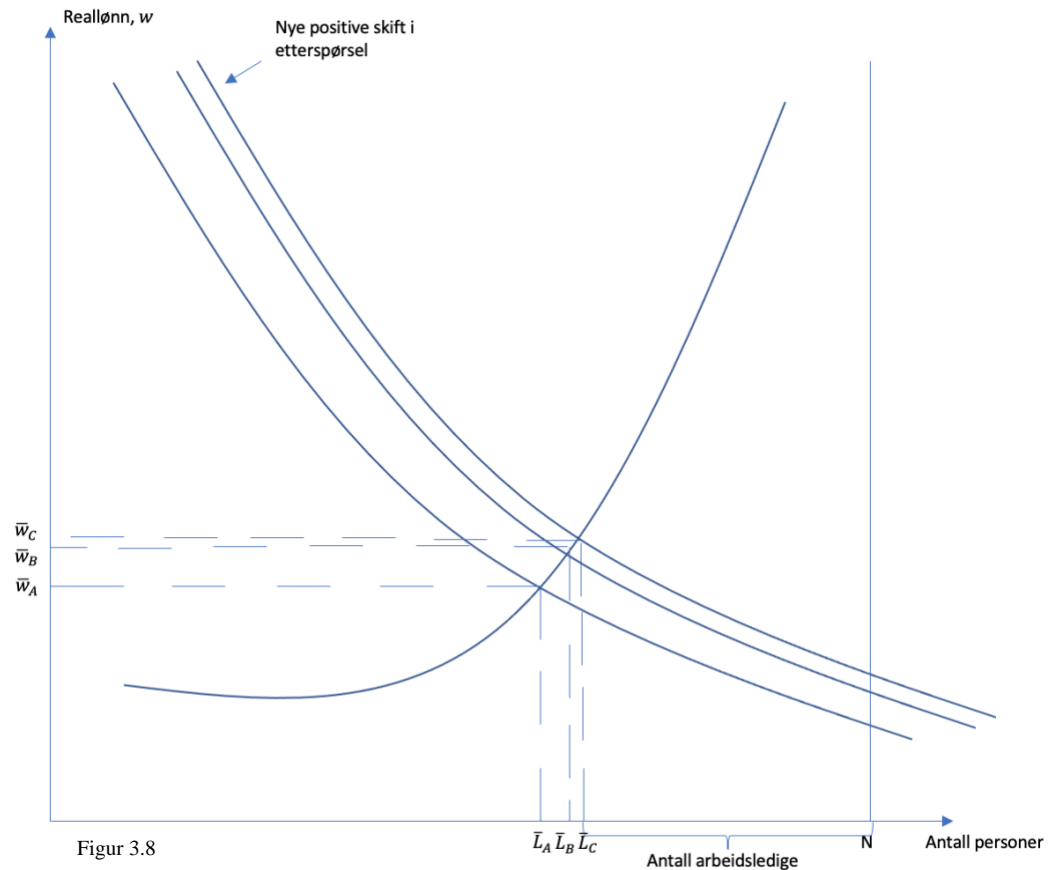
Som følge av den økte etterspørselen etter arbeidskraft i oljesektoren, vil lønnsnivået først øke fra \bar{w}_C til \bar{w}_D . Andelen sysselsatt i både S- og K-sektor vil innledningsvis reduseres (antar arbeidsledighet = 0), hvor tilpasning nå skjer i punktene D_1 og D_2 . Etterspørselen etter arbeidskraft i S-sektor vil dog skifte positivt gjennom den indirekte effekten, som resulterer i ny likevekt hvor S-sektor tilpasser seg i punkt E_1 og K-sektor i punkt E_2 . Lønnsnivået stiger ytterligere, til \bar{w}_E , som illustrert i Figur 3.7:



Figur 3.7

Hvordan vil etterspørselsøkningen påvirke arbeidsledigheten?

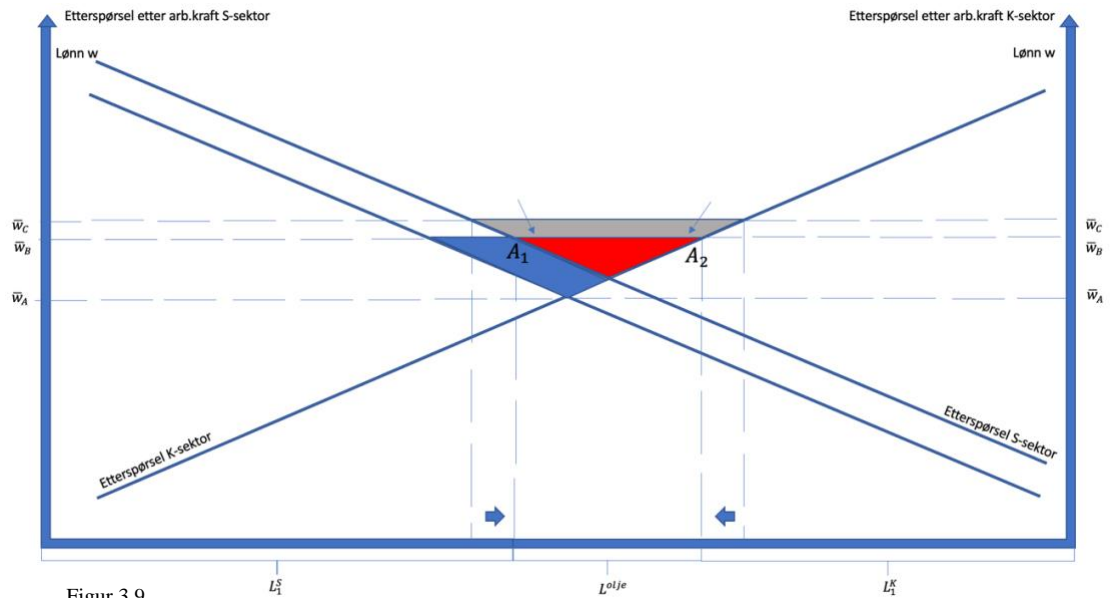
For å se hvordan en ytterligere økning i etterspørselen etter arbeidskraft fra oljesektor og S-sektor vil påvirke arbeidsledigheten i økonomien, studeres modellen for tilbud av og etterspørsel etter arbeidskraft. Etterspørselen etter arbeidskraft vil også nå skifte positivt i to omganger, hvorav en direkte og en indirekte effekt, men skiftene presenteres samlet. Grafisk kan fremstillingen se ut som i Figur 3.8:



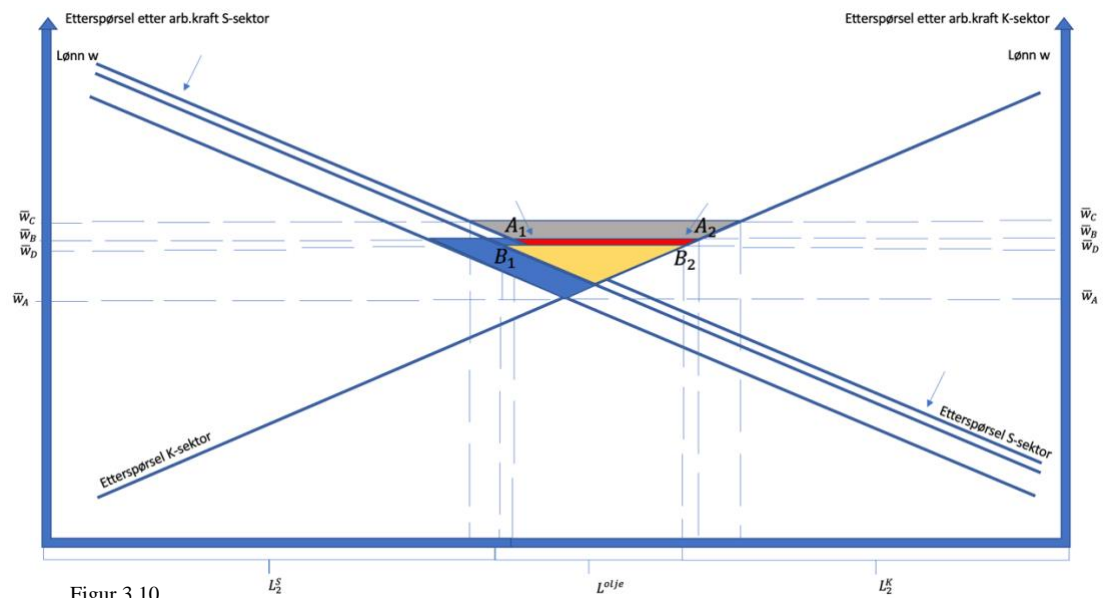
Som illustrert ovenfor, skifter etterspørselen etter arbeidskraft positivt, men ikke like sterkt som ved innføringen av oljesektoren. Effektene av skiftene er de samme, nemlig at økonomien på lang sikt konvergerer mot ny likevekt, hvor reallønn stiger til \bar{w}_C , og sysselsetting stiger til \bar{L}_C . Økt sysselsetting vil redusere arbeidsledigheten.

3.1.5 – Hva skjer dersom oljeprisen er lav over lengre tid?

Dersom oljeprisen er lavere enn normalt over lengre tid, kan en tenke seg at tilsvarende mekanismer som drøftet i delkapittel 3.1.4 vil inntreffe, men med motsatt fortegn. En lavere oljepris reduserer oljeselskapenes inntekter, og de vil følgelig ofte forsøke å effektivisere drift og kutte kostnader. For å trekke frem et reelt eksempel på et slikt scenario, førte oljeprisfallet i 2014 til kutt i petroleumsnæringens kostnader. «Kostnadsreduksjonene i petroleumsnæringen har ført til lavere aktivitet og nedbemanning» (NOU 2016:15). Et tiltak som ofte iverksettes for å redusere kostnader, er altså å redusere antall ansatte. Derfor kan man i badekarsdiagrammet forestille seg at oljesektorens etterspørsel etter arbeidskraft reduseres. Den direkte effekten av redusert etterspørsel etter arbeidskraft i oljesektoren, er illustrert i Figur 3.9 nedenfor:



Dersom ny etterspørsel etter arbeidskraft i oljesektoren er representert ved den røde trekanten, fremkommer det at etterspørselen etter arbeidskraft reduseres. Det reduserer lønnsnivået fra \bar{w}_C til \bar{w}_B . S-sektor tilpasser seg i punkt A_1 , og K-sektor i punkt A_2 . Det oppstår imidlertid en indirekte effekt også her. Som konsekvens av lavere samlet etterspørsel i økonomien, vil etterspørselen etter arbeidskraft i skjermet sektor skifte negativt.

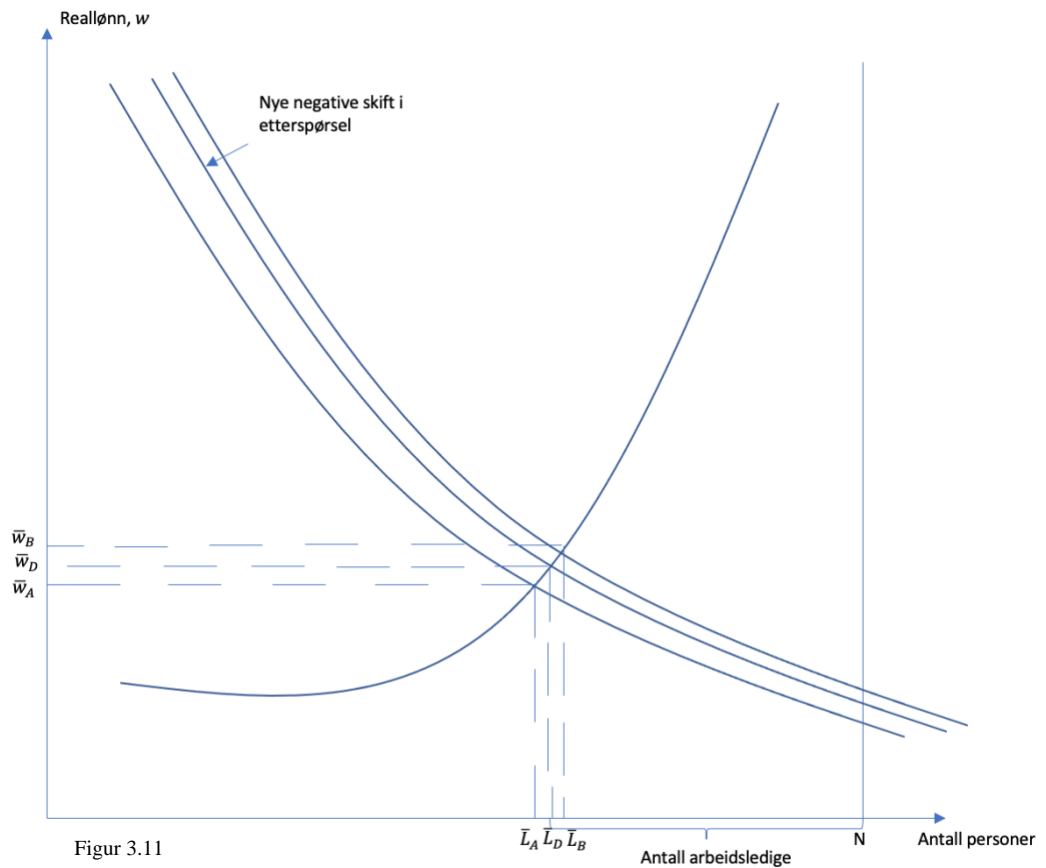


Når etterspørselen etter arbeidskraft i skjermet sektor reduseres, faller lønnsnivået ytterligere til \bar{w}_D . Sysselsettingen i konkurranseutsatt sektor øker, med tilpasning i B_2 , mens sysselsettingen i skjermet sektor reduseres, med tilpasning i B_1 .

Den totale effekten er at lønnsnivået faller til \bar{w}_D , og samlet etterspørsel etter arbeidskraft reduseres.

Hvordan vil etterspørselsreduksjonen påvirke arbeidsledigheten?

For å se hvordan en reduksjon i samlet etterspørsel etter arbeidskraft påvirker arbeidsledigheten, kan igjen modellen for tilbud av og etterspørsel etter arbeidskraft benyttes. Grafen for etterspørsel etter arbeidskraft gjør to små negative skift (illustrert som et samlet skift); en direkte og en indirekte effekt. Resultatet blir at økonomien på lengre sikt konvergerer mot ny likevekt, hvor reallønn er lavere, lik \bar{w}_D , og sysselsettingen faller til \bar{L}_D . Det innebærer at arbeidsledigheten øker med differansen mellom \bar{L}_B og \bar{L}_D i Figur 3.11 nedenfor:



3.1.6 – Hovedpoeng ved fremstillingen

Fremstillingene i delkapittel 3.1.4 og 3.1.5 illustrerer en potensiell sammenheng mellom arbeidsledighet og oljepris på lang sikt. Dersom oljeprisen over en lengre periode er høy, vil sannsynligvis samlet etterspørsel etter arbeidskraft i økonomien øke, som vil redusere arbeidsledigheten. Skulle derimot oljeprisen være lav over en lengre periode, vil trolig etterspørselen etter arbeidskraft i økonomien falle, som fører til høyere arbeidsledighet. Antakelsene støttes av historiske eksempler, hvor f.eks. oljeprisfallet i 2014 resulterte i økt arbeidsledighet (NOU 2016:15).

3.2 Oljeinntekter og reell valutakurs

Fremstillingen av modellen tar utgangspunkt i presentasjonen til Steigum (2004). Modellen er utarbeidet med det formål å forklare en liten oljeeksporterende økonomi, og dens fokus er å analysere langsiktige makroøkonomiske virkninger av bruk av oljeinntekter.

3.2.1 – Forutsetninger

Steigums modell bygger på en rekke forutsetninger. Blant de viktigste er at modellen fanger opp langsiktige strukturelle sammenhenger (ser bort fra konjunkturer), sparing er lik 0, det ses bort fra økonomisk vekst og antas en konstant arbeidsstyrke, arbeidsledigheten er lik strukturell arbeidsledighet og det ses bort fra investeringer i realkapital. For ytterligere detaljer og forutsetninger, se Steigum (2004).

3.2.2 – Modellen

Modellen består av fire ligninger:

$$\bar{Y} = C + G + NX \quad (1)$$

$$C = \bar{Y} - T \quad (2)$$

$$NX = x\varepsilon - q\bar{Y} \quad (3)$$

$$NX + V^*\varepsilon = 0 \quad (4)$$

Ligning (1) representerer generalbudsjettligningen, under forutsetningen at brutto realinvesteringer (I) er lik 0. \bar{Y} er et uttrykk for Fastlands-BNP, som i modellen er en eksogen størrelse.

Ligning (2) uttrykker privat konsum. Det fremkommer gjennom ligningen at all inntekt etter skatt går til konsum, slik at privat sparing blir lik 0 i modellen, som forutsatt.

Ligning (3) er en funksjon for nettoeksport utenom olje. Gjennom funksjonen ser man at dersom realvalutakursen (ε) øker, vil (alt annet likt) nettoeksporten (NX) øke. Nettoeksporten øker fordi realkronekursen depresierer når realvalutakursen appresierer. En svekket realkronekurs innebærer at norske varer og tjenester blir billigere å kjøpe for aktører i utlandet, samt at import blir dyrere for norske aktører. Begge effektene trekker i retning av økt nettoeksport. Reell kronekurs er et mål på et lands konkurranseevne, hvor en svekkelse av reell kronekurs er sammenfallende med en styrket konkurranseevne. Symbolet foran realvalutakurs (ε) i ligningen, x , uttrykker hvor følsom nettoeksporten er for endringer i realvalutakursen. En høy følsomhet innebærer at x er høy, slik at små endringer i realvalutakursen vil gi større utslag i nettoeksport enn dersom x hadde hatt en lavere verdi (lavere følsomhet). Nettoeksporten vil derimot falle dersom Fastlands-BNP skulle øke. Styrken nettoeksporten vil endre seg med når \bar{Y} endrer seg, avhenger av den marginale importtilbøyeligheten (q).

Ligning (4) er en langsiktig likevektsbetingelse som uttrykker at summen av total nettoeksport fra fastlandet, NX, og de totale oljeinntektene (oljeinntekter* realvalutakurs = $V^* * \varepsilon$), må være lik 0. Ligningen viser at på lang sikt vil all import være lik all eksport. Dersom Norge eksporterer olje til en verdi av 90 milliarder NOK, så vil Fastlands-Norge i henhold til likevektsbetingelsen importere varer og tjenester for 90 milliarder NOK mer enn eksportverdien (bortsett fra olje). Da vil NX (uten olje) være lik -90 milliarder NOK, og summen totalt sett blir lik 0.

3.2.3 – Modellens likevekt

For å utlede modellens likevekt, benyttes ligning (3) og (4). Ligningene løses med hensyn på realvalutakursen, ε .

For ligning (3):

$$NX = x\varepsilon - q\bar{Y}$$

$$x\varepsilon = NX + q\bar{Y}$$

$$\varepsilon = \frac{NX}{x} + \frac{q\bar{Y}}{x} \quad (5)$$

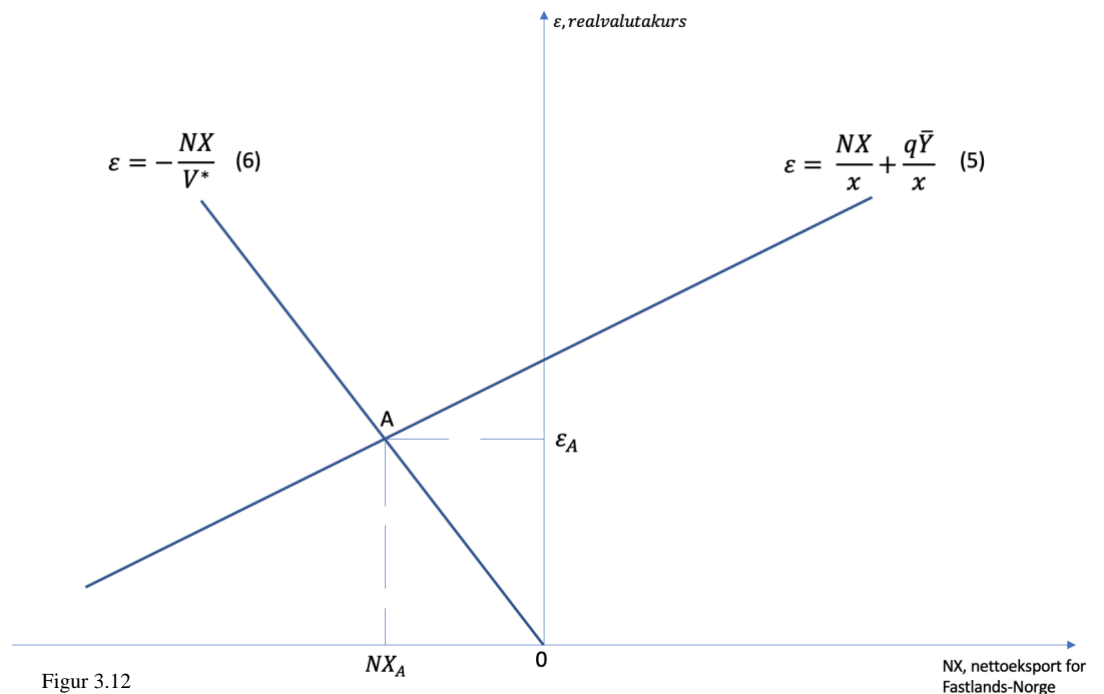
For ligning (4):

$$NX + V^* \varepsilon = 0$$

$$V^* \varepsilon = -NX$$

$$\varepsilon = -\frac{NX}{V^*} \quad (6)$$

En grafisk illustrasjon av modellen presenteres i Figur 3.12 nedenfor:



Oljeinntektene (V^*) er innlemmet i ligning (6), slik at dersom oljeinntektene endrer seg, vil det følgelig føre til et skift i grafen som representerer ligning (6).

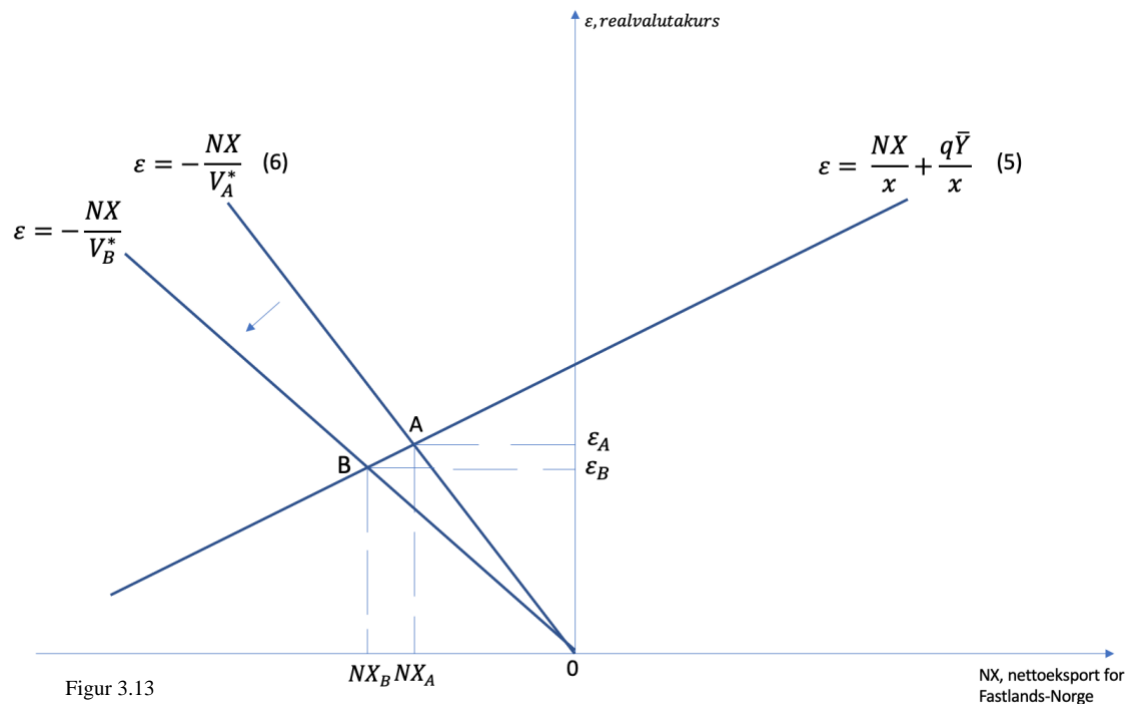
3.2.4 – Hva skjer med oljeinntektene dersom oljeprisen endrer seg?

Endringer i oljeprisen (USD) vil påvirke størrelsen på norske eksportinntekter fra salg av olje og gass. Sammenhengen bekreftes ved at «I 2017 var eksportinntektene fra olje og gass på vel 400 milliarder kroner, og beløpet påvirkes både av oljeprisen og kronekursen» (SSB, 2019). Ved å regne årlige gjennomsnitt for både oljepris (U.S. Energy Information Administration [eia], 2021) og eksportinntekter fra olje

og gass (Norsk petroleum, 2021a), konstateres en korrelasjonskoeffisient lik 0,9299 i perioden 1991-2017. Det er dermed en sterk positiv korrelasjon mellom størrelsene, som indikerer at endringer i oljeprisen vil slå ut i endringer i eksportinntekter fra salg av olje. En høy oljepris vil ofte være sammenfallende med høye eksportinntekter, og en lav oljepris vil ofte være sammenfallende med lave eksportinntekter.

3.2.5 – Hva skjer dersom oljeprisen øker?

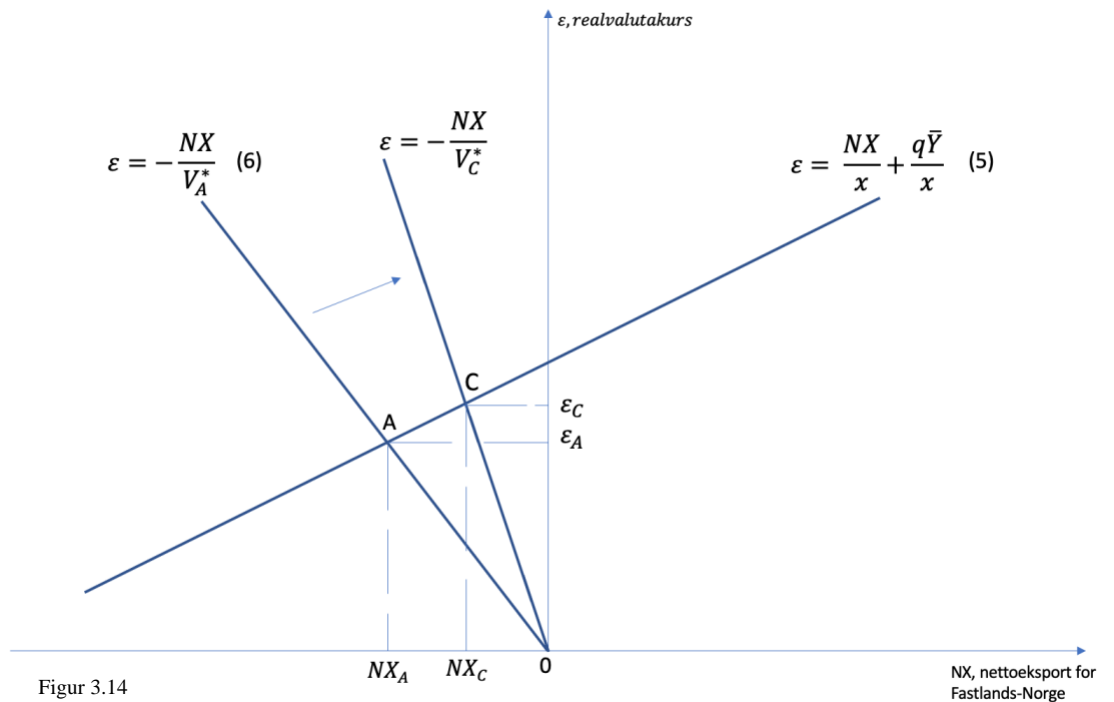
Når endringer i oljeprisen påvirker oljeinntektene (V^*), kan det studeres hva som skjer med realvalutakursen dersom oljeprisen øker. Økt oljepris er sannsynligvis en god indikasjon på at også oljeinntektene øker. Økte oljeinntekter vil i modellen skifte grafen for ligning (6) nedover mot x-aksen, som illustrert i Figur 3.13:



Økte oljeinntekter fører til ny tilpasning i punkt B, hvor realvalutakursen reduseres fra ε_A til ε_B (depresiering av realvalutakursen). En svekkelse av realvalutakursen er sammenfallende med en appresiering av realkronekursen, som vil øke fra $\frac{1}{\varepsilon_A}$ til $\frac{1}{\varepsilon_B}$. Varer fra Fastlands-Norge blir dyrere for utenlandske aktører, samt at det blir billigere for norske aktører å importere varer fra utlandet. Begge effektene trekker i retning av redusert nettoeksport, NX. En styrket realkronekurs vil være sammenfallende med en svekket konkurranseevne.

3.2.6 – Hva skjer dersom oljeprisen faller?

En reduksjon i oljeprisen indikerer reduserte oljeinntekter fra norsk eksport av olje. Reduserte oljeinntekter vil skifte grafen for ligning (6) oppover mot y-aksen, slik illustrert i Figur 3.14:



Reduserte oljeinntekter fører til en appresiering av realvalutakursen fra ε_A til ε_C . Motsatt fører det til en depresiering eller svekkelse av realkronekursen fra $\frac{1}{\varepsilon_A}$ til $\frac{1}{\varepsilon_C}$. Appresieringen av realvalutakursen innebærer at varer fra Fastlands-Norge blir billigere for utenlandske aktører, samt at utenlandske varer blir dyrere for norske aktører. Begge effektene trekker i retning av økt nettoeksport, NX. En svekket realkronekurs vil være sammenfallende med en styrket konkurranseevne.

3.2.7 – Konklusjon

Dersom oljeprisen stiger og oljeinntektene følgelig øker, vil det i henhold til modellen føre til at realkronekursen appresierer. Skulle derimot oljeprisen og oljeinntektene falle, vil realkronekursen i henhold til modellen depresiere.

4.0 Metode og økonometrisk analyse

Analysene som er gjennomført baserer seg på tidsseriedata hentet fra U.S. Energy Information Administration (EIA), Statistisk Sentralbyrå (SSB), Norges Bank, Arbeids- og velferdsetaten (NAV), Federal Reserve Bank of St. Louis og Oslo Børs. Regresjonensresultatene vil være det viktigste grunnlaget for utredningen av valgt problemstilling. I den forbindelse er det viktig å minne leseren på å stille seg kritisk til de metoder og fremgangsmåter benyttet, da ulike tilnærminger kan gi ulike konklusjoner. Teori om metode og økonometrisk analyse er hentet fra Sucarrat (2018), Bruno (2020), Hill et al. (2009) og Lambert (2013). Det antas i fremstillingen at leseren er kjent med de mest grunnleggende begrepene og sammenhengene innenfor metode og økonometrisk analyse.

Alle statistiske beregninger er utført i Stata/SE 16.0.

4.1 Innføring og sentrale forutsetninger

4.1.1 – Regresjonsanalyse

Gjennom en regresjonsanalyse kan man undersøke hvorvidt det eksisterer en signifikant sammenheng mellom en avhengig variabel, og en eller flere uavhengige variabler. Regresjonsligningen (med tidsseriedata) kan på generell form skrives som følger:

$$Y_t = B_1 + B_2X_{2t} + B_3X_{3t} + \dots + B_kX_{kt} + u_t$$

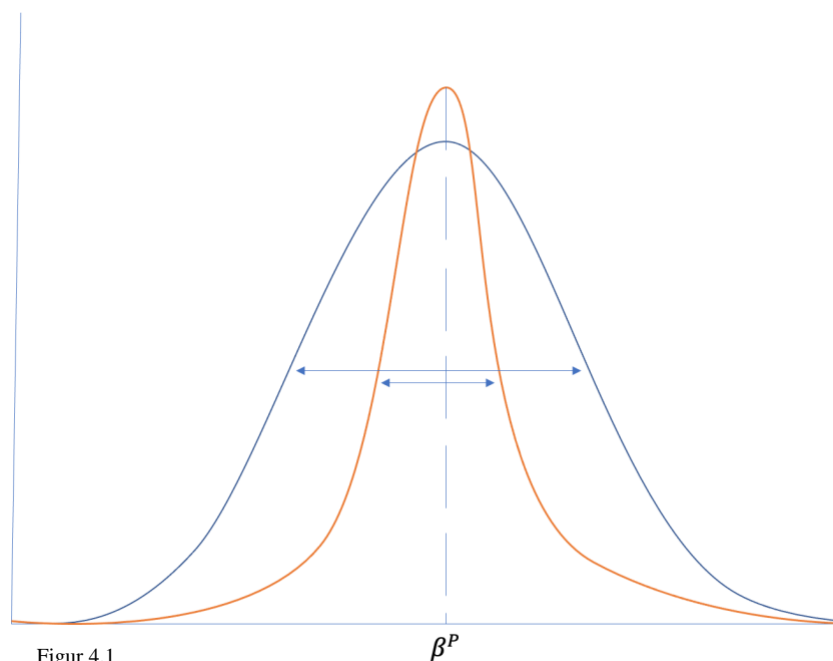
B-ene i ligningen kalles koeffisienter, hvor B_1 er konstantleddet. De andre B-ene kan tolkes som stigningstall, slik at de er et uttrykk for den gjennomsnittlige endringen i Y som følge av at tilhørende X-verdi endres med en enhet, gitt at ingen andre X-verdier endrer seg samtidig. Gjennom regresjonsligningen tas det sikte på å estimere verdien til den avhengige variabelen Y_t , ved hjelp av de uavhengige variablene (X-ene) og deres tilhørende estimerte koeffisienter (B-ene). Modellens prediksjonsfeil, differansen mellom den faktiske observerte verdien til Y og den estimerte verdien ($Y - \hat{Y}$), fanges opp av feilleddet u_t . Fotnoten t benyttes for å illustrere at det er tidsseriedata som skal analyseres.

4.1.2 – Minste kvadraters metode

Man kan estimere koeffisientene i regresjonsligningen på flere forskjellige måter. Den vanligste metoden ved lineære regresjonsmodeller kalles minste kvadraters metode (MKM), eller Ordinary Least Squares (OLS). «Det MKM gjør er å finne fram til verdiene b_1 og b_2 som minimerer summen av de kvadrerte forklarings- eller anslagsfeilene» (Sucarrat, 2018, s. 71). Prediksjonsfeilen er som kjent lik $Y - \hat{Y}$, og benevnes som u_t .

4.1.3 – Gauss-Markov forutsetningene

Gauss-Markov forutsetningene er sentrale for muligheten til å benytte minste kvadraters estimator i forbindelse med en regresjon. Dersom forutsetningene er oppfylt, vil «least squares» estimatorene være BLUE. Det er en forkortelse for «Best Linear Unbiased Estimator», eller den beste (mest effisiente) lineære forventningsrette estimatoren som eksisterer. Dersom estimatoren er BLUE, betyr det at det ikke finnes noen annen lineær forventningsrett estimator som har en lavere utvalgsvarians enn den aktuelle estimatoren. For å illustrere resonnetet grafisk, fremstilles det i Figur 4.1 to forskjellige utvalgsfordelinger for to estimatorer:



Under forutsetningen om at estimatorene er forventningsrette, vil begge estimatorene være sentrert rundt parameteren for hele populasjonen, β^P . De to estimatorene skiller seg fra hverandre når det kommer til utvalgsvarians, som er

illustrert ved pilene i Figur 4.1. Utvalgsvariansen for den oransje fordelingen er mindre enn utvalgsvariansen for den blå fordelingen. Det innebærer at ved å benytte de oransje estimatene, vil estimatene oftere være nærmere den faktiske parameteren for populasjonen, β^P , enn ved å benytte den andre estimatoren (blå graf).

Som nevnt gir OLS oss BLUE dersom Gauss-Markov forutsetningene er oppfylt. Forutsetningene blir presentert både på forskjellige måter og i varierende antall. I denne fremstillingen tas det utgangspunkt i Lambert (2013) sin presentasjon av forutsetningene. Først vil forutsetningene presenteres slik de gjelder generelt, altså for tverrsnittsdata (benytter notasjon i for å skille):

1. Koeffisientene (B-ene) i regresjonsmodellen er lineære.
2. Verdiene $Y_i, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ skal komme fra et tilfeldig utvalg fra en populasjon, som består av n observasjoner. Det er altså viktig at observasjonene er uavhengige av hverandre.
3. Sammenhengen mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene skal være gitt ved:

$$Y_i = B_1 + B_2 X_{2i} + \dots + B_k X_{ki} + u_i$$

for hver observasjon $i = 1, 2, \dots, n$, hvor

$$E(Y_i | X_{2i}, \dots, X_{ki}) = B_1 + B_2 X_{2i} + \dots + B_k X_{ki}$$

Regresjonsligningen kan dermed tolkes som anslaget på Y , gitt X -verdiene. En viktig konsekvens av tolkningen er at i gjennomsnitt så vil prediksjonsfeilen være lik 0 for ulike kombinasjoner av X -er: ($E(u_i | X_{2i}, \dots, X_{ki}) = 0$). Denne forutsetningen regnes som særskilt viktig.

4. Ingen eksakt multikolaritet mellom de uavhengige variablene.

Eksakt multikolaritet innebærer at en eller flere av de uavhengige variablene kan formuleres som en eksakt lineær kombinasjon av de andre

uavhengige variablene. Dersom man har eksakt multikolaritet i en modell, fører det teoretisk sett til at modellen ikke er mulig å beregne. Det er dog et enkelt problem å korrigere for, da man kan fjerne de variablene som skaper problemet.

5. Homoskedastiske feilledd - $E(u_i^2 | X_{2i}, \dots, X_{ki}) = \sigma^2$.

Homoskedastiske feilledd «innebærer at presisjonen til modellen ikke avhenger av verdiene til X-ene» (Sucarrat, (2018), s. 70). Det motsatte kalles heteroskedastisitet, og innebærer at modellens prediksjon er bedre for noen X-verdier enn andre, hvilket er uønsket.

6. Ingen autokorrelasjon i feilleddet - $Cov(u_i, u_j) = 0$.

Ingen autokorrelasjon i feilleddet innebærer at feilleddet for en observasjon må være uavhengig av feilleddet for en annen observasjon. Kovariansen mellom feilleddene må følgelig være lik 0. Denne forutsetningen er strengt tatt ikke nødvendig for tverrsnittsdata, under forutsetningen om at alle observasjoner er uavhengige av hverandre, men den får betydning senere, slik at det er naturlig å introdusere den allerede her.

Aspektene ovenfor utgjør Gauss-Markov forutsetningene. Dersom forutsetningene er oppfylt, vil det føre til at estimatene som utledes gjennom OLS er de beste lineære forventningsrette estimatene som eksisterer (BLUE).

4.1.4 – Gauss-Markov og tidsseriedata

Tidsseriedata skiller seg vesentlig fra tverrsnittsdata på ett område. En av Gauss-Markov forutsetningene var at $Y_i, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ skulle være et tilfeldig utvalg fra populasjonen, som sikret at observasjonene var uavhengige av hverandre. For tidsseriedata vil ikke denne forutsetningen holde, da man studerer de samme variablene over tid. Observasjonene vil ikke være uavhengige av hverandre, da en observasjon av en variabel i dag ofte vil være avhengig av tidligere observasjoner av den samme variabelen.

Som en konsekvens av at tidsseriedata ikke oppfyller forutsetningen om uavhengige observasjoner, må Gauss-Markov forutsetningene fremstilt i delkapittel 4.1.3 modifiseres. I den videre fremstillingen benyttes notasjonen « t » for å indikere at det er forutsetninger for tidsseriedata som presenteres.

1. Koeffisientene (B-ene) må fortsatt være lineære.
2. Den andre forutsetningen sa at verdiene $Y_i, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ skulle komme fra et tilfeldig utvalg fra populasjonen, som besto av n observasjoner. Det var altså viktig at observasjonene var uavhengige av hverandre.

Forutsetningen vil som nevnt ikke være oppfylt for tidsseriedata. Gjennom å gjøre enkelte korreksjoner kan man likevel benytte tidsseriedata i økonomiske analyser. Det vil blant annet være avgjørende å oppnå stasjonæritet, som vil bli ytterligere forklart i delkapittel 4.2 nedenfor.

3. Hovedpunktet med den tredje forutsetningen var at i gjennomsnitt så må prediksjonsfeilen være lik 0, gitt forskjellige kombinasjoner av X-er: $(E(u_i | X_{2i}, \dots, X_{ki}) = 0$. Her må det gjøres modifikasjoner.

Med tidsseriedata blir ny notasjon $E(u_t | X_{jK}) = 0$. Forventningsverdien til prediksjonsfeilen må altså fortsatt være lik 0, men kriteriet for når det må være slik endres. Uttrykket over sier at forventningsverdien til prediksjonsfeilen for observasjon t , gitt alle forskjellige observasjoner (j) over hele tidsperioden (K), må være lik 0. I tilfellet med tverrsnittsdata, var

det tilstrekkelig at sammenhengen holdt for hvert enkelt individ. Det er ikke lenger tilfredsstillende, da man ikke har et tilfeldig utvalg.

4. Forutsetningen om ingen eksakt multikolaritet mellom de uavhengige variablene gjelder også for tidsseriedata.

Dersom forutsetningene ovenfor er oppfylt for tidsseriedata, sier man at dataene er unbiased/forventningsrette.

5. Forutsetningen om homoskedastiske feilledd må endres, tilsvarende som for forutsetning 3. Ny notasjon blir $E(u_t^2 | X_{2t}, \dots, X_{jK}) = \sigma^2$. Feilleddet må fortsatt ha konstant varians lik en parameter, σ^2 , men det må nå være slik gitt alle forskjellige observasjoner (j), over hele tidsperioden (K). Endringen skyldes nok en gang at observasjonene ikke lenger er uavhengige av hverandre.
6. Forutsetningen om ingen autokorrelasjon i feilleddet, endres til $Cov(u_t u_s | X_{jK}) = 0$. Kovariansen mellom et feilledd og feilleddet for en annen observasjon, må være lik 0, gitt alle observasjoner (j) over hele tidsperioden (K). Også her gjøres modifikasjonen som konsekvens av at observasjonene ikke lenger er uavhengige av hverandre.

Dersom alle forutsetningene ovenfor er oppfylt for tidsseriedata, vil estimatene funnet gjennom OLS være BLUE.

4.2 Stasjonæritet og svak avhengighet

4.2.1 – Definisjoner

Dersom man benytter tidsseriedata i regresjonsanalyser, bryter man med en grunnleggende forutsetning, nemlig at utvalget ikke lenger er tilfeldig. Tidsseriedata kan likevel benyttes i regresjonsanalyser ved å gjøre enkelte korreksjoner. Den viktigste betingelsen som må være oppfylt er at tidsserien må være stasjonær. En stasjonær tidsserie innebærer blant annet at tidsserien ligner på et tilfeldig utvalg, slik at selv dersom f.eks. rekkefølgen i datasettet byttes om, vil datasettet se noenlunde likt ut. Stasjonære data har med andre ord ingen tidstrend.

Svak avhengighet dreier seg om at korrelasjonen mellom en observasjon, X_t , og en annen observasjon, X_{t+h} , går mot 0 når avstanden mellom dem, h , går mot uendelig. Det motsatte, en høy grad av persistens i tidsserien innebærer at endringer i en periode vil ha en innvirkning på neste perioders verdier i lang tid fremover.

Dersom en tidsserie er både stasjonær og svakt avhengig, medfører det at estimatorene funnet gjennom OLS har en tendens til å nærme seg den faktiske estimatoren for populasjonen, som gjør at tidsseriedata kan anvendes i regresjoner. Skulle derimot dataene som analyseres ikke være stasjonære, kan resultatene fra regresjonen være sterkt misvisende. Bruk av slike ikke-stasjonære tidsseriedata kan blant annet gi resultater om statistisk signifikante sammenhenger mellom variabler som ikke eksisterer.

4.2.2 – Kriterier for stasjonærhet

En stasjonær tidsserie må oppfylle følgende tre krav:

- $E(X_t) = \mu$ – Forventningsverdien til X må være konstant.
- $Var(X_t) = \sigma^2$ – Variansen til X må være konstant.
- $Cov(X_t, X_{t+h}) = f(h)$ – Kovariansen mellom en observasjon og en annen observasjon med avstanden h mellom seg, må være en funksjon av h . Kovariansen kan altså ikke være en funksjon av tid, $f(t)$.

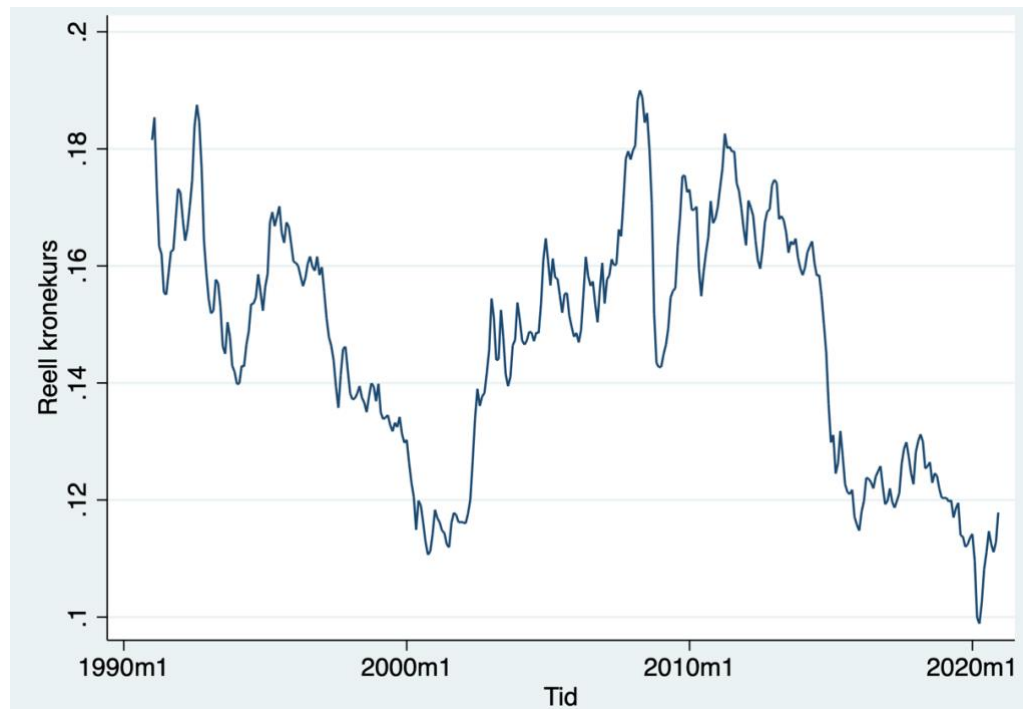
4.2.3 – Kriterier for svak avhengighet

En svakt avhengig tidsserie må oppfylle følgende krav:

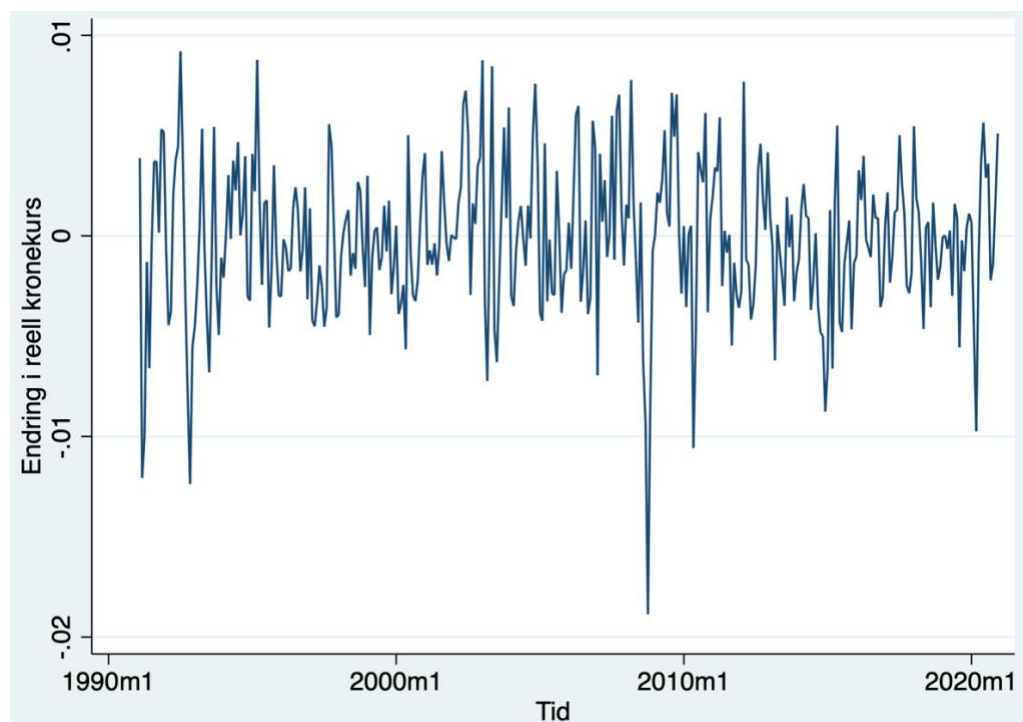
- $Corr(X_t, X_{t+h}) \rightarrow 0$, når $h \rightarrow \infty$ – Korrelasjonen mellom en observasjon og en annen observasjon, med avstanden h mellom seg, må gå mot 0 når avstanden mellom observasjonene (h) går mot uendelig.

4.2.4 – Teste for stasjonæritet

I enkelte tilfeller kan man ved et grafisk plott av en tidsserie oppdage, eller se tendenser til ikke-stasjonæritet. Nedenfor presenteres en graf for utviklingen i reell kronekurs målt mot USD (Figur 4.2), og en graf for endringen i reell kronekurs målt mot USD (Figur 4.3) – førstedifferansen:



Figur 4.2



Figur 4.3

Rent visuelt er det mulig å si noe om hvilken av tidsseriene som ser ut til å være stasjonær. Plottet for utviklingen i reell kronekurs ser hverken ut til å ha konstant forventningsverdi eller konstant varians. Plottet for endringen i reell kronekurs ser imidlertid ut til å ha et konstant gjennomsnitt nær 0, og noenlunde konstant varians. Basert på de grafiske plottene av tidsseriene, kan det derfor se ut til at tidsserien for utviklingen i reell kronekurs er ikke-stasjonær, mens tidsserien for endringen i reell kronekurs er stasjonær.

Det er imidlertid hensiktsmessig å gjennomføre konkrete tester for hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ikke, for å oppnå en høyere grad av sikkerhet. I den forbindelse presenteres både en Dickey-Fuller test og en Augmented Dickey-Fuller test, som er de testene for stasjonærhet som benyttes i analysen.

Dickey-Fuller test

Innledningsvis presenteres en enkel AR (1) modell, altså en autoregressiv modell bestående av én lagget verdi:

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

For å avgjøre hvorvidt tidsserien er stasjonær eller ikke, benyttes en Dickey-Fuller test med følgende hypoteser:

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

$$H_A: \rho < 1 \text{ (stasjonær)}$$

Årsaken til at en tidsserie er stasjonær dersom $\rho < 1$, er at et sjokk i en periode vil dø ut over tid, slik at sjokkets effekt er tidsmessig begrenset. I tilfellet hvor $\rho = 1$, vil ikke sjokket dø ut, og dermed få en permanent effekt i fremtiden. Videre gjøres følgende modifikasjon:

Transformerer til endringsform:

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

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t$$

Definerer θ som $(\rho - 1)$, og får:

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

Nå kan man teste for stasjonæritet ved hypotesene:

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

$$H_A: \theta < 0 \text{ (stasjonær)}$$

For å konkludere i testen, sammenlignes t-verdien funnet for θ med en kritisk verdi funnet i Dickey-Fuller fordelingen (også kalt Tau-fordelingen). Årsaken til at nettopp denne sannsynlighetsfordelingen anvendes, er at nullhypotesen innebærer at tidsserien er ikke-stasjonær. Dersom nullhypotesen er sann, vil t-fordelingen følgelig være ugyldig. Derfor trengs det en annen sannsynlighetsfordeling ved utførelse av testen. Konklusjonen i testen blir følgelig:

Dersom $t > DF^{kritisk}$, forkastes H_0 ,

og det er funnet belegg for å påstå at tidsserien er stasjonær.

Dersom $t < DF^{kritisk}$, beholdes H_0 ,

og det er funnet belegg for å påstå at tidsserien er ikke – stasjonær.

Dersom nullhypotesen beholdes, slik at $\theta = 0$ (og $\rho = 1$), eksisterer det en enhetsrot, hvilket innebærer at tidsserien er ikke-stasjonær.

Augmented Dickey-Fuller test

En Augmented Dickey-Fuller test er en mer komplisert og grundigere test for stasjonæritet, da den tar hensyn til større grad av dynamikk og seriekorrelasjon i tidsserien, ved å inkludere laggede verdier. Generelt, med p antall laggede verdier, formuleres ligningen:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + u_t, \text{ hvor } \theta \text{ er definert som over.}$$

Deretter tester man på bakgrunn av følgende hypoteser:

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

$$H_A: \theta < 0 \text{ (stasjonær)}$$

Også her sammenligner man t-verdien beregnet for θ med en kritisk verdi fra Dickey-Fuller fordelingen for å konkludere hvorvidt tidsserien er stasjonær eller ikke:

*Dersom $t > DF^{kritisik}$, forkastes H_0 ,
og det er funnet belegg for å påstå at tidsserien er stasjonær.
Dersom $t < DF^{kritisik}$, beholdes H_0 ,
og det er funnet belegg for å påstå at tidsserien er ikke – stasjonær.*

4.2.5 – Korreksjon for ikke-stasjonærhet

Det finnes flere metoder for å korrigere ikke-stasjonære tidsserier slik at de blir stasjonære, og derigjennom også svakt avhengige. Den vanligste fremgangsmåten er å transformere tidsserien til endringsform av en eller annen ordre (f.eks. ta førstedifferansen). I den videre analysen blir nettopp denne fremgangsmåten benyttet.

For å illustrere fremgangsmåten tas det utgangspunkt i en tidsserie preget av høy persistens, altså at en verdi i dag er en god indikasjon på hva verdien vil være i fremtiden, f.eks. en «random walk». En AR (1) prosess med en $\rho = 1$ kalles en random walk:

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

En slik «highly persistent» tidsserie vil ikke være stasjonær, da den vil være preget av autokorrelasjon og varierende varians, med den følge at tidsserien ikke kan benyttes i vanlig regresjon (Hill, et al., 2009).

Skulle man ønske å predikere en fremtidig verdi av y_t , kalt y_{t+h} , får man:

$$y_{t+h} = y_t + u_{t+1} + u_{t+2} + \dots + u_{t+h}$$

Forventningsverdien til uttrykket over gitt observasjon y_t , blir som følger:

$$E(y_{t+h}|y_t) = y_t,$$

under forutsetningen at forventningsverdien til feilleddene er lik 0 (Gauss-Markov).

Resultatet innebærer at uavhengig av hvor langt frem i tid y_{t+h} er, så vil den beste mulige prediksjonen være lik y_t . En slik situasjon er en sterk indikasjon på at tidsserien er highly persistent, eller at tidsserien ikke er svakt avhengig.

Korrigere ved å ta førstedifferanse

For å gjøre en highly persistent og ikke-stasjonær tidsserie svakt avhengig og stasjonær, vil det ofte en tilfredsstillende løsning å ta førstedifferansen:

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

$$y_t - y_{t-1} = u_t$$

$$\Delta y_t = u_t$$

Da står man igjen med feilleddet (u_t) på høyre side. Dersom Gauss-Markov forutsetningene om forventningsverdi lik 0 og konstant varians lik σ^2 holder, vil førstedifferansen være svakt avhengig og stasjonær.

Selv om en tidsserie er highly persistent og ikke stasjonær, vil det ofte være slik at førstedifferansen er svakt avhengig og stasjonær. Dersom prosessen hvor det tas førstedifferansen løser problemet med ikke-stasjonærhet, har det skjedd en I (1)-prosess (integert av første orden). Det betyr at en ikke-stasjonær tidsserie har blitt transformert til en stasjonær tidsserie ved å ta førstedifferansen. Selv om førstedifferansen ofte vil løse problemet med ikke-stasjonærhet, vil det ikke alltid være slik. I en slik situasjon vil det imidlertid være mulig å ta differansen en gang til. Dersom problemet nå løses, har det skjedd en I (2)-prosess (integert av andre orden).

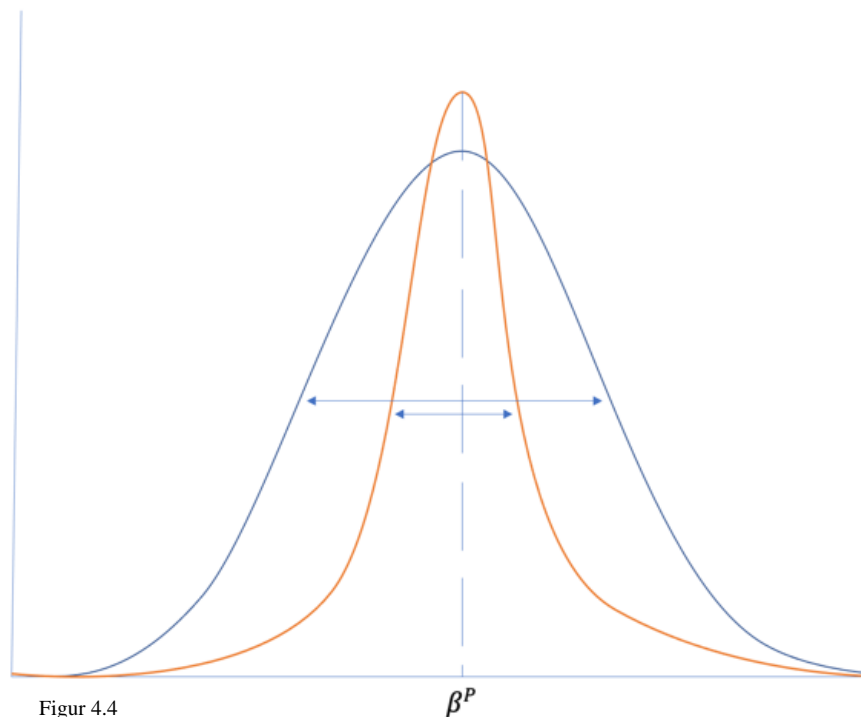
4.3 Autokorrelasjon i feilledet

4.3.1 – Definisjon

Viktigheten av ingen autokorrelasjon i feilledet ble introdusert som en av Gauss-Markov forutsetningene. Autokorrelerte feilledd innebærer at:

$$\text{cov}(u_i, u_s) \neq 0, \quad i \neq s$$

Kovariansen mellom feilleddene til forskjellige observasjoner er altså ikke lik 0 når feilleddene er autokorrelerte. Et feilledd i en periode har dermed en innvirkning på feilledet i en annen periode, slik at feilleddene ikke er tilfeldige. Den viktigste konsekvensen av autokorrelerte feilledd er at OLS ikke lenger er den beste lineære forventningsrette estimatoren. Det finnes altså andre lineære forventningsrette estimatorer som har en lavere utvalgsvarians enn estimatene funnet ved OLS, slik at de derfor anses som bedre. Grafisk kan det illustreres som i Figur 4.4:



Figur 4.4

Den blå grafen illustrerer her utvalgsfordelingen estimert gjennom OLS. Den oransje fordelingen illustrerer en annen utvalgsfordeling estimert gjennom en annen lineær forventningsrett estimator. Som vist i Figur 4.4, har den oransje grafen en lavere utvalgsvarians enn estimatene funnet gjennom OLS (blå graf). Det innebærer at ved bruk av estimatene representert ved den oransje grafen, vil man oftere

komme nærmere den faktiske parameteren for populasjonen, β^P , enn ved OLS. Derav eksisterer det per definisjon et bedre alternativ enn OLS, og OLS vil ikke lenger være BLUE. Selv med autokorrelerte feilledd vil estimatene fortsatt kunne være forventningsrette/unbiased.

4.3.2 – Vanlige årsaker til autokorrelasjon i feilleddet

Det finnes en rekke kjente årsaker til autokorrelasjon i feilleddet. Noen av dem er:

- Viktige uavhengige variabler er utelatt fra modellen.
- Feil spesifisering av funksjonen/feil funksjonsform – innebærer at den estimerte modellen ikke klarer å fange opp den reelle sammenhengen.
- Målefeil – kan være at uavhengige variabler blir målt feil eller ikke konsistent over tid.
- Strukturelt brudd – innebærer at tidsserien endrer karakter etter et brudd.

4.3.3 – Konsekvenser av autokorrelerte feilledd

Dersom en estimert regresjonsmodell har autokorrelerte feilledd, vil blant annet standardavvikene estimert gjennom OLS ofte bli lavere enn standardavviket faktisk er. Det vil få konsekvenser for de beregnede t-verdiene:

$$t = \frac{\hat{\beta} - \beta_{H_0}}{SE_{\hat{\beta}}}$$

Dersom nevneren i uttrykket er lavere enn hva den burde vært, blir den beregnede t-verdien tilsvarende høyere enn den egentlig er. Det kan lede til feil konklusjoner i prosessen hvor man foretar inferens (avgjør hvorvidt en variabel er statistisk signifikant eller ikke). Videre vil også F-tester og R^2 bli påvirket. Til tross for at standardavvikene estimeres lavere enn hva de faktisk er, vil OLS ofte fortsatt gi forventningsrette koeffisienter, under den forutsetning at autokorrelasjonen i feilleddet ikke skyldes utelating av viktige variabler.

4.3.4 – Teste for autokorrelasjon i feilleddet

En test for autokorrelasjon i feilleddet som ofte benyttes, er Breusch-Godfrey testen, som normalt også er den testen som anbefales. Testen utføres som følger:

Anta at følgende modell estimeres:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 X_t + u_t$$

De estimerte feilleddene fra modellen, \hat{u}_t , beholdes, og det gjennomføres en ny regresjon hvor det estimerte feilleddet er den avhengige variabelen. Før man gjør det, må man ta stilling til hvilken grad av autokorrelasjon man ønsker å teste for. Ved en test for første ordens autokorrelasjon, vil modellen se slik ut:

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 X_t + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + w_t$$

Denne modellen vil kun teste for 1. ordens autokorrelasjon, fordi den kun inneholder én lagget verdi av det estimerte feilleddet på høyre side. En test for f.eks. 12. ordens autokorrelasjon ville derav inkludert de opprinnelige uavhengige variablene fra den første modellen, samt 12 laggede verdier av det estimerte feilleddet på høyre side.

Neste steg er å foreta en F-test for å teste hvorvidt tidligere perioders estimerte feilledd har en statistisk signifikant effekt på det estimerte feilleddet i periode t . Først formuleres hypotesene:

$$H_0: \delta_1 = 0 \text{ (ingen autokorrelasjon)}$$

$$H_A: \text{En eller flere påstander i } H_0 \text{ er feil (autokorrelasjon)}$$

I en test for 1. ordens autokorrelasjon, vil nullhypotesen kun inneholde en påstand, nemlig at den estimerte koeffisienten som tilhører den laggede verdien av feilleddet er lik 0. Det vil innebære at feilleddet i forrige periode ikke har noen statistisk signifikant effekt på feilleddet i inneværende periode, slik at feilleddet ikke er autokorrelert av første orden.

Videre må man finne kritiske verdier fra F-fordelingen, for det relevante signifikansnivået og de aktuelle frihetsgradene i teller og nevner:

$$F_\alpha(DF_1, DF_2), \text{ hvor } DF_1 = \text{antall påstander i } H_0, \\ DF_2 = \text{antall observasjoner} - \text{antall beregnede koeffisienter},$$

og α er relevant signifikansnivå.

Deretter må man beregne en F-verdi ved hjelp av følgende formel:

$$F = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2)/m}{(1 - R_{ur}^2)/(n - k)}$$

R^2 uten restriksjoner er den estimerte modellen med feilleddet som avhengig variablers forklaringskraft, mens R^2 med restriksjoner i en Breusch-Godfrey test er lik 0.

For å konkludere i testen, sammenlignes beregnet F-verdien med den kritiske F-verdien funnet i tabell for relevant signifikansnivå:

*Dersom $F < F^{kritisk}$, vil H_0 beholdes,
og det er funnet bevis for ingen autokorrelasjon i feilleddet.*

*Dersom $F > F^{kritisk}$, vil H_0 forkastes,
og det er funnet bevis for autokorrelerte feilledd.*

4.3.5 – Korrigere for autokorrelasjon i feilleddet

Ved funn av autokorrelerte feilledd må modellen korrigeres, slik at feilleddene ikke lenger er autokorrelerte. Man kan korrigere for autokorrelerte feilledd på flere måter. Først vil det være naturlig å forsøke å inkludere flere variabler som kan tenkes å ha en innvirkning. I modeller med tidsseriedata er et foretrukket tiltak å inkludere laggede verdier av den avhengige variabelen. Man kan også velge å ta variablene på endringsform, men det forutsetter at dataene i utgangspunktet er på nivåform, da det ikke er ønskelig å ta endringen av en endring. Gjennom å ta variablene på endringsform, mister man langsiktig informasjon, i tillegg til at en slik korreksjon i mange tilfeller ikke er tilstrekkelig for å bli kvitt autokorrelerte feilledd.

Dersom ingen av metodene ovenfor har ønsket effekt, kan man benytte fGLS, eller feasible Generalized Least Squares. En slik fremgangsmåte er et alternativ til OLS, og innebærer at man erstatter det opprinnelige autokorrelerte feilleddet i den estimerte modellen med et nytt feilledd som ikke er autokorrelert (Bruno, 2020).

4.4 Heteroskedastisitet

Avslutningsvis er det viktig å huske at det må testes for heteroskedastisitet, gjennom f.eks. en Breusch-Pagan test. Ved heteroskedastisitet må problemet korrigeres for, f.eks. ved å benytte robuste standardfeil av White-typen. «I praksis betyr dette at beregningene til $se(b_j)$ i nevneren til t-verdien blir riktig, slik at t-tester kan gjennomføres som før» (Sucarrat, 2018, s. 142).

4.5 Fremgangsmåte og valg av variabler

For å danne grunnlaget for å besvare valgt problemstilling, har det blitt estimert et sett av forskjellige regresjonsmodeller. For å teste hvorvidt oljeprisen har en signifikant effekt på Hovedindeksen, reell kronekurs målt mot USD og arbeidsledigheten i Norge, estimeres det innledningsvis tre forskjellige modeller som består av månedlige observasjoner fra hele den valgte tidsperioden (1991-2020), med oljepris som uavhengig variabel. Deretter gjennomføres det en Quandt-Andrews test for strukturelle brudd med ukjent bruddato. Et strukturelt brudd i en tidsserie er definert som «when a time series abruptly changes at a point in time» (Stata, u.å.a). En test for et slikt strukturelt brudd går ut på å teste for hvorvidt koeffisientene i en tidsserieregresjon varierer over tidsperioden, før og etter en ukjent bruddato (Stata, u.å.b). Deretter estimeres nye modeller for periodene før og etter bruddet, for å undersøke hvorvidt sammenhengene har endret seg.

4.5.1 – Valg av variabler

4.5.1.1 – Oljepris (Brent Crude)

Månedlige data for oljeprisen (målt i USD), er hentet fra U.S. Energy Information Administration (eia, 2021). Dataene omfatter prisen på Brent Crude, som også kalles nordsjøolje i Norge. Som konsekvens av at det er det norske størrelser som undersøkes, vil det være naturlig å bruke prisdata for nordsjøolje.

4.5.1.2 – Oslo Børs Hovedindeks

Historiske månedlige verdier for Hovedindeksen er hentet fra Oslo Børs (u.å.) og Euronext (2021b).

4.5.1.3 – Kronekurs målt mot USD (og KPI-er)

Historiske månedlige verdier for kronekursen målt mot USD er hentet fra Norges Bank (2021). For å være i stand til å lage reell kronekurs og reell oljepris, slik at det blir mulig å teste teorien i kapittel 3.2s validitet i praksis, hentes det inn data for konsumprisindeksene i Norge og USA. KPI for Norge er hentet fra SSB (2021), og KPI for USA er hentet fra Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). Alle KPI-data har 2015 som basisår (2015=100).

4.5.1.4 – Arbeidsledighet

Månedlige tall for helt arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken er hentet fra Arbeids- og velferdsetaten (NAV, 2021). Det finnes to forskjellige mål på arbeidsledighet i Norge; tall fra NAV og AKU (arbeidskraftundersøkelsen). AKU er en utvalgsundersøkelse utført av SSB. Som konsekvens av at det finnes to forskjellige målemetoder, vil metodene gi noe ulike mål på arbeidsledigheten, hvor tallene fra NAV trolig kan tenkes å undervurdere den reelle arbeidsledigheten noe. Det henger sammen med at tallene fra NAV kun omfatter registrerte ledige hos NAV, samt at nyutdannede som ikke tidligere har vært i fulltidsarbeid ikke blir inkludert i tallene.

4.5.2 – Regresjonsmodellene

I forbindelse med analysene utarbeides det tre «hovedmodeller», da oljeprisens effekt på Hovedindeksen, reell kronekurs målt mot USD og arbeidsledighet skal utredes. Modellene vil være utgangspunktet for det videre arbeidet i analysen, hvor nødvendige modifikasjoner vil bli gjort i hvert tilfelle for at de endelige modellene skal tilfredsstillende gjeldene forutsetninger. Hovedmodellene ser ut som følger:

$$\Delta Hovedindeks_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta oljepris_t + u_t \quad (1)$$

$$\Delta Reell\ kronekurs_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta Reell\ Oljepris_t + u_t \quad (2)$$

$$\Delta Arbeidsledighet_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta Oljepris_t + u_t \quad (3)$$

Δ , som står foran alle variablene indikerer at variablene er på endringsform (førstedifferanse), som var nødvendig for å oppnå stasjonæritet.

4.5.3 – Valg av signifikansnivå

I forbindelse med testene og analysene i kapittel 5 nedenfor, benyttes et signifikansnivå lik 5%, i tråd med annen samfunnsøkonomisk forskning.

5.0 Analyser og funn

5.1 Hovedindeks og oljepris

5.1.1 – Hele tidsperioden (1991-2020)

Den modellen som gir mest informasjon om sammenhengen, og som derav ønskes estimert, er følgende modell:

$$\text{Hovedindeks}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Oljepris}_t + u_t$$

5.1.1.1 – Stasjonæritet

Første steg ved estimering av samtlige modeller er å teste de aktuelle tidsseriene for stasjonæritet. Ved et grafisk plot av både Hovedindeks og oljepris, ser det ut til å være problemer med ikke-stasjonæritet. En Dickey-Fuller test og Augmented Dickey-Fuller tester fra 1 til og med 5 laggede verdier bekreftes antakelsene, og det er grunnlag for å påstå at både Hovedindeks og oljepris på nivåform er ikke-stasjonære tidsserier. Det å benytte slike ikke-stasjonære tidsserier i regresjon er som tidligere nevnt ikke ønskelig, da det kan gi feilaktige resultater.

For å korrigere tidsseriene for ikke-stasjonæritet, tas førstedifferansen. Ved å gjennomføre de samme Dickey-Fuller testene med variablene på endringsform, er det nå grunnlag for å påstå at begge tidsseriene er blitt stasjonære (p-verdier på 0,0000). Dersom en tidsserie går fra å være ikke-stasjonær til å bli stasjonær ved å ta førstedifferansen, har det skjedd en I(1)-prosess.

Følgende stasjonære modell kan nå presenteres:

$$\Delta \text{Hovedindeks}_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta \text{oljepris}_t + u_t$$

5.1.1.2 – Autokorrelasjon

En Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon i feilleddet opp til og med 12 laggede verdier, avdekker bevis for at modellens estimerte feilledd ser ut til å være autokorrelerte. Det testes opp til og med 12 laggede verdier av feilleddet, fordi dataene benyttet er månedlige, og det kan potensielt være slik at observasjonen for januar et år er korrelert med observasjonen for januar et år tidligere.

For å korrigere for autokorrelasjon i feilleddet, inkluderes det flere variabler i regresjonsmodellen. AIC (Akaike Information Criterion) benyttes for å bestemme hvor mange laggede verdier som er optimalt for den aktuelle modellen. Ved å inkludere en lagget verdi av den avhengige variabelen (Hovedindeks), indikerer nye Breusch-Godfrey tester at regresjonsmodellen ikke lenger har problemer med autokorrelasjon i feilleddet opp til og med 12 laggede verdier. Ny modell uten autokorrelerte feilledd blir følgelig:

$$\Delta Hovedindeks_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta Hovedindeks_{t-1} + \beta_3 \Delta oljepris_t + u_t$$

5.1.1.3 – Heteroskedastisitet

En Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet indikerer at den estimerte modellen har problemer med heteroskedastisitet. Det bør derav benyttes heteroskedastisitetsrobuste standardfeil av White-typen i den endelige modellen, slik at t-testene blir riktige.

5.1.2 – Test for strukturelle brudd

Før regresjonsresultatene presenteres, undersøkes det hvorvidt sammenhengen mellom Hovedindeks og oljepris har endret seg i løpet av valgt tidsperiode. I den forbindelse gjennomføres det en Quandt-Andrews test for strukturelle brudd uten kjent brudddato. Testen estimerer et strukturelt brudd i juni 2005. Tidsperioden deles nå i to, hvor juni 2005 markerer skillet mellom periodene. Det estimeres nye regresjonsmodeller for hver av delperiodene, med den hensikt å undersøke hvorvidt sammenhengen er forskjellig i de to periodene.

5.1.3 – Korreksjoner av modellene før og etter bruddet

Under utarbeidelsen av de estimerte regresjonsmodellene før og etter bruddet, er det benyttet tilsvarende korreksjonsmetoder som for den estimerte modellen for hele tidsperioden. Alle tidsserier måtte eksempelvis korrigeres for ikke-stasjonæritet ved å ta førstedifferansen. Nødvendige korreksjoner og regresjonsresultater er oppsummert i Tabell 1 nedenfor.

5.1.4 – Estimerte regresjonsmodeller for Hovedindeks og oljepris

Regresjonsresultatene presenteres i Tabell 1 nedenfor, hvor både laggede verdier av avhengig variabel og konstantleddet er holdt utenfor, da det vil lette tabellens leselighet, samt at de er irrelevante for den videre analysen.

Tabell 1: regresjonsresultater for Oljepris og Hovedindeks			
	$\Delta Hovedindeks_t$ (1991-2020)	$\Delta Hovedindeks_t$ (1991-2005)	$\Delta Hovedindeks_t$ (2005-2020)
$\Delta Oljepris_t$	1,836 (4,42)	0,021 (0,06)	1,784 (4,11)
Antall observasjoner	358	172	185
R^2	0,1533	0,0157	0,1740
Lags avhengig variabel	1	1	0
BG test p-verdi	Alle over 5%	Alle over 5%	Alle over 5%
Standardfeil	Robuste	Normale	Robuste
Strukturelt brudd	Ja (juni 2005)		

Tabell 1

Den estimerte regresjonsmodellen for hele tidsperioden (1991-2020) indikerer at månedlig endring i oljepris har en statistisk signifikant positiv effekt på endringen i Hovedindeksen i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik 4,42 og p-verdi lik 0,0000). Dersom oljeprisen øker med 1 USD en måned, vil Hovedindeksen i henhold til modellen øke med 1,836 poeng den samme måneden.

Den estimerte regresjonsmodellen for første delperiode (1991-2005) indikerer at månedlig endring i oljepris har en ikke-signifikant effekt på endringen i Hovedindeksen i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik 0,06 og p-verdi lik 0,95).

Den estimerte regresjonsmodellen for andre delperiode (2005-2020) indikerer at månedlig endring i oljepris har en statistisk signifikant positiv effekt på endringen

i Hovedindeksen i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik 4,11 og p-verdi lik 0,0000). Dersom oljeprisen øker med 1 USD en måned, vil Hovedindeksen i henhold til modellen øke med 1,784 poeng den samme måneden.

5.1.5 – Hvorfor ble oljeprisens effekt signifikant etter 2005?

Før det estimerte strukturelle bruddet i juni 2005, hadde ikke månedlige endringer i oljeprisen en signifikant effekt på endringen i Hovedindeksen i samme måned, ifølge den estimerte modellen for første delperiode (1991-2005). Etter juni 2005 viser den estimerte modellen for andre delperiode (2005-2020) derimot en signifikant positiv effekt. Hva kan være årsakene til at Hovedindeksen ble avhengig av endringer i oljeprisen etter juni 2005?

Oljeprisen vil ha en effekt på aksjekursen til olje- og energiselskaper, da den direkte påvirker selskapenes inntjening. Inntjeningen påvirker kontantstrømmen, som igjen får betydning for verdsettelsen av selskapene, når fremtidige kontantstrømmer diskonteres tilbake for å beregne nåverdi. Det kan også være slik at endringer i oljeprisen vil ha effekt på aksjekursen til selskaper som ikke produserer og selger olje, men effekten vil trolig være markant lavere, dersom det eksisterer en sammenheng i det hele tatt. En naturlig forklaring på hvorfor oljeprisens effekt på Hovedindeksen ble signifikant etter 2005, vil derfor være å studere hvilke typer selskaper som var inkludert i Oslo Børs Hovedindeks, og hvorvidt det skjedde endringer i denne sammensetningen rundt eller i forkant av tidspunktet for det estimerte strukturelle bruddet.

Delprivatiseringen av Statoil/Equinor

Equinor ASA (tidligere Statoil) utgjorde per 31.03.2021 12,81% av Hovedindeksen (Euronext, 2021a). Frem til rundt 2001 var Statoil 100% eid av den norske stat. I en utredning gjort av Regjeringen i 2000-2001, fremkom følgende konklusjon; «Regjeringen er kommet til at introduksjon av flere eiere og børsnotering vil sikre fellesskapets interesser på en bedre måte enn dagens struktur» (Regjeringen, 2001). Den 18. juni 2001 ble Statoil notert på Oslo Børs (Equinor, 2001), og delprivatiseringen foregikk gradvis over de neste årene. Per i dag eier Olje og Energidepartementet 67% av aksjene i Equinor (Dagens Næringsliv, 2021).

Det faktum at Statoils aksjekurs etter hvert utgjorde en betydelig andel av Hovedindeksens verdi, er trolig en av de viktigste årsakene til at Hovedindeksen ble mer avhengig av oljeprisen i årene etter børsnoteringen av Statoil i 2001.

Andre faktorer

Andre store olje- og energiselskaper som har blitt notert på Oslo Børs de siste par årene, som Aker BP, Subsea 7, TGS og DNO, vil trolig være naturlige bidragsytere til at endringen i oljepris har hatt en signifikant effekt på Hovedindeksen i senere tid. Per 1. januar 2006, utgjorde energiaksjer 57% av den totale markedsverdien på Oslo Børs (Olsen & Velgaard, 2015). En større andel av aksjene var oljerelevante (det ble ikke funnet konkrete tall). Total andel oljeselskaper som andel av Hovedindeksen har siden 2006 falt noe, og var i 2020 rundt 20% (Johansen, 2020). Andelen olje- og energiaksjer som andel av Hovedindeksen var betydelig lavere før Statoil og andre større olje- og energiselskaper ble børsnotert i årene etter 2001.

5.1.6 – Tidligere forskning

Johansen (2020) analyserte oljeprisens effekt på Hovedindeksen fra 2011 til 2020, med utgangspunkt i påstanden, «Det er en utbredt oppfatning at en investering i Norge sterkt påvirkes av oljeprisen» (Johansen, 2020).

Basert på økonometriske analyser konkluderte Johansen (2020) med at oljesektoren på Oslo Børs, som utgjør ca. 20% av Hovedindeksen i 2020, er den sektoren som påvirkes klart mest av oljeprisen. Det ble funnet en klar sammenheng mellom oljeprisen og kursutviklingen i oljeselskapene de siste 9 årene. I gjennomsnitt ga en 10% endring i oljeprisen en 7,4% endring i kursen på aksjene i oljeselskapene. Den estimerte effekten på de resterende aksjene, ca. 80% av Hovedindeksen, var betydelig svakere. For norskbaserte virksomheter var den estimerte effekten slik at en 10% endring i oljeprisen førte til at aksjekursene i gjennomsnitt endret seg med 2%. Effekten skyldes trolig en indirekte påvirkning på den samlede etterspørselen (som drøftet i delkapittel 3.1.2). «Veksten i petroleumsnæringen har sterke ringvirkninger til resten av fastlandsøkonomien» (Bjørnland & Thorsrud, 2015).

Som konsekvens av at oljeprisen har effekt på kronekursen, kan man kanskje se en negativ sammenheng mellom oljepris og eksportvirksomheter. Det skyldes at når oljeprisen faller, så faller kronekursen, hvilket er positivt for annen norsk

eksportvirksomhet. Til tross for antakelsene om negativ effekt, viste Johansens (2020) estimerte regresjonsmodell en positiv sammenheng. Norske eksportbedrifter ble også positivt påvirket av oljeprisen i perioden. En 10% endring i oljeprisen har i gjennomsnitt gitt en 1,3% endring i aksjekursene til eksportbedriftene (utenom olje).

Oppsummering

«Analysen viser at sensitiviteten hovedsakelig er konsentrert til olje- og gassektoren, som i Norge er stor. Resten av de norske selskapene notert på Hovedindeksen, 80% av selskapene i indeksen, er ikke spesielt oljesensitive» (Johnsen, 2020). Altså, olje- og gassektoren er større i Norge enn i mange andre land, men majoriteten av de norske selskapene notert på Oslo Børs er ikke spesielt preget av endringer i oljeprisen.

Johansens funn vedrørende oljeprisens effekt på Hovedindeksen støtter hypotesene i delkapittel 5.1.5 om hvorfor oljepris ikke hadde en signifikant effekt på Hovedindeksen før andelen oljerelaterte aksjer ble større, etter ca. 2001. Når andelen aksjer inkludert i Hovedindeksen som er avhengig av oljeprisen øker, vil det altså trolig føre til at Hovedindeksens avhengighet av oljeprisen øker. Analysene ovenfor bekrefter det aktuelle synspunktet.

5.2 Reell kronekurs (USD) og reell oljepris

5.2.1 – Hele tidsperioden (1991-2020)

For å være i stand til å teste validiteten til teorien som ble presentert i delkapittel 3.2 i praksis, konstrueres det reelle størrelser for både kronekurs målt mot USD og oljepris, hvor det benyttes en KPI hvor 2015 = 100 (basisår) (SSB, 2021 og Federal Reserve Bank of St. Louis, 2021). Modellen som gir mest informasjon, og som derfor i utgangspunktet ønskes estimert er:

$$\text{Reell kronekurs}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Reell Oljepris}_t + u_t$$

5.2.1.1 – Stasjonæritet

Både en Dickey-Fuller test og Augmented Dickey-Fuller tester fra 1 til og med 5 laggede verdier, indikerer at begge tidsseriene er ikke-stasjonære. For å korrigere tidsseriene, tas førstedifferansen. Nye tilsvarende tester gir grunnlag for å påstå at begge tidsseriene nå er stasjonære, slik at det har skjedd en I (1)-prosess. Regresjonsmodellen ser følgende slik ut:

$$\Delta \text{Reell kronekurs}_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta \text{Reell Oljepris}_t + u_t$$

5.2.1.2 – Autokorrelasjon

En Breusch-Godfrey test for autokorrelerte feilledd opp til og med 12 laggede verdier av feilleddet, viser klare tegn til at den estimerte modellen har autokorrelerte feilledd. For å korrigere for autokorrelasjon i feilleddet, inkluderes det laggede verdier av avhengig variabel (Reell kronekurs). Det fremkommer gjennom bruk av AIC at to laggede verdier er optimalt. En inkludering av to laggede verdier av avhengig variabel korrigerer for autokorrelasjon i feilleddet, som bekreftes av ny Breusch-Godfrey test. Den estimerte regresjonsmodellen blir:

$$\Delta \text{Reell kronekurs}_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta \text{Reell kronekurs}_{t-1} + \beta_3 \Delta \text{Reell kronekurs}_{t-2} + \beta_4 \Delta \text{Reell Oljepris}_t + u_t$$

5.2.1.3 – Heteroskedastisitet

En Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet konkluderer med at det ikke er problemer med heteroskedastisitet, slik at normale standardfeil kan benyttes.

5.2.2 – Test for strukturelle brudd

Før regresjonsresultatene presenteres, undersøkes det hvorvidt sammenhengen mellom reell kronekurs målt mot USD og reell oljepris har endret seg i løpet av valgt tidsperiode. I den forbindelse gjennomføres det nok en gang en Quandt-Andrews test for strukturelle brudd uten kjent bruddato. Testen estimerer et brudd i mars 2005. Tidsperioden deles nå i to, hvor mars 2005 markerer skillet mellom periodene. Det estimeres nye regresjonsmodeller for hver periode, for å undersøke hvorvidt sammenhengen er forskjellig i de to periodene.

5.2.3 – Korreksjoner av modellene før og etter bruddet

Under utarbeidelsen av de estimerte regresjonsmodellene før og etter det strukturelle bruddet, er det benyttet tilsvarende korreksjonsmetoder som for den estimerte modellen for hele tidsperioden. Alle tidsserier måtte eksempelvis igjen korrigeres for ikke-stasjonæritet ved å ta førstedifferansen. Nødvendige korreksjoner og regresjonsresultater vil oppsummeres i Tabell 2 nedenfor.

5.2.4 – Estimerte regresjonsmodeller for reell kronekurs (USD) og reell oljepris

Regresjonsresultatene presenteres i Tabell 2 nedenfor, hvor både laggede verdier av avhengig variabel og konstantleddet er holdt utenfor, da det vil lette tabellens leselighet, samt at de er irrelevante for den videre analysen.

	Tabell 2: regresjonsresultater for reell oljepris og reell kronekurs (USD)		
	$\Delta Reell\ kronekurs_t$ (1991-2020)	$\Delta Reell\ kronekurs_t$ (1991-2005)	$\Delta Reell\ kronekurs_t$ (2005-2020)
$\Delta Reell\ oljepris_t$	0,00029 (8,74)	0,000062 (0,65)	0,00034 (10,28)
Antall observasjoner	357	168	187
R^2	0,2938	0,1872	0,4418
Lags avhengig variabel	2	2	1
BG test p-verdi	Alle over 5%	Alle over 5%	Alle over 5%
Standardfeil	Normale	Normale	Normale
Strukturelt brudd	Ja (mars 2005)		

Tabell 2

Den estimerte regresjonsmodellen for hele perioden (1991-2020) indikerer at månedlig endring i reell oljepris har en statistisk signifikant positiv effekt på endringen i reell kronekurs målt mot USD i samme måned, ved en test på 5%

signifikansnivå (t-verdi lik 8,74 og p-verdi lik 0,0000). En økning i reell oljepris på 1 USD en måned, vil ifølge den estimerte regresjonsmodellen føre til en appresiering av reell kronekurs (svekkelse av norsk konkurransevne) på 0,00029. Funnene samsvarer med sammenhengene i modellen til Steigum (2004).

Den estimerte regresjonsmodellen for første delperiode (1991-2005) indikerer at månedlig endring i reell oljepris har en ikke-signifikant effekt på endringen i reell kronekurs målt mot USD i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik 0,65 og p-verdi lik 0,516). Resultatet for den første delperioden strider mot sammenhengene i modellen til Steigum (2004).

Den estimerte regresjonsmodellen for andre delperiode (2005-2020) indikerer at månedlig endring i reell oljepris har en statistisk signifikant positiv effekt på endringen i reell kronekurs målt mot USD i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik 10,28 og p-verdi lik 0,0000). En økning i reell oljepris på 1 USD en måned, vil ifølge den estimerte regresjonsmodellen føre til en appresiering av reell kronekurs målt mot USD på 0,00034 den samme måneden. En appresiering av kronekursen vil være sammenfallende med en svekkelse av norsk konkurransevne. Funnene for den andre delperioden samsvarer med sammenhengene i modellen til Steigum (2004).

5.2.5 – Hvorfor ble oljeprisens effekt signifikant etter 2005?

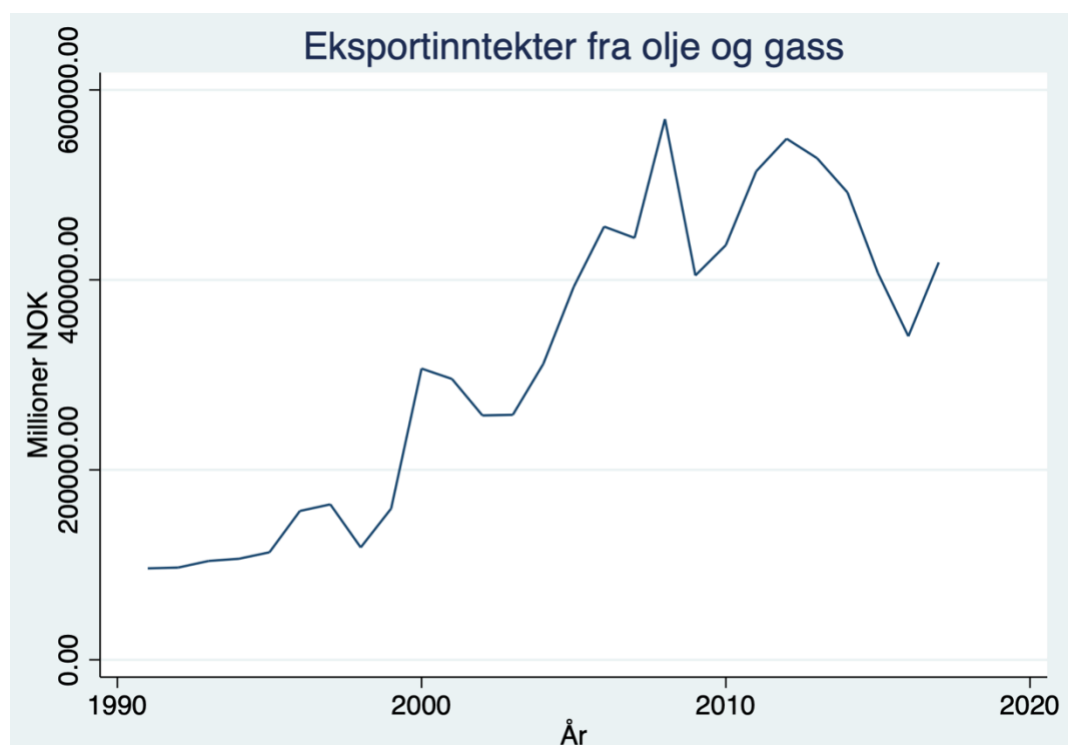
Før det estimerte strukturelle bruddet i mars 2005, hadde ikke månedlige endringer i reell oljepris en signifikant effekt på endringen i reell kronekurs målt mot USD i samme måned, i følge den estimerte modellen for første delperiode (1991-2005). Etter det strukturelle bruddet i mars 2005, indikerte derimot den estimerte regresjonsmodellen for andre delperiode (2005-2020) en signifikant positiv effekt. Hva kan være årsakene til at reell kronekurs målt mot USD ble avhengig av endringer i reell oljepris etter mars 2005?

En mulig forklaring kan være relatert til hva norsk eksport består av. Norsk eksport har historisk i stor grad vært konsentrert rundt eksport av petroleum (Norsk petroleum, 2021a). En grafisk illustrasjon av eksport av norsk petroleum som andel av total norsk vareeksport presenteres i Figur 5.1 nedenfor (Norsk petroleum, 2021a):



Figur 5.1

Norsk petroleums eksportandel har som nevnt vært høy under hele den illustrerte perioden, men det fremkommer en markant økning rundt år 2000. Nivået på eksport av olje vil trolig være en god indikasjon på eksportinntekter fra salg av olje. Nedenfor i Figur 5.2 presenteres en graf for årlige eksportinntekter fra salg av olje og gass fra 1991 til 2017 (i millioner kroner) (SSB, 2019):

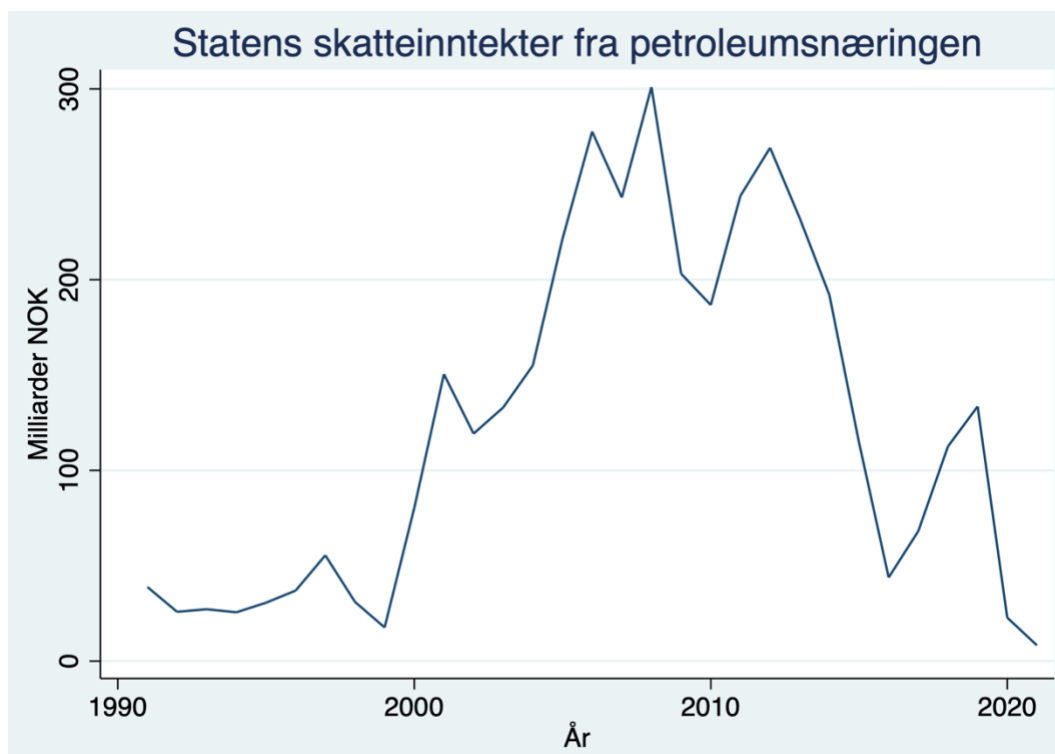


Figur 5.2

Det fremkommer av Figur 5.2 at inntektene fra eksport av olje og gass økte markant i årene etter 2000. Disse økte inntektene betales til oljeselskapene i USD. Med større produksjon og høyere inntekter følger også høyere kostnader og andre utbetalinger, som f.eks. skatter.

Når oljeselskapene skal betale generelle kostnader, petroleumsskatt eller andre skatter til norske myndigheter, må disse som hovedregel betales i NOK. Oljeselskapene må derfor tilby USD og etterspørre NOK for å kunne betale sine forpliktelser. Øker inntektene i USD, slik at de må betale mer skatter etc., vil de følgelig etterspørre mer NOK i vekslingsprosessen.

Grafen i Figur 5.3 nedenfor illustrerer skatteinntektene (i milliarder NOK) den norske stat har mottatt fra petroleumsnæringen (Norsk petroleum, 2021b):



Figur 5.3

Betalte skatter er et eksempel på utbetalinger oljeselskapene har, som økte betydelig i årene etter 2000. Økningen i skatter innebærer at oljeselskapene har måttet etterspørre mer NOK i bytte mot USD for å kunne betale skattene til staten. En større etterspørsel etter norske kroner vil i henhold til generell teori om tilbud og etterspørsel i et marked, medføre en appresiering i kronekursen målt mot USD.

Oppsummering

Oljeselskapenes behov for å veksele sine inntekter i USD, til diverse utbetalinger i NOK, ser ut til å være større i perioden etter 2000. Selskapenes inntekter har økt, både grunnet økt eksportert mengde og høyere gjennomsnittlig oljepris, slik at utbetalingene har økt (f.eks. skatter). De fleste utbetalinger må som nevnt betales i NOK, slik at etterspørselen etter NOK fra oljeselskapene øker, som kan tenkes å ha en signifikant effekt på den reelle kronekursen målt mot USD.

5.2.6 – Tidligere forskning

Bernhardsen & Røisland (2000) undersøkte hvilke faktorer som påvirker kronekursen. Nærmere bestemt ble KKI studert, som er «nominell effektiv kronekurs beregnet på grunnlag av kursene på NOK mot valutaene for Norges 35 viktigste handelspartnere» (Norges Bank, 2020). USD inngår i denne vektete kronekursen.

De langsiktige og kortsiktige funnene skilte seg litt fra hverandre, hvor «På lang sikt finner vi at kronekursen avhenger av oljeprisen og prisnivået i forhold til utlandet. På kort sikt blir kronekursen også påvirket av internasjonal finansuro og rentedifferansen mot utlandet» (Bernhardsen & Røisland, 2000). Det ble altså funnet en kortsiktig sammenheng hvor kronekursen avhenger av oljeprisen, tilsvarende funnene fra den økonometriske analysen ovenfor. Utredningen ble gjort for en del år siden, som svekker sammenligningspotensialet noe, men det bekreftes at oljeprisen etter all sannsynlighet vil påvirke kronekursen også i årene etter at analysen ble utført. Bernhardsen & Røisland (2000) fant altså signifikante effekter i en tidligere periode enn i analysen ovenfor (kun andre delperiode (2005-2020)). Den estimerte regresjonsmodellen for hele tidsperioden (1991-2020), tilsa imidlertid at oljepris hadde en signifikant effekt på kronekursen over den samme perioden som Bernhardsen & Røisland (2000) undersøkte.

Bjørnland & Thorsrud (2015) fant at redusert etterspørsel etter olje, som medfører en lavere oljepris, førte til en appresiering av reell valutakurs, som er sammenfallende med en depresiering av reell kronekurs. Cappelen et al. (2014) fant at også tilbudsrevet nedgang i oljeprisen innebar en depresiering av kronekursen.

I en forelesning i faget Anvendt Makroøkonomi, 17. september 2020 av foreleser Lars Christian Bruno, ble det presentert en tilsvarende analyse. Det ble her konkludert med at reell oljepris har en statistisk signifikant positiv effekt på reell kronekurs målt mot USD, som for øvrig er i tråd med både funnene og teorien presentert ovenfor.

Oppsummering

Funn gjort i denne oppgaven (hovedsakelig etter 2005), av Bernhardsen & Røisland (2000), Bjørnland & Thorsrud (2015), Cappelen et al. (2014), i forelesning av Lars Christian Bruno, samt modellen presentert i Steigum (2004), tyder alle på at endringer i oljeprisen har en statistisk signifikant positiv effekt på kronekursen.

5.3 Arbeidsledighet og oljepris

5.3.1 – Hele tidsperioden (1991-2020)

Modellen som gir mest informasjon, og som derfor ønskes estimert er:

$$\text{Arbeidsledighet}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Oljepris}_t + u_t$$

5.3.1.1 – Stasjonæritet

Både Dickey-Fuller testen og Augmented Dickey-Fuller tester fra 1 til og med 5 laggede verdier, indikerer at tidsserien oljepris er ikke-stasjonær. For tidsserien arbeidsledighet målt i prosent, gir testene noe varierende konklusjoner. Både Dickey-Fuller testen og Augmented Dickey-Fuller tester opp til 3 laggede verdier antyder at tidsserien er stasjonær. Resultatene fra Augmented Dickey-Fuller tester for 4 og 5 laggede verdier indikerer imidlertid at tidsserien er ikke-stasjonær. For å korrigere for problemene ved tester for 4 og 5 laggede verdier, samt problemene med at oljepris er ikke-stasjonær, tas det førstedifferansen av begge tidsseriene. Nye tester bekrefter at korreksjonen gjør begge tidsseriene stasjonære i alle testene (I (1)-prosess). Modellen ser følgende slik ut:

$$\Delta \text{Arbeidsledighet}_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta \text{Oljepris}_t + u_t$$

5.3.1.2 – Autokorrelasjon

En Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon i feilledet opp til og med 12 laggede verdier, konkluderer med at det er klare tegn på autokorrelasjon i feilledet. For å korrigere den estimerte modellen er det nødvendig å inkludere 12 laggede verdier av den avhengige variabelen. Når det inkluderes så mange laggede verdier, vil man miste en del observasjoner, som kan være problematisk særlig i mindre datasett. Gjeldende datasett er det imidlertid tilstrekkelig stort til at det her anses som mulig å gjøre uten at det skaper problemer. Årsaken til at inkludering av 12 laggede verdier var nødvendig, kan skyldes at f.eks. arbeidsledigheten i januar et år, er korrelert med arbeidsledigheten i januar forrige år. Den estimerte modellen korrigert for autokorrelasjon opp til og med 12 laggede verdier, ser ut som følger:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Arbeidsledighet}_t = & \beta_1 + \beta_2 \Delta \text{Arb. led.}_{t-1} + \dots + \beta_{13} \Delta \text{Arb. led.}_{t-12} \\ & + \beta_{14} \Delta \text{Oljepris}_t + u_t \end{aligned}$$

5.3.1.3 – Heteroskedastisitet

En Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet indikerer at den estimerte modellen har problemer med heteroskedastisitet. Det må derfor benyttes robuste standardfeil av White-typen for at t-verdiene skal bli beregnet riktig.

5.3.2 – Test for strukturelle brudd

Før regresjonsresultatene presenteres, undersøkes det hvorvidt sammenhengen mellom arbeidsledighet og oljepris har endret seg i løpet av valgt tidsperiode. I den forbindelse gjennomføres det igjen en Quandt-Andrews test for strukturelle brudd uten kjent bruddato. Testen estimerer et strukturelt brudd i august 2016. Perioden deles nå i to, hvor august 2016 markerer skillet mellom periodene. Det estimeres nye regresjonsmodeller for hver periode, for å undersøke hvorvidt sammenhengen er forskjellig i de to periodene.

5.3.3 – Korreksjoner av modellene før og etter bruddet

Under utarbeidelsen av de estimerte regresjonsmodellene før og etter bruddet, er det benyttet tilsvarende korreksjonsmetoder som for den estimerte modellen for hele tidsperioden. Alle tidsserier måtte eksempelvis nok en gang korrigeres for ikke-stasjonæritet ved å ta førstedifferansen. Nødvendige korreksjoner og regresjonsresultater er oppsummert i Tabell 3 nedenfor.

5.3.4 – Estimerte regresjonsmodeller for arbeidsledighet og oljepris

Regresjonsresultatene presenteres i Tabell 3 nedenfor, hvor både laggede verdier av avhengig variabel og konstantleddet er holdt utenfor, da det vil lette tabellens leselighet, samt at de er irrelevante for den videre analysen.

Tabell 3: regresjonsresultater for arbeidsledighet og oljepris			
	$\Delta\text{Arbeidsledighet}_t$ (1991-2020)	$\Delta\text{Arbeidsledighet}_t$ (1991-2016)	$\Delta\text{Arbeidsledighet}_t$ (2016-2020)
$\Delta\text{Oljepris}_t$	-0,0276 (-1,12)	-0,00129 (-1,11)	-0,13855 (-1,79)
Antall observasjoner	347	283	50
R^2	0,3288	0,8536	0,2112
Lags avhengig variabel	12	24	1
BG test p-verdi	Alle over 5%	Nesten alle over 5%	Alle over 5%
Standardfeil	Robuste	Robuste	Robuste
Strukturelt brudd	Ja (august 2016)		
Modellen fra 1991-2016 har problemer med 12. ordens autokorrelasjon			

Tabell 3

Den estimerte regresjonsmodellen for hele tidsperioden (1991-2020) indikerer at månedlig endring i oljepris har en ikke-signifikant negativ effekt på endringen i arbeidsledighet (prosentpoeng) i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik -1,12 og p-verdi lik 0,262). For å sammenligne med teorien presentert i delkapittel 3.1, har oljeprisen en negativ effekt på arbeidsledighet (høyere oljepris fører til lavere arbeidsledighet), som også den estimerte regresjonsmodellen tilsier, men effekten er ikke signifikant forskjellig fra null ved en test på 5% signifikansnivå.

Det er i den forbindelse viktig å presisere at modellene og teorien presentert i delkapittel 3.1 studerer langsiktige sammenhenger, hvor oljeprisen er vedvarende høyere eller lavere enn normalt over lengre tid. De økonometriske analysene utført er kortsiktige, da det studeres månedlige endringer. Som konsekvens av at teorien forklarer sammenhenger på lengre sikt, og at analysene studerer kort sikt, vil ikke de økonometriske analysene være direkte sammenlignbare med teorien, slik at det derfor ikke vil være mulig å teste teoriens validitet i praksis i like stor grad ved hjelp av regresjonsmodellene.

Den estimerte regresjonsmodellen for første delperiode (1991-2016) viste seg å være krevende å korrigere for 12. ordens autokorrelasjon. Det antallet laggede verdier av avhengig variabel som ga ingen autokorrelasjon i feilledet opp til og med 11 laggede verdier, var 24. Det kan nok en gang trygt gjøres da datasettet har tilstrekkelig antall observasjoner. Modellen har fortsatt problemer med 12. ordens autokorrelasjon, men de andre korreksjonsmetodene, som f.eks. fGLS, vil heller ikke korrigere for autokorrelerte feilledd av en så høy orden. En modell med 24 laggede verdier av avhengig variabel er følgelig den beste modellen som var mulig å estimere, selv om det er problemer med autokorrelerte feilledd av 12. orden. Årsaken til at det var krevende å korrigere for 12. ordens autokorrelasjon, kan potensielt være at observasjonene er månedlige. Det kan tenkes at en observasjon en måned er korrelert med observasjonen den samme måneden et år tidligere.

Estimert modell for første delperiode (1991-2016) indikerer at månedlig endring i oljepris har en ikke-signifikant negativ effekt på endringen i arbeidsledighet (prosentpoeng) i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik -1,11

og p-verdi lik 0,268). Funnene er heller ikke denne gang i samsvar med det teorien presentert i delkapittel 3.1 indikerte.

Den estimerte regresjonsmodellen for andre delperiode (2016-2020) indikerer at månedlig endring i oljepris har en ikke-signifikant negativ effekt på endringen i arbeidsledighet (prosentpoeng) i samme måned, ved en test på 5% signifikansnivå (t-verdi lik -1,79 og p-verdi lik 0,08). Funnene samsvarer heller ikke denne gang med det teorien presentert i delkapittel 3.1 indikerte, men det er viktig å presisere at teorien er langsiktig, mens den økonometriske analysen er kortsiktig.

5.3.5 – Hvorfor er det ingen signifikant effekt?

Det er ikke mulig å undersøke hvorfor oljeprisen var signifikant før eller etter en bestemt dato, da den aldri har en statistisk signifikant effekt på arbeidsledighet (ved en test på 5% signifikansnivå). Fokuset blir dermed å studere hvorfor oljepris ikke har en signifikant effekt på arbeidsledighet over den perioden som ble undersøkt.

Per 2018 utgjorde sysselsettingen i norsk oljesektor 5% av den samlede sysselsettingen i Norge (Norsk petroleum, 2020). Til tross for at det er en relativt stor andel, vil variasjoner i sysselsetting i oljesektoren trolig ha en nokså moderat effekt på samlet total arbeidsledighet i Norge.

Videre vil trolig ikke små kontinuerlige (månedlige) endringer i oljeprisen gi store utslag i ansettelse og oppsigelser. Det vil heller være mer naturlig at større fall over lengre tid, eksempelvis oljeprisfallet i årene etter 2014, vil slå ut i endringer i arbeidsledigheten. Det bekreftes blant annet av Regjeringen (NOU 2016:15) at oljeprisfallet i løpet av nevnt periode førte til økt arbeidsledighet i Norge. Et slikt scenario kan i større grad plasseres inn i teorien som ble presentert i delkapittel 3.1. Oljeprisfallet fra 2014 og senere er et godt eksempel på at en lavere oljepris enn normalt over lengre tid kan slå ut i økt arbeidsledighet. Korte fluktasjoner i oljeprisen derimot, ser ikke ut til å ha noen effekt på arbeidsledighet. Det er i og for seg intuitivt at slike korte fluktasjoner i oljeprisen ikke vil gi store utslag i oppsigelser eller ansettelse av arbeidere, da arbeidsforhold hovedsakelig inngås med en lang tidshorisont.

Således ville det kanskje vært mer i tråd med teorien presentert å teste sammenhengen økonometrisk for lengre tidsintervaller, f.eks. årlige endringer i oljeprisen. Oljeprisen varierer imidlertid såpass mye at det skapes mye støy, slik at det også er usikkert hvorvidt det finnes noen statistisk signifikant langsiktig sammenheng.

En annen potensiell forklaring er at oljeprisens effekt på arbeidsledigheten virker med et tidsetterslep. Det kan være slik blant annet på grunn av at det tar tid å enten ansette nye eller si opp ansatte. Et slikt argument taler nok en gang for at endringer i oljeprisen ikke vil ha en signifikant effekt på arbeidsledigheten i samme måned.

5.3.6 – Tidligere forskning

Av forskning vedrørende kortsiktige sammenhenger mellom oljepris og Hovedindeks, var det utfordrende å finne tidligere studier. Det skyldes trolig blant annet resonnementene over, nemlig at det ikke eksisterer noen kortsiktig signifikant sammenheng mellom endringer i oljepris og arbeidsledighet.

Hvinden & Nordbø (2016) undersøkte hvordan oljeprisfallet etter 2014 påvirket det norske arbeidsmarkedet. I studien fremkommer det at «fallet i oljeprisen siden sommeren 2014 har dempet den økonomiske veksten og ført til høyere arbeidsledighet i Norge» (Hvinden & Nordbø, 2016). Her fremkommer det altså at en lavere oljepris enn normalt over lengre tid, vil ha en innvirkning på arbeidsledigheten i Norge. Undersøkelsen trekker således mot de samme konklusjonene som drøftelsen ovenfor, nemlig at det foreligger en effekt ved varige fall i oljeprisen. Korte fluktuasjoner i oljeprisen blir ikke belyst i analysen.

Studien til Hvinden & Nordbø (2016) vil også være mer relevant å benytte for å teste hvorvidt den presenterte teorien i delkapittel 3.1 er valid i praksis, da scenarioet med oljeprisfallet etter sommeren 2014 passer godt inn i rammene for teorien og modellene. Modellresonnementene i delkapittel 3.1 vil følgelig kunne benyttes for å forklare nettopp hvorfor arbeidsledigheten i Norge økte som følge av at oljeprisen falt markant i årene etter 2014 (langvarig fall i oljepris).

I en konjunktorell studie av Bjørnland & Thorsrud (2015) fremkommer det at «Utviklingen i oljeprisen forklarer i tillegg en betydelig andel av konjunktursvingningene i lønn, sysselsetting og investeringer i petroleumsnæringen selv og på fastlandet» (Bjørnland & Thorsrud, 2015). Effekten er lik også her, hvor et fall i oljeprisen førte til at sysselsettingen i Fastlands-Norge falt, og arbeidsledigheten økte. Videre bekreftes hypotesen om at endringer i oljeprisen virker med et tidsetterslep på arbeidsmarkedet; «... så kommer virkningene på makroøkonomien med et etterslep på 1-2 år. Det er særlig tydelig for virkning på sysselsetting» (Bjørnland & Thorsrud, 2015).

Cappelen et al. (2014) fant at dersom forhold på tilbudssiden reduserer oljeprisen med en tredjedel, vil arbeidsledigheten etter fem år øke med 1 prosentpoeng, funnet ved SSBs makroøkonomiske modell MODAG. Igjen peker funn mot at en redusert oljepris over tid vil medføre økt arbeidsledighet (med et tidsetterslep).

Oppsummering

Korte fluktuasjoner i oljeprisen vil trolig ikke ha noen signifikant effekt på arbeidsledigheten i Norge. Hva gjelder langsiktige effekter, finner Hvinden & Nordbø (2016), Bjørnland og Thorsrud (2015) (konjunktorell, men fortsatt årlig og ikke månedlig), Cappelen et al. (2014), og jeg gjennom modellresonnementene i delkapittel 3.1, at varige endringer i oljeprisen kan se ut til å ha effekt på arbeidsledigheten i Norge.

5.4 Kausalitet og spuriøse sammenhenger

Det er vanskelig å si noe sikkert om kausalitetsstrukturen (årsak-virkning) mellom variabler. Er det nødvendigvis slik at det er oljepris som påvirker de andre størrelsene, eller blir oljepris påvirket av de andre størrelsene? Er det i det hele tatt slik at det eksisterer en reell årsak-virkning-sammenheng mellom oljepris og øvrige variabler? Korrelasjon mellom variabler kan forekomme i alle slags tilfeller.

I tilfellet her vil det dog trolig være slik at det er en årsak-virkning-sammenheng, og at det er oljepris som påvirker de øvrige variablene, da oljeprisen er prisen på en av verdens viktigste råvarer, og de andre øvrige størrelsene er spesifikke for Norge, som er et lite land totalt sett. Basert på en slik tankegang i kombinasjon med modellresonnementene i kapittel 3 og tidligere forskning, ser det derfor ut til at det

eksisterer en årsak-virkning-sammenheng hvor det er oljepris som påvirker de andre størrelsene som studeres.

Videre kunne det også vært aktuelt å teste for spuriøse sammenhenger ved å inkludere flere uavhengige variabler som det antas vil ha betydning for de avhengige variablene, som f.eks. rente. Det gjøres for å teste hvorvidt oljeprisen fortsatt er statistisk signifikant når det inkluderes flere uavhengige variabler som antas å ha effekt. Det ble ikke gjort i analysen ovenfor, da oppgavens omfang følgelig ville blitt for stort.

6.0 Konklusjon og videre forskning

Jeg har i denne oppgaven studert de kortsiktige implikasjonene månedlige endringer i oljeprisen historisk har hatt for månedlige endringer i Hovedindeksen, reell kronekurs målt mot USD og arbeidsledigheten i Norge ved hjelp av økonometriske analyser, i perioden 1991-2020.

6.1 Hovedindeksen

Hva gjelder oljeprisens effekt på Hovedindeksen, ble det først funnet at månedlige endringer i oljepris hadde en statistisk signifikant positiv effekt på Hovedindeksen for hele den studerte perioden (1991-2020). Etter en Quandt-Andrews test for strukturelle brudd, ble det identifisert et strukturelt brudd i juni 2005. Nye regresjonsmodeller indikerte en signifikant positiv effekt kun etter det strukturelle bruddet i 2005.

Årsaken til at endringer i oljeprisen fikk en signifikant effekt på Hovedindeksen etter 2005, er trolig relatert til at andelen olje- og energiaksjer som er inkludert i Hovedindeksen økte betydelig i årene før og rundt 2005, blant annet som følge av børsnoteringen av Statoil.

6.2 Reell kronekurs (USD)

Den estimerte regresjonsmodellen for hele den undersøkte tidsperioden (1991-2020) konkluderte med at endringen i reell oljepris hadde en statistisk signifikant positiv effekt på reell kronekurs målt mot USD, som for øvrig også er i tråd med modellen presentert i Steigum (2004). Etter en Quandt-Andrews test for strukturelle

brudd, ble det identifisert et strukturelt brudd i mars 2005. Nye regresjonsmodeller indikerte en signifikant positiv effekt kun etter det estimerte bruddet i 2005.

Årsaken til at endringer i reell oljepris først fikk en signifikant effekt på reell kronekurs målt mot USD etter det estimerte bruddet i 2005, kan være at eksportvolum og eksportinntekter fra olje og gass økte betydelig i perioden før og rundt det strukturelle bruddet i mars 2005. Statens skatteinntekter fra petroleumsnæringen steg også markant rundt og i etterkant av det estimerte bruddet. Det vil innebære at etterspørselen etter NOK fra oljesektoren vil være høyere i perioden etter ca. 2005, som får betydning for kronekursen målt mot USD.

6.3 Arbeidsledighet

Hva gjelder månedlige endringer i oljeprisens innvirkning på arbeidsledigheten i Norge, ble det ikke funnet noen signifikant effekt, hverken for hele tidsperioden, før, eller etter det estimerte bruddet. Konklusjonen blir således at kortsiktige fluktuasjoner i oljeprisen ikke har en signifikant innvirkning på arbeidsledigheten i Norge.

Av langsiktige effekter, indikerer både teorien presentert i delkapittel 3.1, samt tidligere forskning at det eksisterer en sammenheng mellom oljepris og arbeidsledighet på lengre sikt.

6.4 Videre forskning

Det kan gjennom grafer som f.eks. oljeeksport som andel av total vareeksport, og andre størrelser se ut til at norsk petroleumssektors storhetstid er forbi. Med det menes at det kan se ut til at oljesektorens betydning for norsk økonomi var større før rundt 2014, enn hva den er i dag. Det vil således kunne være interessant å gjennomføre nye Quandt-Andrews tester for strukturelle brudd uten kjent bruddato for perioden 2005-2021, for å undersøke hvorvidt oljeprisens effekt på norsk økonomi generelt de siste par årene har svekket seg.

7.0 Referanseliste

- Arbeids- og velferdsetaten (NAV). (2021). *Hovedtall om arbeidsmarkedet*.
<https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/arbeidssokere-og-stillinger-statistikk/hovedtall-om-arbeidsmarkedet>
- Bernhardsen, T. & Røisland, Ø. (2000). *Hvilke faktorer påvirker kronekursen?*
 Norges Bank. https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2000-03/bernh.pdf
- Bjørnland, H. C. & Thorsrud, L. A. (2015). *Hva skjer når oljeprisen faller?*
 bi.edu.
https://www.bi.edu/contentassets/fbf9e4deca584c898b960e8c25359927/2015_samfunnsokonomien2_2015.pdf
- Bruno, L. C. (2020, 03.07). *Autokorrelasjon 4: Autokorrelasjon i feilleddene*. [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=UISxzSt9GkI>
- Bruno, L. C. (2020, 03.07). *Autokorrelasjon 5: Teste for autokorrelasjon i feilleddene*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=fHU5y-hYQo>
- Bruno, L. C. (2020, 03.07). *Autokorrelasjon 6: Korreksjoner*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=s3nl6gsA9PU>
- Cappelen, Å., Eika, T & Prestmo, J. B. (2014). *Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen*. Statistisk sentralbyrå.
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/attachment/180823?ts=14662dc53a8>
- Dagens Næringsliv. (2021). *Equinor*.
<https://investor.dn.no/#!/Aksje/S57/EQNR/EQUINOR>
- Equinor. (2001). *Statoil børsnotert*.
<https://www.equinor.com/no/news/archive/2001/06/17/StatoilListed.html>
- Euronext. (2021a). *Oslo Børs Benchmark*.
https://live.euronext.com/sites/default/files/documentation/index-factsheets/OSEBX_20210331_0.pdf
- Euronext. (2021b). *Oslo Børs Benchmark Index_GI*.
<https://live.euronext.com/nb/product/indices/NO0007035327-XOSL/overview#historical-price>
- Federal Reserve Bank of St.Louis. (2021). *Consumer Price Index: All items for the United States (USACPIALLMINMEI)*.
<https://fred.stlouisfed.org/series/USACPIALLMINMEI>
- Hill, R. C., Griffiths, W. E. & Judge, G. G. (2009). *Undergraduate Econometrics*. John Wiley & Sons.
- Hvinden, E. C. & Nordbø, E. W. (2016). *Oljeprisfallet og arbeidsmarkedet*. Norges Bank. https://www.norges-bank.no/contentassets/d469bee4f3d94903bb5179df62e55a8d/aktuell_kommentar_7_2016.pdf?v=03/09/2017123445&ft=.pdf
- Johansen, E. (2020). *Hvor følsom er egentlig Oslo Børs overfor svingninger i oljeprisen?* DNB Asset Management. <https://dnbam.com/no/finance-blog/hvor-folsom-er-egentlig-oslo-bors-overfor-svingninger-i-oljeprisen>

- Lambert, B. (2013, 28.05). *Gauss-Markov assumptions part 1* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=NjTpHS5xLP8>
- Lambert, B. (2013, 28.05). *Gauss-Markov assumptions part 2* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=ti9h-Au8LQw>
- Lambert, B. (2013, 03.06). *Zero conditional mean of errors – Gauss-Markov assumption* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=msSDI328UPc>
- Lambert, B. (2013, 04.06). *Serial Correlation – as a symptom of functional misspecification* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=rDnRXWTOO64>
- Lambert, B. (2013, 04.06). *Serial Correlation – as a symptom of omitted variable bias* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=6CIRaVzD0vw>
- Lambert, B. (2013, 04.06). *Serial Correlation – caused by measurement error* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=f25laEVwUu4>
- Lambert, B. (2013, 04.06). *Serial Correlation summary* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=fGsu0OzLUDk>
- Lambert, B. (2013, 24.06). *Serial correlation testing – introduction* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=g1HNN031bCA>
- Lambert, B. (2013, 24.06). *Serial correlation testing – the Breusch-Godfrey test* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=JN6Sblxz7v0>
- Lambert, B. (2013, 09.08). *fGLS for serially correlated errors.* [Video]. YouTube. https://www.youtube.com/watch?v=-H9uI_BFIc
- Lambert, B. (2013, 09.08). *GLS estimation to correct for serial correlation.* [Video]. YouTube. https://www.youtube.com/watch?v=YuVpwN_KOWk
- Lambert, B. (2013, 09.08). *How to address the issue of serial correlation.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=ZjsDE3SyDIk>
- Lambert, B. (2013, 09.09). *Conditions for stationary and weakly dependent series.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=JytDF8ph2ko>
- Lambert, B. (2013, 09.09). *Time series Gauss Markov conditions.* [Video]. YouTube. https://www.youtube.com/watch?v=bWo_ka37szw
- Lambert, B. (2013, 09.09). *Time series vs cross sectional data.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=-gmlyRRscXo>
- Lambert, B. (2013, 12.09). *Covariance stationary processes.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=6t4rrYEZ76c>
- Lambert, B. (2013, 12.09). *Spurious regression.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=nt1h8iR0Sac>
- Lambert, B. (2013, 12.09). *Stationary in mean.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=sGgOBa7hgFE>
- Lambert, B. (2013, 12.09). *Stationary series summary.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=ZIWYgjrAlks>
- Lambert, B. (2013, 12.09). *Variance stationary processes.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=OqdyGRaaM98>
- Lambert, B. (2013, 16.09). *A Random Walk – introduction and properties.* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=ouahL4HbwBE>

- Lambert, B. (2013, 16.09). *Autoregressive order 1 – conditions for Stationary Covariance and Weak Dependence*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=jbT5MDzoRy0>
- Lambert, B. (2013, 16.09). *Autoregressive order 1 processes – conditions for stationary in mean*. [Video]. YouTube.
https://www.youtube.com/watch?v=L2b2dCO_-PA
- Lambert, B. (2013, 16.09). *Autoregressive order 1 – conditions for stationary in variance*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=9mXV3mjPmw8>
- Lambert, B. (2013, 16.09). *Autoregressive Order one processes introduction and example*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=AN0a58F6cxA>
- Lambert, B. (2013, 17.09). *Augmented Dickey Fuller tests*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=X8nGZ2UCJsk>
- Lambert, B. (2013, 17.09). *Dickey Fuller test for unit root*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=2GxWgIumPTA>
- Lambert, B. (2013, 17.09). *Random walk with drift*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=Nxcqi7UZenc>
- Lambert, B. (2013, 17.09). *The qualitative difference between stationary and non-stationary AR(1)*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=v70-kLB3BLM>
- Lambert, B. (2013, 19.09). *Highly persistent time series*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=-3r3yCsDOQM>
- Lambert, B. (2013, 19.09). *Integrated order of processes*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=LAjI9YWnV-I>
- Norges Bank. (2020). *KKI/TWI Konkurranssekursindeksen*.
<https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/kki-twi/>
- Norges Bank. (2021). *Valutakurser*.
<https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/?tab=currency&id=USD>
- Norman, V. D. & Orvedal, L. (2012). *En liten, åpen økonomi*. Gyldendal.
- Norsk Petroleum. (2020). *Arbeidsplasser*.
<https://www.norskpetroleum.no/okonomi/arbeidsplasser/#samlet-syssetting>
- Norsk Petroleum. (2021a). *Eksport av olje og gass*.
<https://www.norskpetroleum.no/produksjon-og-eksport/eksport-av-olje-og-gass/>
- Norsk Petroleum. (2021b). *Statens inntekter*.
<https://www.norskpetroleum.no/okonomi/statens-inntekter/>
- NOU 2016:15. (2016). *Fallet I oljeprisen og norsk økonomi – utfordringer for lønnsdannelsen*. Regjeringen.
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2016-15/id2511747/?ch=5>
- Olsen, M. O. & Velgaard, E. (2015). *Oljeprisens påvirkning på norsk økonomi – med utgangspunkt i avkastningen på Oslo Børs*. [Masteroppgave, Norges Handelshøyskole]. openaccess.nhh.no. <https://openaccess.nhh.no/nhh->

- xmlui/bitstream/handle/11250/2383081/masterthesis.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Oslo Børs. (u.å.). *Kursutvikling siden 1914*.
<https://www.oslobors.no/Historien-i-tekst-og-bilder/Tall-og-grafer/Kursutvikling-siden-1914>
- Regjeringen. (2001). *St.prp. nr. 36 (2000-2001) – Eierskap i Statoil og fremtidig forvaltning av SDØE*. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/stprp-nr-36-2000-2001-/id204183/?ch=5>
- Stata. (u.å.a). *Test for structural breaks in time-series data*.
<https://www.stata.com/stata14/structural-breaks/>
- Stata. (u.å.b). *estat sbsingle – Test for a structural break with an unknown break date*. <https://www.stata.com/manuals14/tsestatsbsingle.pdf>
- Statistisk sentralbyrå. (2013). *Konkurransetsatte næringer i Norge*.
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/konkurransetsatte-naeringer-i-norge>
- Statistisk sentralbyrå. (2019). *Oljeøkonomien: Hvor blir det av pengene?*
<https://www.ssb.no/energi-og-industri/artikler-og-publikasjoner/oljeokonomien-hvor-blir-det-av-pengene>
- Statistisk sentralbyrå. (2020). *Norges BNP per innbygger på 4. plass i Europa*.
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/norges-bnp-per-innbygger-pa-4.plass-i-europa>
- Statistisk sentralbyrå. (2021). *Konsumprisindeksen*.
<https://www.ssb.no/kpi?fane=tabell>
- Steigum, E. (2004). *Moderne makroøkonomi (1. utg.)*. Gyldendal.
- Steigum, E. (2018). *Moderne makroøkonomi (2. utg.)*. Gyldendal.
- Sucarrat, G. (2018). *Metode og økonometri - en moderne innføring (2. utg.)*. Fagbokforlaget.
- The World Bank. (u.å.a). *GDP per capita (current US\$)*.
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?locations=NO>
- The World Bank. (u.å.b). *Oil rents (% of GDP) – Norway*.
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PETR.RT.ZS?end=2019&locations=NO&start=1991>
- U.S. Energy Information Administration. (2021). *Petroleum & other liquids*.
<https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=PET&s=RBRTE&f=M>