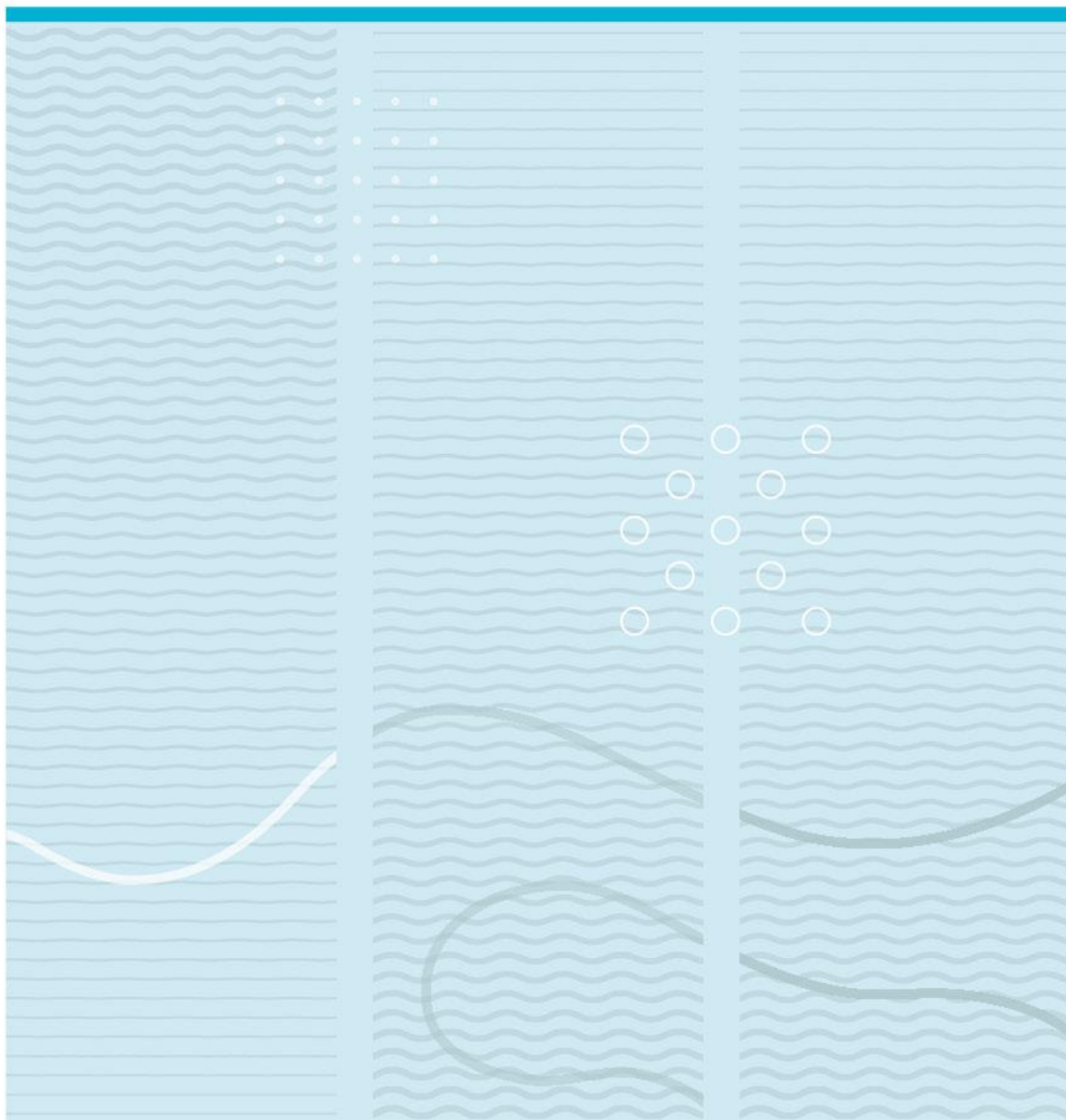


Andreas Tonheim Jørgensen og Erik Alexander Lunke Mahdavi

Effekten av Oljesjokk på oljeprisen den amerikanske økonomien

En strukturell vektor-autoregressiv analyse av tilbuds- og etterspørselssjokk



Universitetet i Sørøst-Norge
Fakultet for ...
Institutt for ...
Postboks 235
3603 Kongsberg

<http://www.usn.no>

© 20xx Forfatternavn

Denne avhandlingen representerer xx studiepoeng

Sammendrag

I denne oppgaven undersøker vi om vår utviklede modell av kilian (2009) gir oss gode indikasjoner om oljespesifikke sjokk påvirker oljepris og amerikanske økonomien sett med en nyere tidsperiode. Dette gjør vi med å gjennomføre motivasjon og litteratur gjennomgang, før oppgaven tar for seg relevant teori rundt variablene brukt i modellen. Videre i oppgave forklares det hvordan dataen er hentet inn for det påfølgende kapittelet som omhandler det metodiske, og resultatene modellen gir som følger. Resultatene blir stilt til analyse og diskusjon før vi trekker en konklusjon som tilsier at modellen egner seg til bruk for å analysere oljeprisen og amerikanske økonomi i nyere tid.

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING	5
2. LITTERATUR GJENNOMGANG OG MOTIVASJON	7
2.1 MOTIVASJON	7
2.2 LITTERATUR GJENNOMGANG	7
2.2.1 SVAR-litteratur	8
2.2.2 Makroøkonomiske Implikasjoner av Oljeprissjokk	10
3. TEORI	12
3.1 TILBUDS- OG ETTERSPOØRSELSSJOKK	12
3.1.1 Tilbudssjokk.....	12
3.1.2 Aggregert Etterspørselssjokk.....	13
3.1.3 Oljespesifikt Etterspørselssjokk	13
3.2 KONFLIKTER I MIDTØSTEN	14
3.2.1 OPEC sin Rolle	16
3.2.2 OPEC sin Rolle	16
3.2.3 Makroøkonomiske Faktorer	17
4. PRESENTASJON AV DATA	18
4.1 GLOBAL OLJEPRODUKSJON	18
4.2 REALØKONOMISK AKTIVITET	19
4.3 OLJEPRISEN	20
4.4 OMARBEIDING AV DATA	21
5 METODE	23
5.1 REDUSERT VAR-MODELL	23
5.1.1 Eksempel på VAR-modell.....	23
5.2 STRUKTURELL VAR-MODELL	25
5.3 KILIANS SVAR.....	27
5.4. CHOLESKY DEKOMPONERING.....	28
5.5 DEFINERING AV MODELLEN	30
5.5.1 Valg av Antall Lags	30
5.5.2 Dickey-Fuller Test.....	31
5.6. LÆRINGSKURVEN I METODEDELEN	32
6. RESULTATER	33
6.1 KORT OPPSUMMERT: NOT ALL OIL PRICE SHOCKS ARE ALIKE	33
6.1.1 Historisk Utvikling av Strukturelle Sjokk.....	33
6.1.2 Effekten av Oljeprissjokk.....	34
6.1.3 Historisk Nedbrytning av den Reelle Oljeprisen.....	37

6.1.4 Inflasjon og Historisk Vekst.....	38
6.2 RESULTATER 2000-2020	39
6.2.1 Historisk Utvikling av Strukturelle Sjokk	40
6.2.2 Effekten av Oljeprissjokk.....	41
6.2.3 Historisk Nedbrytning av Den Reelle Oljeprisen	43
6.2.4 Effekten av Strukturelle Sjokk på USAs Makroøkonomi	44
6.3 SAMMENLIGNING AV TIDSPERIODENE 1973-2007 OG 2000-2020	45
6.3.1 Sammensetninger av Historiske Sjokk	46
6.3.2 Sammenligning av Impuls-respons Funksjonene.....	46
6.3.3 Historisk Nedbrytning av den Reelle Oljeprisen.....	48
6.3.4 Effekten av Strukturelle Sjokk på USAs Makroøkonomi.....	48
6.4 SENSITIVITETSANALYSE.....	49
7. DISKUSJON	51
8. KONKLUSJON OG VIDERE ARBEID	52
LITTERATURLISTE.....	54
APPENDIKS.....	57

1. Innledning

Petroleumsvirksomheten er den viktigste industrien til Norge, og den har vært fundamental i å utvikle Norge til det velferdslandet vi kjenner i dag og som i flere år har blitt betegnet som "verdens beste land og bo i". Det var ikke gitt at Norge skulle oppleve et olje-eventyr, for i 1958 skrev Norges Geologiske Undersøkelse et brev til Utenriksdepartementet: "Man kan se bort fra mulighetene for at det skulle finnes kull, olje eller svovel på kontinentalsokkelen langs den norske kyst" (Norsk Petroleum, 2023). Økt fokus på å nå klimamålene som ble vedtatt under Parisavtalen desember 2015 og redusere karbonavtrykket vårt, fører til en gradvis utfasing av ikke fornybare energikilder. Det viser seg å være svært vanskelig og stoppe petroleumsutvinning, da flere land bygger opp enorme rikdommer fra salg av petroleumsprodukter.

Olje er en av de mest handlede råvarene i verden, og har enorme makroøkonomiske implikasjoner på den globale økonomien. Det er flere analyser og studier som ser på den historiske oljeprisen i relasjon til økonomiske nedgangstider og ulike makroøkonomiske variabler som brutto nasjonalt produkt (BNP), inflasjon, industriell produksjon, realøkonomisk aktivitet, pengepolitikk og mer. Hamilton (1983) har publisert en rapport om forholdet mellom olje og den amerikanske makroøkonomien for perioden etter andre verdenskrig og frem til 1983. Han presenterer at syv av USAs siste åtte resesjoner inntreffer etter en periode på tre til fire måneder etter at oljeprisen har hatt en markant økning. Barsky & Kilian (2004) ser på de makroøkonomiske effektene på den amerikanske økonomien siden 1970-tallet, og hvordan oljeprisen har blitt pekt på som en årsak til høy inflasjon, redusert produktivitet og lavere økonomisk vekst for periodene. Tidlig på 2000-tallet ble det rettet et større fokus mot de ulike variantene av oljeprissjokk.

Kilian (2009) er den første til å bryte ned sjokkene i tre kategorier, tilbudssjokk, aggregert etterspørselssjokk og oljespesifikt etterspørselssjokk. Han viser at tilbuds- og etterspørselssjokk har ulik påvirkning på oljemarkedet. Dette illustrerte han blant annet ved å bruke en strukturell VAR-modell til å analysere effektene av oljesjokk fra perioden 1973-2007. Kilians (2009) analyse identifiserer at uforventede fluktasjoner i oljepriser stammer i hovedsak fra aggregert etterspørselssjokk og oljemarkedsspesifikke sjokk. Kilian (2009) forklarer at effekten fra tilbudssjokk er kortvarig, forbundet med resesjoner og har ingen signifikant effekt på oljepriser. Både aggregerte- og oljespesifikt etterspørselssjokk er inflasjonsfremmende hvor det aggregerte sjokket bidrar til lavere økonomisk aktivitet, bidrar det oljespesifikke sjokket til økte priser.

I denne oppgaven tar vi utgangspunkt i artikkelen til Kilian (2009) og utforsker effekten oljeprissjokk har på oljeprisen og den amerikanske økonomien. Vi har strukturert oppgaven slik at leseren først får et innblikk i relevant litteratur i del 1. I del 2 er sammensatt av en teorigjennomgang, som har som hensikt å gi leseren en dypere innsikt i oljerelaterte begreper og forklaringer som er gjennomgående for hele oppgaven. Videre i teorien tar vi et historisk tilbakeblikk til 1973 og gjennomgår eksogene og endogene oljeprissjokk frem til 2020. Avslutningsvis for teorikapittelet går vi gjennom variablene og datasettet som vi bruker i modellen vår. I del 5 fremstiller vi den strukturelle VAR-modellen som vi bruker til å fremstille resultatene våre. Vi presenterer resultatene våre og sammenligner de med Kilian (2009) i kapittel 6, før vi diskuterer hvordan ulike aktører kan dra nytte av vår oppgave i del 7. Vi avslutter oppgaven med del 8 som består vår konklusjon og videre arbeid.

2. Litteratur Gjennomgang og Motivasjon

I dette kapittelet vil vi se nærmere på bakgrunnen rundt valgene tatt i oppgaven fremstilt med motivasjon og litteratur gjennomgang, og hvilke forutsetninger disse gir oss for oppgaven

2.1 Motivasjon

Motivasjonen for oppgaven stammer fra ønsket om å utbre kunnskapen vår innenfor et spesifikt marked. Vi diskuterte lenge hvilket marked som kunne være interessant å fokusere på, før vi bestemte oss for oljemarkedet. Bakgrunnen for dette valget var markedets påvirkning på verdensøkonomien, både i fortid, nåtid og i nærmeste framtid. Videre var ønsket om at denne oppgaven kunne lede til kunnskap nyttig for videreutdanning og på jobbmarkedet en sterk drivkraft. Motivasjonen rundt valget om å bruke en empirisk analyse i denne oppgaven stammet fra kunnskapen som samles kommer i rå form. En empirisk analyse av en slik SVAR-modell forutsetter en grundig opparbeidet kunnskap gjennom å lese forstå den tilhørende litteraturen. Motivasjonen for å rette fokuset til modellen på tidsperioden 2000-2020 ønsker vi å se bort ifra sjokkenes innvirkning i startfasen av markedet, og dermed fokusere på markedet i nyere tid.

2.2 Litteratur Gjennomgang

Det eksistere flere retninger innenfor litteraturen for å analysere oljepriser og deres påvirkning på den globale økonomien. En av de første prisanalysene for ikke-fornybare ressurser som olje, kommer fra Hotelling (1931), og har blitt oppkalt deretter. Hotellingsregelen bygger på forventningen om at ikke fornybare ressurser og den nominelle verdien av råvaren vil stige med den nominelle renten. Selv om Hotellingsregelen er fin på papiret, viser litteraturen at den ikke er forenelig med virkeligheten, og oljeprisen vil ikke følge den forventede prisbanen.

En av de mer innflytelsesrike artiklene om hva som driver oljemarkedet er skrevet av Hamilton (1983). Han undersøkte oljemarkedets forhold til den realøkonomiske aktiviteten i USA for perioden 1948-1972. Han avdekker at det er en statistisk signifikant korrelasjon mellom oljeprisen og den amerikanske realøkonomiske aktiviteten. Videre viser han at oljeprisen økte signifikant i

forkant av syv av åtte resesjoner i USA etter andre verdenskrig. Dette tyder på at oljeprissjokk har spilt en medvirkende rolle for enkelte av de amerikanske resesjonene (Hamilton, 1983).

Barsky & Kilian (2004) argumenter for at forsyning spiller en essensiell rolle for stigende oljepriser i sin oppsummerende artikkel om olje og makroøkonomi siden 1970-tallet. I forkant av deres artikkel, har det vært et økende fokus rettet mot Midtøstens påvirkning på oljepriser i USA. Midtøstens påvirkning på den globale oljeprisen er kun en av mange variabler med innflytelse, og dette gjenspeiles av eksogene politiske sjokk, mens de fleste andre sjokk er endogene.

2.2.1 SVAR-litteratur

Kilian (2009) sin SVAR-modell er en av de mer anerkjente metodene for å analysere effekten av oljeprissjokk på økonomien nasjonalt (USA) og internasjonalt. Formålet med modellen er å identifisere tre faktorer som har innflytelse på fluktuasjonene i oljeprisens tilbuds- og etterspørselssjokk, og andre faktorer som involverer oljespesifikk etterspørsel. Han viser videre til at de makroøkonomiske konsekvensene av oljeprissvingninger må vurderes i sammenheng med de underliggende sjokkene som forårsaker dem.

Det har blitt foreslått en rekke utvidelser av Kilian (2009) sin originale SVAR-modell. Lippi & Nobili (2012) konstruerer en modell av en åpen økonomi, hvor makroøkonomiske variabler fluktuerer i respons av oljetilbudssjokk, aggregert etterspørsels- og tilbudssjokk nasjonalt (USA) og internasjonalt. De identifiserer at aggregert tilbudssjokk som er generert fra den globale økonomien forklarer den største delen av oljeprissvingningene, og korrelasjonen mellom oljepriser og at USA's aktivitet varierer avhengig av type sjokk. I tillegg til å ha flere variabler enn den originale modellen til Kilian (2009), så bruker de ikke "sign restrictions".

Kilian & Murphy (2014) utvikler en strukturell modell av det globale oljemarkedet for råolje som eksplisitt åpner for sjokk i den spekulative etterspørselen etter olje ved å bruke data fra oljelagre. De gjør et poeng av at det eksisterer enkelte faktorer som ikke fanges opp av etterspørsels- og tilbudssjokk, og at det potensielt «eksisterer» en forventning om mangel på fremtidig oljeforsyning ift. fremtidig oljeetterspørsel. Den empiriske studien til Kilian & Murphy (2014) viser at fremtidige tilbudssjokk har en effekt på oljeprisen.

Ratti & Vespignani (2013) utvider SVAR-modellen ved å inkorporere en monetær faktor som en indikator for global pengemengde som aksjer. De viser videre at uforventede stigninger i den globale pengemengden førte til statistiske signifikant økninger av realoljepriser, og en sterk påvirkning av økende oljepriser for perioden etter finanskrisen 2009-2011.

Peersman & Robays (2012) sammenligner makroøkonomiske konsekvenser av forskjellige typer oljesjokk på tvers av forskjellige industrialiserte land med ulike forhold og tilnærming til olje. Dette gjør de ved å bruke en SVAR-modell for å skille oljeprisinnovasjoner forårsaket av eksogene forstyrrelser i oljetilbud, oljeetterspørselssjokk drevet av global realøkonomisk aktivitet og oljespesifikke etterspørselssjokk som kan være et resultat av spekulative eller føre-var-motiver. I likhet med Kilian (2009) og Peersman & Robays (2009) identifiserer de den underliggende kilden til et oljeprisskifte som avgjørende for å bestemme de makroøkonomiske konsekvensene i forskjellige landene.

Baumeister & Kilian, (2014) identifiserer futurespriser som et av de mest brukte verktøyene sentralbanker bruker til prediksjon av fremtidige oljepriser. De mener likevel at prisestimering basert på oljeprisfutures ikke gir bedre resultater enn andre predikasjonsmetoder. Fremfor å bruke futurespriser foreslår de å bruke globale økonomiske aggregater i kombinasjon med en vektor auto regressive (VAR) modell. Økonomiske aggregater kan for eksempel være globale konjunktursykluser eller endringer i globale oljelagre som bør ha en innvirkning på tilbud og etterspørsel etter olje og dermed påvirke oljeprisen.

I nyere tid har Kim & Vera (2019) replisert og bygget videre på de originale resultatene til Kilian (2009). Dette har de gjort ved å inkludere perioden etter finanskrisen opp til 2015. De bruker en SVAR modell til å identifisere de tre underliggende sjokkene: Oljetilbudssjokk, aggregert etterspørselssjokk og oljemarkedsspesifikt etterspørselssjokk. Funnene deres beviser at oppgangen av oljeprisen i 2008 ble fortrinnsvis drevet av aggregert etterspørselssjokk og i mindre grad av oljemarkedsspesifikke etterspørselssjokk. Analysen deres støtter lignende analyser utført av Baumeister & Kilian (2016a)

2.2.2 Makroøkonomiske Implikasjoner av Oljeprissjokk

Det har tidligere vært oppfatninger relatert til oljeprissjokk som den grunnleggende forklaringen til resesjoner som ellers ikke kan forklares av den økonomiske tilstanden til et land. Til kontrast mener Kilian (2014) at vedvarende stigninger i oljeprisen ofte er symptomer på en blomstrende verdensøkonomi. Det er derfor grunnleggende å forstå dynamikken i oljemarkedet sammen med den globale økonomien og forholdet mellom oljeprisen og real økonomisk aktivitet. Uventede oljeprisøkninger kan i noen tilfeller knyttes til resesjoner, og i andre tilfeller til en voksende økonomisk vekst (Kilian, 2014).

Det er tre hovedargumenter som utdyper hvorfor stigende oljepriser blir pekt på som resesjonsfremmende. Først og fremst er olje en viktig innsatsfaktor i økonomisk produksjon, og en vedvarende økning i prisen kan kaste den globale økonomien inn i en resesjon (Känzig, 2020). For det andre kan oljepriser ha direkte innvirkning på inflasjon og forbrukere gjennom energipriser, ettersom oljepriser er direkte overførbart til drivstoffpriser (Venditti, 2013). Til slutt er oljeprisen, og mer generelt råvarepriser, sterkt korrelert med den globale konjunktursyklusen, og gir en betimelig måling av den økonomiske tilstanden til et land (Venditti & Veronese, 2020).

Peersman & Van Robays (2009) i likhet med Kilian (2009) påpeker at det er avgjørende for sentralbanker og myndigheter å identifisere den underliggende grunnen til et oljeprisskifte, for å legge til rette for gode makroøkonomiske avgjørelser. Dersom oljeprisen påvirkes av et aggregert etterspørselssjokk drevet av endringer i globaløkonomisk aktivitet, vil det påvirke de fleste land med en midlertidig økning i økonomisk aktivitet og en betydelig økning i inflasjon.

Peersman & Van Robays (2011) viser at et negativt tilbudssjokk typisk fører til et permanent fall i økonomisk aktivitet hos netto energiimporterende land, mens effekten er ubetydelig eller til og med positiv for netto energieksporterende land. Inflasjonseffektene er lavere i den siste gruppen, noe som kan forklares med en appresiering av valutakursen til de landene. I kontrast blir et oljespesifikt etterspørselssjokk etterfulgt av en forbigående nedgang i produksjonen og ubetydelige inflasjonseffekter. Videre viser effekten av oljeetterspørselssjokk drevet av global økonomisk aktivitet og oljespesifikke etterspørselssjokk å være svært like på tvers av land. Dermed er olje og andre energikilder ikke særlig relevante for å forklare virkningen av de to etterspørselssjokkene. Olje og andre energikilder er til gjengjeld avgjørende for å bestemme de

økonomiske effektene av eksogene tilbudssjokk. Dette gjelder spesielt netto oljeimporterende land, som opplever et fall i økonomisk aktivitet og en økning i inflasjonen. På den andre siden er den langsiktige innvirkningen på reelt BNP ubetydelig eller positiv i land som er netto energieksporere. Virkningen på inflasjonen mer dempet, trolig drevet av en appresiering av valutakursen til nettoeksporterende land (Peersman og Van Robays, 2011).

3. Teori

I denne delen av vår masteroppgave vil vi gå nærmere inn på de forskjellige oljesjokkene, henholdsvis tilbudssjokk, aggregert etterspørselssjokk og oljespesifikt etterspørselssjokk som omtales hyppig i litteraturen til blant annet Kilian, Hamilton og andre. Vi tar for oss hvert sjokk hver for seg og viser hvordan sjokket defineres i en SVAR-modell, før vi ser nærmere på oljeprissjokk i sammenheng med historiske begivenheter og effekten av de ulike sjokkene på den globale økonomien.

3.1 Tilbuds- og Etterspørselssjokk

I følge Kilian (2009) kan økte oljepriser best forklares av aggregerte etterspørselssjokk og føre-var etterspørselssjokk, dette står i kontrast til tidligere antagelser hvor man antok at økte oljepriser skyldtes sjokk fra tilbudssiden. Kilian (2009) utfordret den etablerte litteraturen da han viste at de fleste prisøkninger av oljeprisen stammer fra økt etterspørsel. Dette begrunner han med en gjennomgang av tre perioder med strukturelle sjokk i den reelle oljeprisen. Den første perioden er Iran-Irak krigen og den iranske revolusjonen, den andre perioden er etter Gulfkrigen frem til krigen i Irak og den siste perioden er oppstandelsene i Venezuela. Kilian argumenterer for at tradisjonelle tilnærminger kvantifiserer endringer i råoljeproduksjonen. Dette fanger ikke den fulle effekten disse hendelsene hadde på den reelle oljeprisen. Argumentet hans er at de ikke tar hensyn til skift i markedets forventninger og føre-var-etterspørsel etter olje. Derfor er det behov for alternativ tilnærming for å forstå hvordan eksogene politiske hendelser påvirker oljeprisen. Kilian sine funn tyder på at usikkerheten knyttet til fremtidig oljetilførsel spiller en viktig rolle i å forme den reelle oljeprisen, selv når oljeproduksjonen ikke har endret seg. Slike implikasjoner er viktige for å forstå dynamikken i oljemarkedet.

3.1.1 Tilbudssjokk

Tilbudssjokk er sjokk på den fysiske tilgangen til olje, og defineres som en positiv eller negativ endring i den globale produksjonen av olje. I SVAR-modellen defineres tilbudssjokk som ϵ_1 . Det er forsket mye på den globale oljeproduksjonen og andre alternativer for å definere et oljetilbudssjokk blant annet Kilian (2008a) og Hamilton (2003), det har dog ikke resultert i et bedre

alternativ for å definere et tilbudssjokk i oljemarkedet. Kilian (2009) forklarer at oljeproduksjonen alene ikke kan forklare alle sjokkene på tilbudssiden, men at det ikke eksisterer en indeks som forklarer alle sjokkene. Et oljetilbudssjokk er et negativt eksogent skifte i forsyningen av olje som fører til at oljepriser og oljeproduksjon stiger. Militære konflikter i Midtøsten som skaper produksjonsforstyrrelser er gode eksempler på et skifte i tilgangen av olje, ved at oljepriser blir høyere, samtidig som industriell produksjon ikke øker (Peersman & Van Robays, 2012).

3.1.2 Aggregert Etterspørselssjokk

Aggregerte etterspørselssjokk er sjokk på dagens etterspørsel etter råolje, drevet av svingninger i den globale konjunktur syklusen. For å definere disse sjokkene bruker Kilian (2009) global realøkonomisk aktivitetsindeksen som er spesifikt utviklet for å analysere oljemarkedet. Indeksen er basert på fraktrater for tørrlast enkeltreiser, og er direkte dannet for å registrere endringer i etterspørselen for industrielle råvarer i globale bedriftsmarkeder (se kap.4.2 for nærmere forklaring). I SVAR-formlene blir denne definert som ε_2 , og definerer responsen sjokket har på den aggregerte etterspørselen for råvaren olje. Derav et positivt aggregert etterspørselssjokk tilsvarer en økning i den realøkonomiske aktiviteten, og vice versa med negative aggregerte etterspørselssjokk.

Etterspørselssjokk i oljemarkedet vil derimot resultere i et skifte av oljeproduksjonen og oljepriser i samme retning. Etterspørsel etter olje kan påvirkes av endringer i endogen makroøkonomisk aktivitet. Dette kan best forklares av et skifte i etterspørsel etter råvarer fra fremvoksende økonomier som Kina eller India. Dette vil påvirke den globale økonomiske aktiviteten, oljepriser og global oljeproduksjon i samme retning. Et slikt sjokk defineres som et etterspørselssjokk drevet av økonomisk aktivitet (Peersman & Robays, 2012).

3.1.3 Oljespesifikt Etterspørselssjokk

Det siste sjokket i modellen oljespesifikt etterspørselssjokk defineres med ε_3 i SVAR-modellen. Oljespesifikt etterspørselssjokk skal observere endringene i etterspørselen av olje. Dette definerer Kilian (2009) ved at oljespesifikt etterspørselssjokk skal fange opp alle sjokk i oljemarkedet som ikke nødvendigvis fanges opp av de andre sjokkene i modellen (tilbudssjokk ε_1 og aggregerte

etterspørselssjokk ϵ_2). Dette forklarer Kilian (2009) nærmere at oljespesifikt etterspørselssjokk kan fremkomme fra faktorer både på tilbuds- og etterspørselssiden. Dette sjokket er ment for å dekke manglene ved de to andre sjokkene i modellen.

Etterspørselen etter olje kan variere av andre grunner enn kun økonomisk aktivitet, og defineres derfor som oljespesifikke etterspørselssjokk. Denne typen sjokk har ofte sin opprinnelse i eksogene politiske situasjoner som bidrar til økt usikkerhet knyttet til den fremtidige tilgangen av olje. Dette fører til at oljeavhengige land vil ty til å lagre olje i perioder med høy usikkerhet, som bidrar med å styrke etterspørselen etter olje (Kilian, 2009).

3.2 Historiske Oljeprissjokk

I denne delen av oppgaven ser vi nærmere på oljeprissjokk som har oppstått i løpet av tidsperioden 1973-2020. Valg av denne tidsperioden begrunnes med at vi da dekker periodene som Kilian (2009) undersøkte, samtidig som vi ser på hendelsene som inntreffer i løpet av tidsperioden for vår analyse (2000-2020). I løpet av tidshorizonten vi studerer, har det inntruffet seks markante oljeprissjokk som kan ha bidratt til økonomiske resesjoner. Flere av oljeprissjokkene har sin bakgrunn i politiske konflikter mellom land i Midtøsten. Vi ønsker videre å gi leseren en bedre forståelse av konsekvensene av de ulike prissjokkene. Oljeprissjokk med bakgrunn i politisk konflikter går under benevnelsen av eksogene politiske sjokk. Det er en felles oppfatning at eksogene politiske sjokk i Midtøsten har hatt en innvirkning på tidligere resesjoner i vestlige industrialiserte land (Barsky & Kilian, 2004). Resesjonene har inntruffet både i forkant, underveis og etter pristopper, og er derfor nærmere umulig og forbedrede seg på.

3.2.1 Konflikter i Midtøsten

Kriger har en egen tendens til å skape uroligheter, og forbindes ofte med uforutsigbare eksogene politiske hendelser. Flere av disse konfliktene har sitt opphav i Midtøsten, og man skulle tro at disse krigene var ensbetydende med oljeprisøkninger. Et forenklet syn er at slike prissjokk reflekteres av tilgangen på olje i form av mulige avbrudd i produksjonen- eller forsendelsen av olje fra Midtøsten. Krig skaper frykt, og usikkerhet som kan føre til at nasjoner ønsker å fylle opp oljelagrene sine. Dette kan bidra til kraftige økninger i oljeprisen, ettersom tilførselen blir uelastisk

(Barsky & Kilian, 2004). Videre i dette kapittelet opplyser vi om den reelle oljeprisen justert for inflasjon.

Jom Kippur-krigen med Egypt, Irak, Jordan og Syria er den første væpnede konflikten vi tar for oss. I denne perioden steg oljeprisen fra \$24 til \$66 i løpet av kort tid. Til tross at oljeraffinerier ble angrepet, er det uklart hvilken påvirkning selve krigen hadde på prisoppgangen, (Barsky & Kilian, 2004) viser at ingen av landene var ledende oljeprodusenter på daværende tidspunkt. Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC) får mye av æren for prisoppgangen på grunn av deres oljeembargo som vi vil gi en mer detaljert gjennomgang av i neste delkapittel. En annen populær forklaring tilkjenner at mye av prisoppgangen skyldtes et økt aggregert etterspørselssjokk fremfor en redusert tilgang på olje (Baumeister & Kilian, 2016). Den neste konflikten vi tar for oss er den iranske revolusjonen som startet sent i 1978 (Graefe, 2013). Det tok over ett halvt år fra revolusjonen startet før prisen på ett fat olje steg fra \$67 i november til \$147 i mai 1980. De "lærde" strides i å forklare grunnen til prisøkningen, ettersom produksjonsnivåene var tilbake til normale nivåer da prissjokket inntraff. Kilian & Murphy (2014) mener at den iranske revolusjonen påvirket forventningene til oljeprisen fremfor flyten av oljeproduksjon. Hamilton (2003) identifiserte en kraftig eksogen forstyrrelse i forsyningskjeden med direkte koblinger til Iran-Irak krigen i 1980, som forklarer ett oljeprishopp på \$2 fra september til januar påfølgende år. I motsetning til den iranske revolusjonen ble denne perioden etterfulgt av fallende oljepriser. Den siste krigen i Midtøsten før årtusenskiftet var Gulfkrigen som pågikk fra august 1990 frem til februar 1991. Oljeprisen var nede på \$40 fatet på sitt laveste, og nådde en topp på \$90 i løpet av en 4 måneders periode. (Hamilton, 2003) påpeker at det er merkelig hvordan Gulfkrigen førte til en plutselig oljeprisoppgang til forskjell fra oljeprisoppgangen som fulgte etter revolusjonene i Iran, ettersom det var tilsvarende kutt i oljeproduksjonen på henholdsvis 7,2 prosent og 8,8 prosent.

Etter årtusenskiftet blusset det opp en ny krig i Midtøsten, 11 september 2001 ble USA rystet av terrorist angrep i regi av Al-Qaeda. Ulikt de tidligere konfliktene vi har nevnt startet denne konflikten på vestlig jord. Til forskjell fra tidligere, falt oljeprisen kraftig etter angrepene på USA. En av grunnene til at denne konflikten hadde en annerledes effekt på oljeprisen enn tidligere kriger i Midtøsten, kan skyldes at det var første angrep på Amerikansk jord siden andre verdenskrig. Samtidig opplevde finansmarkedene en kraftig korreksjon, som videre kan ha

forplantet seg i oljemarkedet (Barsky & Kilian, 2004). I motsetning til de andre hendelsene vi har nevnt, var det en forventning om krig i Irak i 2003, og kun et spørsmål om tid før invasjonen fant sted. I forkant av økningen av oljeprisen ble det ikke registrerte noen produksjonskutt. Barsky & Kilian (2004) viser til at det var en risikopremie på rundt 5-6 dollar fatet, tilsvarende som oljeprisen falt da krigen tok slutt. Dermed kan den observerte prisøkningen i stor grad tilskrives usikkerhet i markedet.

3.2.2 OPEC sin Rolle

I forbindelse med vår oppgave omtaler vi endogene hendelser som hendelser med direkte innflytelse på oljeprisen i den ene eller andre retningen. I motsetning til kriger vil embargoer eller andre politiske avgjørelser knyttet direkte til olje, være av endogen karakter.

Oljens prisøkning i 1974 er en sammensetting av flere ulike hendelser. Vi har tidligere nevnt krigen i 1973 og vil nå ta for oss oljeembargoen som ble innført av OPEC. Bakteppet for oljeembargoen skyldtes at USA og andre vestlige land støttet Israel under Jom Kippur-krigen i 1973. Embargoen førte til stigende oljepriser og negativt tilbudssjokk som følge av mangel på import av olje fra land i OPEC. Barsky & Kilian (2004) argumenterer for at OPEC brukte krigen som en unnskyldning til å innføre oljeembargoen, mens det egentlige formålet var å øke oljeprisen. OPEC har hatt innflytelse i å bestemme/kontrollere oljeprisen for hele perioden vi har sett på. Den høye oljeprisen som etablerte seg i løpet av 1980-1985 var ikke bærekraftig i lengden. OPEC ønsket å holde oljeprisen på et bærekraftig nivå som ikke oppmuntret til investeringer i andre energiformer. I løpet av en ettårsperiode mellom sommeren 1985-1986 økte flere av medlemslandene til OPEC sin oljeproduksjon. Dette førte til et positivt tilbudssjokk og fallende oljepriser (Gately, 1986). Mens i 1999 ble derimot OPEC landene enige om å innføre produksjonskutt for å presse oljeprisen opp. Hvor det første tilfelle er ett godt eksempel på hvordan ett positivt tilbudssjokk kan bidra til ett oljespesifikt etterspørselssjokk, viser tilfellet i 1999 hvordan et negativt tilbudssjokk kan føre til ett positivt etterspørselssjokk. Det er vanskelig å kvantifisere hvilken innflytelse OPEC har på oljeprisen, og vi vil derfor se nærmere på andre makroøkonomiske faktorer som kan ha hatt en påvirkning på oljeprisen.

3.2.3 Makroøkonomiske Faktorer

Mot slutten av 1990-tallet var oljeprisen på sitt laveste nivå for perioden vi har sett nærmere på. I løpet av desember 1998 ble den laveste oljeprisen registrert med \$21, som var halvparten av prisen to år tidligere. Oljeprisfallet skyldtes i stor grad den asiatiske finans-krisen som startet i midten av 1997, og førte til redusert etterspørsel etter olje. Krisen forplantet seg videre til andre utviklingsland som Russland, Brazil og Argentina, og oljeprisen hentet seg først inn i løpet av 1999 på grunn av økt etterspørsel og en ekspanderende global økonomi (Baumeister & Kilian, 2016).

Fra 2003-2008 steg prisen på ett fat med olje fra \$28 til \$134. Det er en felles enighet mellom akademikere om at mye av prisoppgangen kan best kan forklares av en ekspanderende global økonomi med en stadig større appetitt for olje. Fremtredende land i Asia stod for den kraftigste økningen i realøkonomisk aktivitet og økende behov for import av olje (Kilian 2008b), Hamilton (2009)). Finanskrisen i 2008 bidro til økt usikkerhet og et kraftig fall i etterspørsel av forskjellige råvarer i påvente av en global resesjon. I februar 2009 ble oljeprisen notert til \$39 fatet som var den laveste prisen siden 2003. Den hentet seg inn og stabiliserte seg på rundt \$100 i løpet av andre halvdel av 2009 (Baumeister & Kilian, 2016).

Den påfølgende perioden fra mai 2009 til begynnelsen av 2014 bestod av en periode med stabile oljepriser over \$100. Mellom juni 2014 og januar 2015 falt oljeprisen fra \$105 helt ned til \$47. Baumeister og Kilian (2016) mener at en prisnedgang på ca \$11 kan forklares av fallende global økonomisk aktivitet, prisetallet ble også observert i andre handelsvarer. Ett ytterligere fall på \$16 dollar mener de kan forklares av et positivt tilbudssjokk som kan forklares av USA sin oljeutvinning fra skifer, samtidig som både Canada og Russland økte sin oljeproduksjon (Skiferolje er en type råolje som utvinnes fra sedimentære skifer bergartformasjoner ved å varme opp skiferen). Den gjenværende nedgangen på \$22 kan forklares av to uavhengige sjokk i oljeprisen. Det første sjokket forklares i en endring av lagringsetterspørselen etter olje, mens det andre sjokket tilskrives en uventet svekkelse av verdensøkonomien i desember 2014 (Baumeister & Kilian, 2016).

4. Presentasjon av Data

I dette kapittelet gjennomgår vi prosessen vi har vært igjennom med å omdanne nominelle tall til reelle tall for å passe kriteriene til Kilian (2009) sitt originale datasett. Datasettet til Kilian (2009) er tilgjengelig på hjemmesiden til «The American Economic Review (AER)¹. Sammen med datasettet følger oppskriften på å bruke datasettet i Matlab. Man får ikke gjensvart de originale dataene til Kilian (2009) da dataene kontinuerlig oppdaterer seg på grunn av endringer i realverdien over tid. Vi tar videre utgangspunkt i månedlige data for vår periode 2000-2020.

4.1 Global Oljeproduksjon

EIA (U.S Energy Information Administration) produserer historiske data om global oljeproduksjon, og egner seg derfor bra som vår kilde til global oljeproduksjon. Kilian (2009) og de fleste som bygger videre på artikkelen hans bruker EIA sine oppgitte tall. De oppgir den globale oljeproduksjon målt i gjennomsnittlig antall tusen fat per dag. Dataene for global oljeproduksjon er hentet fra EIA sin hjemmeside². Vi bruker den gjennomsnittlige produksjonsmengden for den samlede totale produksjonsmengden globalt oppgitt i antall millioner fat per dag. Videre finner vi den naturlige logaritmen for hvert produksjonskvantum som vi multipliserer med den årlige vekstraten. Dette gir oss en tidsserie som stemmer overens med Kilian (2009) sine originale tall.

¹<https://www.openicpsr.org/openicpsr/project/113299/version/V1/view?path=/openicpsr/113299/fcr:versions/V1/data.txt&type=file>

²<https://www.eia.gov/international/data/world/petroleum-and-other-liquids/monthly-petroleum-and-other-liquids-production?pd=5&p=00vg&u=0&f=M&v=line&a=-&i=None&vo=value&vb=170&t=C&g=None&l=249--249&s=94694400000&e=1675209600000&ev=true>

4.2 Realøkonomisk Aktivitet

Formålet med å kvantifisere et mål på realøkonomisk aktivitet er å kartlegge etterspørselen på industrielle råvarer, inklusiv olje. Det eksisterer ikke en felles indeks som måler realøkonomisk³ aktivitet, men blant akademikere er det akseptert at global økonomisk aktivitet er den viktigste faktoren for etterspørsel etter sjøtransport. Dette har blitt dokumentert både av Klovland (2004) og Stopford (1997). Dette medfører at endringer i fraktrater egner seg bra til å anvende som en indikator for endringer i realøkonomisk aktivitet (Kilian, 2009).

Indeksen som Kilian (2009) har konstruert, stammer fra et utvalg av «single-voyage freight rates» som er hentet ut fra den månedlige rapporten til Drewry Shipping Consultants Ltd, «Shipping Statistics and Economics». Rapporten er basert på fraktrater i «dry bulk-segmentet, som vil si at varen som fraktes ikke er pakket inn, men fraktes løst på skipet. Nærmere bestemt jernmalm, gjødsel, korn, kull, oljefrø og skrapmetall. Kilian har korrigert indeksen i henhold til den amerikanske konsumprisindeksen slik at den blir en realindeks. Videre har han fjernet den lineære trenden i tidsserien slik at de sykliske variasjonene i fraktratene blir synlige, ettersom det er de sykliske variasjonene som er interessante og ikke den langsiktige trenden. En usikkerhet ved å bruke indeksen for tørrbulk er at fraktratene kan øke dersom man opplever oljeprissjokk, ettersom en økning i oljeprisen vil føre til økte «bunker/drivstoffpriser». Baltic Exchange Dry-indeksen er et alternativ, som brukes av andre aktører som en approksimasjon for å måle realøkonomisk aktivitet (Kilian, 2009).

Et annet alternativ som Kilian (2009) foreslår for å måle månedlig global realøkonomisk aktivitet er global industriell produksjon. Implikasjoner ved å bruke en global industriproduksjonsindeks vil være at konverteringsraten, og teknologiske endringer over tid kan påvirke koblingen mellom økende produksjon og den globale etterspørselen etter industrivarer. Det nærmeste man kommer er OECD sin indeks på industriell produksjon. Med industriell produksjon referer indeksen til produksjon fra industribedrifter og dekker sektorer som gruvedrift, produksjonslinjer, elektrisitet, gass og damp, og klimaanlegg. Denne indikatoren måles i en indeks basert på en referanseperiode som uttrykker endring i produksjonsvolum. Et problem som ble identifisert av Kilian (2009) var at

³ <https://www.dallasfed.org/research/igrea>

OECD indeksen ekskluderte fremvoksende økonomier i Asia som Kina og India, som har et vesentlig forbruk av industrielle råmaterialer, India har i senere tid blitt lagt til.

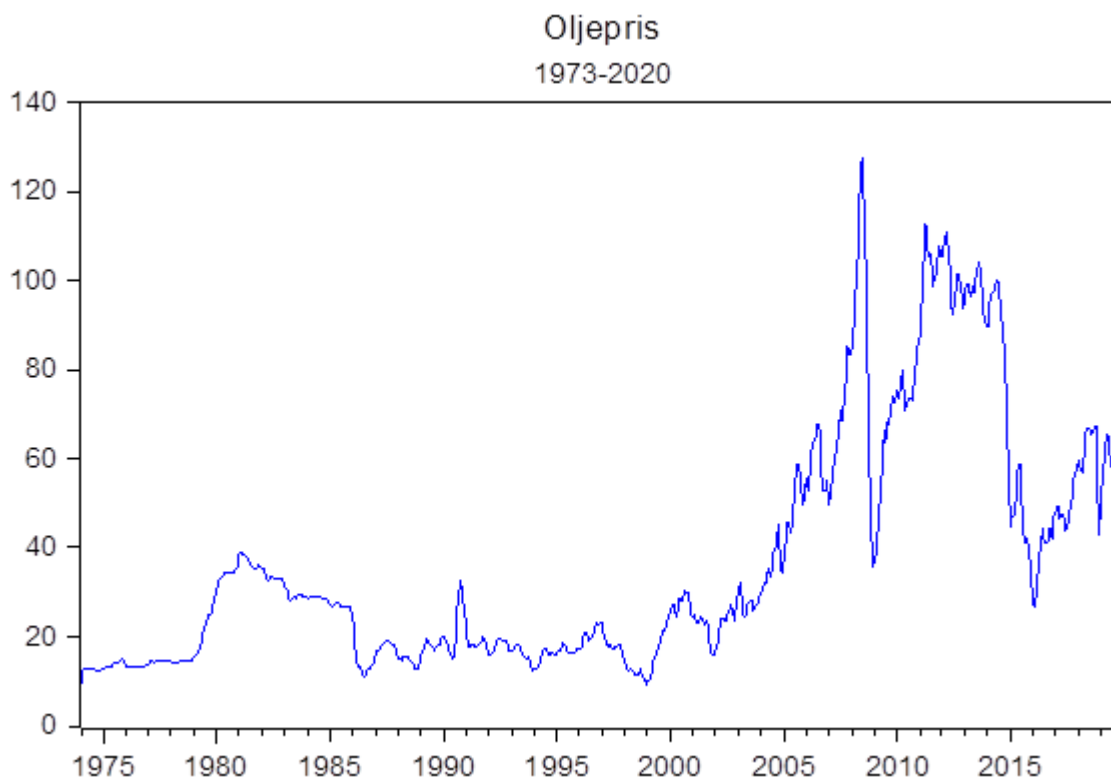
Hamilton (2019) antyder at indeksen på global realøkonomisk aktivitet er misledende ettersom det er en feilkode i den originale indeksen som fører til at de nominelle frakt ratene ble logget dobbelt. Kilian korrigerer for feilkodingen og forkaster kritikken som kom fra Hamilton, ved å vise til at den korrigerede indeksen har små forskjeller fra den opprinnelige indeksen og at de empiriske resultatene gir tilnærmet uendrede resultater (Kilian, 2019). Den originale indeksen undervurderer høykonjunktorene for perioden mellom 2004 og midten av 2008 samtidig som den overvurderer nedgangen i tidlig i 2016. Tatt i betraktning forblir mønsteret og trenden til indeksen tilnærmet likt. Tidspunktet for de globale økonomiske sammentrekningene og utvidelsene forblir uendret, det samme gjør bevisene for den globale økonomiske nedgangen mellom 2011 og 2015. Dermed konkluderte Kilian (2019) at Hamiltons (2019) kritikk ikke var tilstrekkelig for rop om en bedre indikator for aggregerte etterspørselssjokk.

4.3 Oljeprisen

I artikkelen til Alquist et.al (2011) vurderer de to alternativer for å måle den reelle prisen på olje. Alternativet stod mellom West Texas Intermediate prisen (WTI)⁴ som amerikanske raffinerier U.S Refiner's Acquisition Cost (RAC) betaler for å importere råolje fra det globale markedet. Kilian (2009) mener RAC gir en bedre illustrasjon av den globale markedsprisen for perioden før 1980-tallet, ettersom WTI-prisen frem til da i stor grad var regulert av amerikanske myndigheter. Derfor er WTI-prisen først et godt mål på den faktiske markedsprisen etter at den ble deregulert på 1980-tallet. For å sammenligne resultatene til Kilian (2009) med våre egne, vil vi først gjøre en utregning basert på den reelle importprisen på råolje. Dette gjør vi ved å bruke tidsserien til RAC. Her forventer vi å få tilnærmet like resultater som Kilian (2009), som vil legge grunn for vår egen analyse basert på WTI-prisen for vår valgte tidsperiode. For å finne den reelle prisen på olje følger vi i Kilian (2009) sine fotspor og bruker EIA sine tall for oljeprisen til WTI.[4] Denne er oppgitt i

⁴ https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm

nominelle tall, derfor må vi først inflasjonsjustere den mot den amerikanske konsum pris indeksen, før vi finner den naturlige logaritmen for så å trekke i fra gjennomsnittet.



Figur 1: Reelle oljeprisen 1970-2020

4.4. Omarbeiding av Data

I prosessen med å replisere det opprinnelige datasettet til Kilian (2009) møtte vi på mange hindringer underveis som bidro til en mer krevende prosess enn først antatt. Først og fremst måtte vi bestemme oss for en troverdig kilde på global oljeproduksjon, for deretter å omarbeide dataen til analyseformål, både for Kilians (2009) og våre egne data som er beskrevet nærmere i delkapittel 4.1. For den realøkonomiske aktiviteten oppstod det komplikasjoner med å bruke indeksen til Lutz Kilian som ligger tilgjengelig på Dallas Federal Reserves hjemmeside, ettersom indeksen oppdateres på månedlig basis og er gjennomsnittsvektet. Dette fører til komplikasjoner med å bruke indeksen for å replisere Kilian (2009) sin originale SVAR-modell, ettersom indeksen for realøkonomiske aktivitet er oppdatert til dagens gjennomsnitt. Over en lengre periode vil denne effekten føre til større endringer av indeksens tidligere verdier. For WTI-prisen måtte vi velge hvilken amerikansk KPI vi skulle bruke for å inflasjonsjustere oljeprisen for vår periode og dermed bli kvitt sesongvariasjoner slik som Kilian (2009) gjorde for sitt datasett. Ettersom det ikke

eksisterer historisk data for RAC tilbake i 1973, har Kilian (2009) ekstrapolert RAC tilbake til januar 1973. Dette vil si å utvide en tidsserie bakover ved å følge den lineære trenden til tidsserien.

[1] <https://www.openicpsr.org/openicpsr/project/113299/version/V1/view?path=/openicpsr/113299/fcr:versions/V1/data.txt&type=file>

[2] <https://www.eia.gov/international/data/world/petroleum-and-other-liquids/monthly-petroleum-and-other-liquids-production?pd=5&p=00000000000000000000000000000000vg&u=0&f=M&v=line&a=-&i=none&vo=value&vb=170&t=C&g=none&l=249--249&s=94694400000&e=1675209600000&ev=true>

[3] <https://www.dallasfed.org/research/igrea>

[4] https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm

5 Metode

I dette kapittelet vil fremheve metodikken i oppgaven fremvist med relevante modeller og deres anvendelses metoder.

5.1 Redusert VAR-modell

Redusert VAR-modell også kjent som VAR-modell er en av tre forskjellige VAR-modeller (reduert, tilbakevendende og strukturell). Den reduserte VAR-modellen vurderer alle variablene i modellen som et resultat av sine egne tidligere verdier, samt tidligere verdier for andre variabler i modellen heretter definert som lags. Problemet med dette er at modellen antar at variabler som inntreffer i samme tidshorisont korrelerer med hverandre. Hvis dette ikke er tilfellet feiler modellen, og kan ikke analysere individuelle sjokk på et system. Dette kan forklares på bakgrunn av at modellen er konstruert for at brukeren skal analysere om det eksiterer korrelasjon på forhånd. Redusert VAR-modellen er den enkleste av de tre modellene, og mye av redusert VAR-modell blir brukt videre i de to andre modellene. VAR-modellen ble utviklet av Christopher A. Sims (1980a) på bakgrunn av eksisterende økonometriske modellens krav om mange parametere, og deres nødvendighet for store mengder informasjon, som for eksempel uopnåelig informasjon eller perfekte markeder. Sims (1980a) anså VAR-modellen som en forbedret økonometrisk modell som egnet seg til prediksjon, ved at den kunne anvendes for å sette ulike variabler opp mot hverandre, noe som egnet seg for økonomisk bruk. «In a series of papers, Sims (1972, 1980a, 1980b) proposed the use of vector autoregressions (VARs). The most comprehensive and influential of these papers is Sims (1980a), 'Macroeconomics and Reality'. Few contributions have withstood the test of time as well as this paper.» sa Christiano (2012), som fremhever innflytelsen til Sims i den statistiske og økonomiske litteraturen, da den fortsatt er relevant i dag. Bidraget til Sims (1972, 1980a, 1980b) brukes på mange ulike fronter i økonometriske litteratur, dog er hans senere verk (Sims, 1986), og introduksjonen av SVAR-modellen som har betyd mest for oljerelatert litteratur.

5.1.1 Eksempel på VAR-modell

For å forklare modellen kan vi bruke en bivariat VAR-modell (1) som et eksempel. VAR-modell kan komme i forskjellige former avhengig av antall variabler, og antall lags. For eksempel to variabler,

og et lags kalles en bivariat VAR (1) modell, hvor (1) står for antall lags. Modellen kan komme i form av flere lags, og/- eller flere variabler. Modellen består av variablene x og y, samt konstantene a_1 og a_2 , koeffisientene c_{11} , c_{12} , c_{21} , og c_{22} , og ε som er individuelle «sjokk» på de individuelle variablene, ofte referert til som en error. For videre bruk i oppgaven vil vi referere til ε som ulike sjokk i modellene. Dette gjør at vi får følgende formel:

$$y_t = a_1 + c_{11}y_{t-1} + c_{12}x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$x_t = a_2 + c_{21}y_{t-1} + c_{22}x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Dette kan skrives i matriseform:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (3)$$

Matriseformen fremstiller grupperingene ved ulike matriser. Der f_t representerer variabelmatrisen, A representerer konstantmatrisen, C representerer koeffisient matrisen og ε_t representerer sjokk matrisen. Dette gjør at en bivariat VAR-modell (1) kan formuleres på følgende måte.

$$F_t = A + CF_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Dette betyr at x_t og y_t kommer som et resultat av koeffisientene og lags for x og y (t-1, t-2, osv.) pluss, de individuelle sjokkene for a og b (ε). Modellen blir estimert ved bruk av Ordinary least squares regression (OLS). Sjokkene (ε) regnes som individuelle økonomiske sjokk derfor anses sjokkene som ikke-korrelerte.

For å bruke et praktisk eksempel på hvordan vi kan fremstille virkelige endogene variabler og lags i en VAR-modell, kan vi se på en trivariat VAR (1), med de endogene variablene arbeidsledighetsrate (AL_t), inflasjonsrate (I_t) og styringsrenten (R_t) med ett lag. Modellen vil da formuleres slik:

$$y_t = \beta_1 + \gamma_{11}AL_{t-1} + \delta_{12}x_{t-1} + \mu_{13}AL_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$x_t = \beta_2 + \gamma_{21}AL_{t-1} + \delta_{22}AL_{t-1} + \mu_{23}AL_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$x_t = \beta_3 + \gamma_{31}AL_{t-1} + \delta_{32}AL_{t-1} + \mu_{33}AL_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$F_t = A + CF_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

I likhet ved det første eksempelet kan det fremstilles i matrise form, dog har vi endret koeffisient symbolene (γ , δ , μ) for å lettere identifisere og differensiere de forskjellige koeffisientene. Ved enda flere lag gjør dette det enda lettere å differensiere dem i matrise form for forklaring.

5.2 Strukturell VAR-modell

Den strukturell VAR-modellen ble introdusert som en videreutvikling av en redusert VAR-modell. Sims (1986) sin nye modell hadde som formål å rette enkelte diskusjonspunkter knyttet til den reduserte VAR-modellen. Sims (1986) ønsket spesifikt å rette fokuset mot hvordan variablene og de individuelle sjokkene påvirket hverandre. Den reduserte VAR-modellen tar utgangspunkt i at sjokkene i de ulike variablene ikke er korrelerte. Til kontrast tar den strukturelle VAR-modellen utgangspunkt i hvordan de ulike identifiserings restriksjonene brukes, for å definere sjokkenes påvirkning til variablene i et datasett. Restriksjonene kan presenteres som: "ingen kortsiktig effekt", "ingen langsiktig innvirkning" og "fortegnsrestriksjoner". For å definere hvordan de ulike sjokkene påvirker variablene brukte Kilian (2009) "ingen kortsiktig effekt" restriksjoner i sin oljemarkedsmodell. Han identifiserte dette med følgende tre restriksjoner:

1. Global etterspørsel og oljepris har ingen kortsiktig påvirkning på olje produksjon.
2. Global etterspørsel blir kortsiktig påvirket av oljeproduksjonen, men ikke av oljeprisen.
3. Oljeprisen blir umiddelbart påvirket av oljeproduksjonen og global etterspørsel.

Kilian (2009) og Lyu et al (2021) som vi tar inspirasjon fra baserer seg på kortsiktig påvirkning mellom variablene, derfor ser vi nærmere på hvordan restriksjonene til ingen kortsiktig påvirknings defineres som formler.

Når vi tar for oss den reduserte bivariat VAR-modellen (1) i SVAR form får vi følgende todelt formel:

$$z_{1,t} = a_1 + c_{11}z_{t-1} + c_{21}z_{t-1} + b_{11}\varepsilon_{1,t} + b_{12}\varepsilon_{2,t} \quad (9)$$

$$z_{2,t} = a_2 + c_{12}z_{t-1} + c_{22}z_{t-1} + b_{21}\varepsilon_{1,t} + b_{22}\varepsilon_{2,t} \quad (10)$$

I matrise form:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$u_{1,t} = b_{11}\varepsilon_{1,t} + b_{12}\varepsilon_{2,t} \quad (12)$$

$$u_{2,t} = b_{21}\varepsilon_{1,t} + b_{22}\varepsilon_{2,t} \quad (13)$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$U_t = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Til forskjell fra en redusert VAR-modell får vi ett ekstra ledd som definerer hvordan individuelle sjokk påvirker variablene i form av ε_1 og ε_2 leddene. Hovedforskjellen mellom den strukturell- og redusert VAR-modellen viser seg da B definerer restriksjons påvirkningene til ε_1 og ε_2 på variablene z_1 og z_2 . Dog er ε_1 og ε_2 ikke observerbare som gjør at vi ikke har mulighet til å estimere B verdiene, og siden u_t er avhengig av både ε_1 og ε_2 gir det sterk indikasjon på kovarians, som kan formuleres som:

$$\begin{bmatrix} v_{11}^2 & v_{12}^2 \\ v_{21}^2 & v_{22}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (16)$$

Der:

$$v_{11}^2 = b_{11}^2 + b_{21}^2 \quad (17)$$

$$v_{12}^2 = v_{21}^2 = b_{11}b_{12} + b_{21} + b_{22} \quad (18)$$

$$v_{22}^2 = b_{21}^2 + b_{22}^2 \quad (19)$$

Fra dette kan vi se at $(v_{12})^2 = (v_{21})^2$ som vil si at formelen er underdefinert og skaper identifikasjons problemet som ble introdusert innledningsvis, derav trenger vi flere formler i form av restriksjoner. Dersom vi antar at sjokkene til z_2 ikke har kortsiktige påvirkninger på z_1 , betyr det at $b_{12} = 0$ vil gi oss følgende matrise:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (20)$$

B matrisen er satt opp som lavere triangulær, dette gjør at vi kan bruke Choleskys (1924) nedbrytning av Σ_u for estimering. Dette kommer vi tilbake til i kapittel 5.3 hvor vi tar for oss variablene og restriksjonene vi skal bruke videre i oppgaven vår.

5.3 Kilians SVAR

Det forrige kapittelet legger grobunnen for hvordan en SVAR-modell er satt opp. Vi går nå nærmere inn på hvordan Kilian (2009) definerer sin oljemarkedsmodell (SVAR-modell). Kilian (2009) bruker en rekursiv identifikasjon for å definere variablenes påvirkning på hverandre, og modellen forutsetter at sjokkene ikke er korrelerte. Den rekursive identifikasjonen i modellen blir forklart på følgende måte. 1. Oljetilbud blir kun påvirket av sine egne tidligere verdier. 2. Aggregert etterspørsel blir påvirket av sine egne tidligere verdier og tidligere verdier til Oljetilbud. 3. Oljespesfikk etterspørsel blir påvirket av sine egne tidligere verdier og de andre variablenes tidligere verdier. Kilian (2009) definerer modellen sin som:

$$A_0 z_t = a + \sum_i^{24} A_i z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Der A_0 er den rekursive strukturen for koeffisientene gitt ved Cholesky dekomponering, og A_0^{-1} er dens resiproke verdi. z_t beskriver variablene i tiden t , a er en konstant, og A_i er koeffisient matrisen i en oppgitt tid (1). Ved å gange hver side med A_0 inverse matrise A_0^{-1} får vi følgende formel:

$$z_t = k + \sum_i^{24} \gamma_{z_{z-t}} + A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (22)$$

Der $k = A_0^{-1}a$, γ er identitesmatrisen $A_0^{-1}A_i$, og $A_0^{-1}\varepsilon_t$ som den rekursive sjokk strukturen i modellen framstilt som $e_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$. Kilian (2009) viser til sjokk strukturen på følgende måte i sin modell:

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_{\Delta gop} \\ e_{R\theta A} \\ e_{OP} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{\text{tilbudssjok}} \\ \varepsilon_{\text{aggregert etterspørsel}} \\ \varepsilon_{\text{Oljespesifikk etterspørsel}} \end{pmatrix} \quad (23)$$

Den rekursive sjokk strukturen i modellen som vist over kan forklares ved at den venstre siden beskriver den reduserte sjokkformen e_t og høyre beskriver sjokkmultiplikator matrisen A_0^{-1} ganget med de spesifikke sjokkene. Nullene i sjokkmultiplikatorene følger den rekursive identifikasjonen som forklart tidligere i oppgaven. Den inverse matrisen blir nærmere definert i kapittel 5.3. Fra dette får vi følgende formel de individuelle variablene.

$$\Delta gop_t = \sum_{i=1}^j \gamma_{11} \Delta gop_{t-1} + \sum_{i=1}^j \gamma_{12} r\theta a_{t-1} + \sum_{i=1}^j \gamma_{13} Op_{t-1} + e_t^{\Delta prod} \quad (24)$$

$$r\theta a_t = \sum_{i=1}^j \gamma_{21} \Delta gop_{t-1} + \sum_{i=1}^j \gamma_{22} r\theta a_{t-1} + \sum_{i=1}^j \gamma_{23} Op_{t-1} + e_t^{r\theta a} \quad (25)$$

$$op_t = \sum_{i=1}^j \gamma_{31} \Delta gop_{t-1} + \sum_{i=1}^j \gamma_{32} r\theta a_{t-1} + \sum_{i=1}^j \gamma_{33} Op_{t-1} + e_t^{op} \quad (26)$$

Dette gjør at vi får følgende formler når vi degeneralisere formel 22. Her står γ_{mn} for variabelens plass i koeffisientmatrisen i m-te kolonne og n-te rad.

5.4. Cholesky dekomponering

Cholesky dekomponering brukes innenfor lineær algebra som forklaring for faktoriseringen mellom forskjellige matriser. Definisjonen av Cholesky dekomponering forklares med at matrisen er diagonal positiv (defineres som Hermitian) og lavere trianguler. Matrisen presenteres i følgende form: $A=LL^*$ der L^* er konjugert transponering (symetrisk) av L som betyr at tallet i kolonne 1 i matrise L er lik rad 1 i matrise L^* :

$$\begin{matrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{11} & 0 & 0 & a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} = a_{21} & a_{22} & 0 & X & 0 & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 & a_{33} \end{matrix} \quad (27)$$

I Cholesky dekomponering er den diagonale linjen i matrisen Hermitian og definerer de andre verdiene i matrisen på følgende måte:

$$\begin{matrix} 1 & 0 & 0 & a_{11} & 0 & 0 & a_{11}^{-1} & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & a_{21} & a_{22} & 0 & a_{21}^{-1} & a_{22}^{-1} & 0 \\ 1 & 1 & 1 & a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{31}^{-1} & a_{32}^{-1} & a_{33}^{-1} \end{matrix} \quad (28)$$

I dette tilfellet er a_{12} , a_{13} og a_{23} lik a_{21} , a_{31} og a_{32} . Dette er den grunnleggende forklaring av hvordan Cholesky dekomponering fungerer, i tillegg kan dekomponeringen fremstilles i ulike simplificerte former. Eksempelvis bruker Kilian (2009) en inversmatrise for å identifisere sjokkene i sin SVAR-modell. I modellen blir matrisen fremstilt som $\gamma = A_0 A_0^{-1}$ der A_0^{-1} er den inverse matrisen av A_0 som i bunn og grunn betyr $1/A_0$. Definisjonen av en inversmatrise presenteres av følgende formel $A^{-1} = A^*(AA^*)^{-1}$ hvor AA^* alltid vil være Hermitian som betyr at diagonal linjen alltid er positive:

$$\begin{matrix} a_{11} & 0 & 0 & 1^{-1} & 1^{-1} & 1^{-1} & a_{11}^{-1} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & a_{21}^{-1} & a_{22}^{-1} & a_{22}^{-1} & a_{21}^{-1} & a_{22}^{-1} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{31}^{-1} & a_{32}^{-1} & a_{33}^{-1} & a_{31}^{-1} & a_{32}^{-1} & a_{33}^{-1} \end{matrix} \quad (29)$$

For å bevise at inversmatrisen er korrekt i enkel kan vi bruke et eksempel tilfældige tall der, $\gamma = A_0 A_0^{-1} = A_0^{-1} A_0$

$$\begin{matrix} 1 & 0 & 0 & a_{11} & 0 & 0 & a_{11}^{-1} & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & a_{21} & a_{22} & 0 & a_{21}^{-1} & a_{22}^{-1} & 0 \\ 1 & 1 & 1 & a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{31}^{-1} & a_{32}^{-1} & a_{33}^{-1} \end{matrix} \quad (30)$$

der

$$\begin{matrix} 1 & 0 & 0 & 8 & 0 & 0 & \frac{1}{8} & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 2 & 6 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{6} & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 7 & 3 & 7 & \frac{1}{7} & \frac{1}{3} & \frac{1}{7} \end{matrix} \quad (31)$$

Ett tallene i γ representerer den originale verdien i koeffisientmatrisen.

5.5 Definerings av Modellen

Valg av antall lags og variabler gjør de forskjellige VAR-modellene mer komplekse, da flere variabler og lags krever utregning av flere koeffisienter. Eksempelvis ved bivariat VAR (2) må det regnes ut åtte koeffisienter, i motsetning til en bivariat VAR (1) som har fire koeffisienter. Derfor anbefales det å ikke bruke for mange variabler og lags, da dette gjør at modellene blir veldig komplekse og muligens unøyaktige. For få variabler og lags kan føre til spesifikasjons problemer for modellen. Derfor anbefales det mellom to til fem variabler, mens valg av lags avhenger av tidsperiodenes lengde og spesifisering (månedlig, kvartalsvis og årlig frekvens) samt antall variabler. Dette blir nærmere forklart i avsnittene under.

5.5.1 Valg av Antall Lags

Man vurderer tre metoder for å spesifisere antall gunstige lags for VAR-modellene. Kriteriene som er tatt i bruk er Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz-Bayesian Information Criterion (BIC) og Hannan-Quinn Criterion (HQC). Hensikten til metoden er å estimere lavest prediksjons usikkerhet for et gitt system som bidrar til at VAR-modellen har lavest mulig usikkerhet. Metodene er ofte integrert i statistiske programvareverktøy og gjennomføres automatisk. Formålet med å teste antall lags er å identifisere antallet som gir mest nøyaktige resultater for det gitte datasettet. AIC, BIC, og HQC går alle ut på samme prinsipp, å finne «goodness of fit» for en regresjonsmodell. Dette gjøres for å maksimere sannsynligheten for estimering, som ved bruk i VAR-modellen. Metodene bruker ulike fremgangsmåter for å maksimere sannsynligheten til regresjonen.

Valg av antall gunstige lags defineres vanligvis før en VAR-modell tas i bruk, men i Kilian (2009) og Lyu et, al. (2021) brukes det 24 lags, som har sin opprinnelse fra at to år består av 24 måneder. Kilian (2009) bruker 24 lags først i sin SVAR-modell og senere i Kilian & Lütkepohl (2017) og Killan

& Zhou (2020). Valget baseres på grunnlag av at få lags ikke fanger opp rolige, stigende eller fallende sykluser, og vil dermed undervurdere viktigheten av de forskjellige etterspørselssjokkene. Kilian (2009) begrunner valget med at råvaremarkedets sykluser er mer langvarige enn andre markeder. Vi velger å følge Kilian (2009) i valg av 24 lags som tilsvarer et lag periode på 24 år. Resultatene fra disse testene samt nærmere forklaring av testene blir fremstilt i appendiks.

5.5.2 Dickey-Fuller Test

Vi tar i bruk en Augmented Dickey-Fuller test for å undersøke om variablene i datasettet egner seg for bruk i statistisk analyse. Dette gjøres ved å undersøke om variablene er stasjonære eller ikke-stasjonære, dette er avgjørende for å identifisere om resultatene kan benyttes i vår modell. En stasjonær variabel påvirkes ikke av sjokkene over en lengre tidsperiode, og returnerer til gjennomsnittet over tid. Til kontrast er ikke-stasjonære variabler mer ustabile, og blir i større grad påvirket av sjokkene som påvirker datasettet. Som kan føre til misledende resultater som for eksempel en korrelasjon mellom to variabler som ikke egentlig eksisterer (Enders, 2010). Hvis de statistiske egenskapene vedvarer gjennom tidsserien er det en stasjonær prosess, og vil da oppfylle følgende kriterier for stasjonærhet eller svak stasjonær.

Videre i oppgaven henter vi inspirasjon fra Kilian (2009) og tar utgangspunkt i de samme variablene, men med et annet mål for oljepris: 1. global oljeproduksjon, 2. realøkonomisk aktivitet og 3. realoljeprisen. For å teste om disse variablenes statistiske egenskaper egner seg til bruk innen en gitt tidsserie (2000 – 2020). Nullhypotesen i ADF-testen brukes for å identifisere om det er en enhetsrot i tidsserien ($I(0)$ -variabel) og testes mot alternativhypotesen der tidsserien ikke inneholder enhetsrot ($I(1)$ -variabel). Hvis nullhypotesen forkastes antas det at tidsserien er stasjonær eller svak stasjonær. For gjennomførelse av en SVAR-modell er det ønskelig at det er minst en variabel som er stasjonær, til forskjell fra den originale var modellen som anbefaler at alle variablene i data serien er stasjonær. Dette er grunnet ønsket om å unngå falske resultater (falske korrelasjoner mellom variablene). Svar-modellen går ut i fra at dataseriene som er valgt er hentet med økonometrisk teori i bakgrunn, og på den måten søker å unngå falske korrelasjon mellom variablene.

$$y_t = a_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \sum_{i=2}^4 \beta_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (36)$$

Formelen over representerer ADF-testen der $H_0: \gamma = 0$ eller $H_1: \gamma < 0$ der H_0 forkastes hvis tidsserien ikke inneholder en enhetsrot. For videre utredning av DF-tester viser vi til appendiks #

5.6. Læringskurven i Metodedelen

Vi undersøkte mulighetene for å gjennomføre SVAR-modellen og testene i STATA. Bakgrunnen for dette valget stammet fra tidligere erfaringer med programmet som vi har tilegnet oss gjennom studieprogrammet vårt. Programmet var lite intuitivt for å gjennomføre en SVAR-analyse, ettersom det var vanskelig å identifisere kommandoer som vi skulle bruke for å bestemme restriksjonen i modellen. Det var lite utbredt litteratur for gjennomføring av SVAR-modelleringer i STATA. Dermed ble vi nødt til å se på alternative løsninger, som førte oss til et program som heter EVIEWS, som ble mye brukt i forbindelse med SVAR-analyser hos den Europeiske Sentralbanken. Programmet var brukervennlig og rett frem, som gjorde det enkelt å teste for stasjonærhet og laglengder i datasettet. Det oppstod problemer da vi forsøkte å replisere Kilian (2009) sine impuls-respons funksjoner, som vi beskriver nærmere i resultatene våre. Problemet med impuls-respons analysen var at EVIEWS ikke tillot endringer i fortegnbestemmelsene i koeffisient- og sjokkmatriksen, som førte til at figurene ble feil i forhold til Kilians (2009). Vi ble derfor tvunget til å se på alternative metoder å presentere modellene på. Etter en ny gjennomgang av relevant litteratur kom vi over artikkelen til Kim & Vera (2019), som gjennomført en SVAR-analyse med Kilians (2009) opprinnelige data og kode i Matlab. Vi brukte en stund på å lære Matlab kodene før vi repliserte Kilian (2009) sitt datasett og senere vårt eget datasett. Resultatene blir presentert i kapittel 6.

6. Resultater

I denne delen av oppgaven er hensikten å sammenligne de empiriske resultatene fra Kilian (2009) sin strukturelle VAR-modell med våre resultater, som vi kommer frem til i vår strukturelle VAR-modell for perioden 2000-2020. Dette gjør vi først ved å studere Killans (2009) originale datasett som vi hentet fra hjemmesiden til American Economic Association⁵. Vi gjennomgår Kilians (2009) analyse og resultater av effekten oljeprissjokk har for perioden, før vi tar for oss analysen og resultatene for vår periode. Vi dedikerer ett eget delkapittel til å sammenligne Kilians (2009) og våre egne resultater, for så å diskutere forskjellige veivalg vi har tatt som påvirker vår analyse og resultater. Dette kan føre til implikasjoner som vi diskuterer nærmere i en diskusjonsdel avslutningsvis.

6.1 Kort Oppsummert: Not All Oil Price Shocks Are Alike

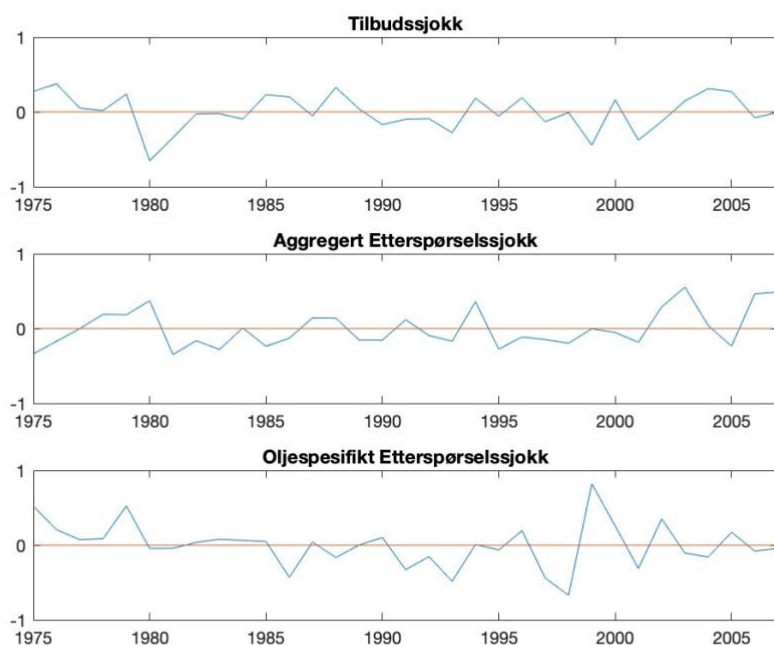
Kilian (2009) bruker en strukturell VAR-modell til å analysere det globale oljemarkedet ved å se på to problemstillinger. Først identifiserer han de underliggende etterspørsels- og tilbudssjokkene i det globale oljemarkedet. Identifikasjonen av disse sjokkene er viktig for å forklare svingninger i den reelle oljeprisen, i tillegg til å forstå hvordan den amerikanske økonomien reagerer på oljeprissvingninger. Han foreslår en strukturell dekomponering av realoljeprisen delt i tre komponenter: sjokk i råoljeforsyningen; sjokk for den globale etterspørselen etter alle industrielle råvarer; og etterspørselssjokk som er spesifikt for det globale oljemarkedet. Det siste sjokket har til hensikt å fange opp svingninger i etterspørselen til oljeprisen. Skifte av etterspørselen er forbundet med oppfatning om en markedsendring i tilgangen av olje, med tanke på den fremtidige oljeforsyningen. Artikkelen ser på effekten av de forskjellige sjokkene og hvordan de påvirker den reelle oljeprisen i perioden 1975-2007 (Kilian, 2009).

6.1.1 Historisk Utvikling av Strukturelle Sjokk

Figur 2 viser hvordan de ulike strukturelle sjokkene påvirker den reelle oljeprisen mellom 1975-2007. Kilian (2009) beviser at den reelle oljeprisen påvirkes av en rekke strukturelle sjokk med ulik

⁵<https://www.openicpsr.org/openicpsr/project/113299/version/V1/view?path=/openicpsr/113299/fcr:versions/V1/data.txt&type=file>

innflytelse på oljeprisen over tid. Som vi har nevnt i kapittel 4.2.1 er perioden 1978-1980 preget av usikkerhet og frykt knyttet til den fremtidige tilgjengeligheten av olje fra Midtøsten. Killan (2009) bruker perioden 1978-1980 til å forklare hvordan oljeprisen reager simultant på flere sjokk, med en kontinuerlig endring i sammensetning av sjokk over tid, som vist i figur #. Vi ser fra figur # at aggregerte etterspørselssjokk hadde en stigende trend for perioden, samtidig som ett positivt oljespesifikt etterspørselssjokk intr traff i 1979, etterfulgt av ett positivt tilbudssjokk i 1979 og et negativt tilbudssjokk i 1980. Et eksempel på hvordan sammensetningen av de strukturelle sjokkene påvirker oljeprisen illustreres godt av den asiatiske finanskrisen 1997-1999. Her er det store endringer i oljespesifikke etterspørselssjokk, med negative sjokk i 1997 og 1998 før et kraftig positivt sjokk i 1999. Negativ trend for tilbudssjokk i perioden 1997-1999, mens aggregerte etterspørsel hadde et lite positivt sjokk i 1999. Sammensetningen av sjokkene vil ifølge økonometrisk teori ha en negativ påvirkning på oljeprisen fra 1997-1998 før en kraftig økning i 1999 som beskrevet i kapittel 4.2.3.



Figur 2: Historisk utvikling av strukturelle sjokk, 1975-2007

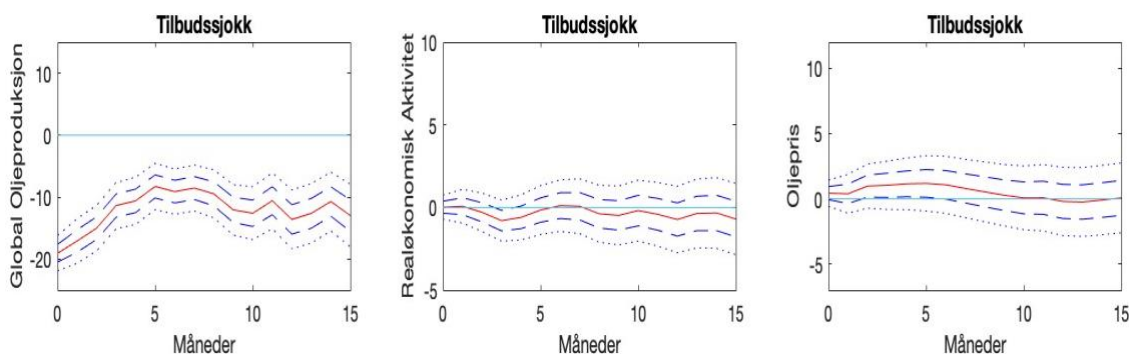
6.1.2 Effekten av Oljeprissjokk

Figur 3 viser impuls-respons funksjonene fra den strukturelle VAR-modellen til Kilian (2009) basert på global oljeproduksjon, real økonomisk aktivitet og den reelle oljeprisen. Impuls-respons

funksjoner er anvendelig for bruk i en SVAR-modell, da de viser reaksjonene på variablene når et sjokk inntreffer. Den rekursive strukturen spiller en viktig rolle ettersom restriksjonen til matrisen antyder at noen sjokk ikke har simultane effekter på enkelte av variablene i modellen. Det kreves derfor forståelse i økonomisk teori for å fastsette strukturen i modellen. Impuls-respons funksjonen til en SVAR-modell kan rapporteres både ved å bruke normaliserte sjokk og/eller ikke. For vår modell er tilbudssjokket normalisert slik at det representerer et negativt sjokk, mens aggregert etterspørselssjokk og oljespesifikt etterspørselssjokk er normalisert til å representere positive sjokk. Dette fører til at de strukturelle sjokkene viser en økning i realoljeprisen. Den horisontale akse viser endringen de ulike variablene opplever etter ett sjokk, mens den lodrette linjen representerer antall måneder. Den stiplede blå linjen representerer ett standardavvik og den prikkete linjen representerer to standardavvik (Lütkepohl, 2008).

Tilbudssjokk

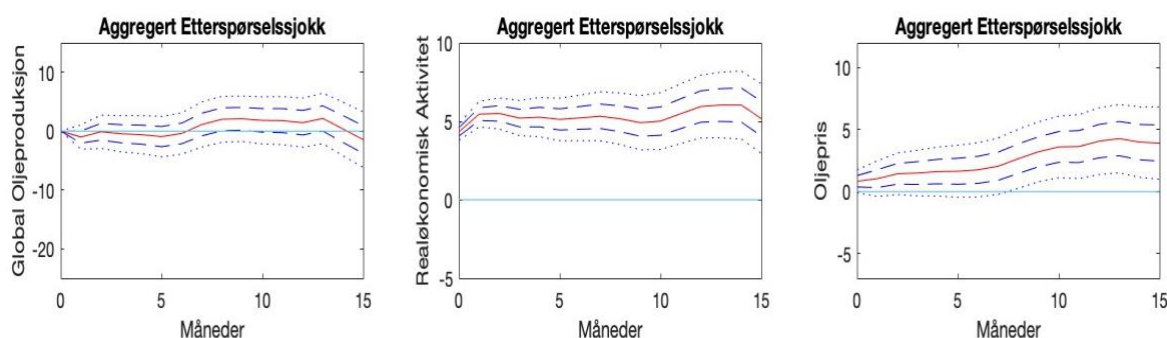
Figur 3 viser hvordan de tre variablene reager på et negativt oljetilbudssjokk representerer en negativ forstyrrelse i den globale oljeproduksjon. Grafen til oljeproduksjon viser hvordan et brått fall i forsyningen til olje påvirker global oljeproduksjon negativt ved treffpunktet, etterfulgt av en delvis reversering av nedgangen i løpet av det første året. Trenden støttes av oljeteori, hvor redusert tilbud av olje fra ett område kan utløse produksjons økninger hos andre oljeprodusenter. Dette sjokket utløser en forbigående økning i realprisen på olje og en nedgang i global realøkonomisk aktivitet, uten statistisk signifikans (Kilian 2009). Oljetilbudssjokk egner seg godt til å illustrere endringen i oljeproduksjon.



Figur 3: Impuls-respons funksjon tilbudssjokk

Aggregert Etterspørselssjokk

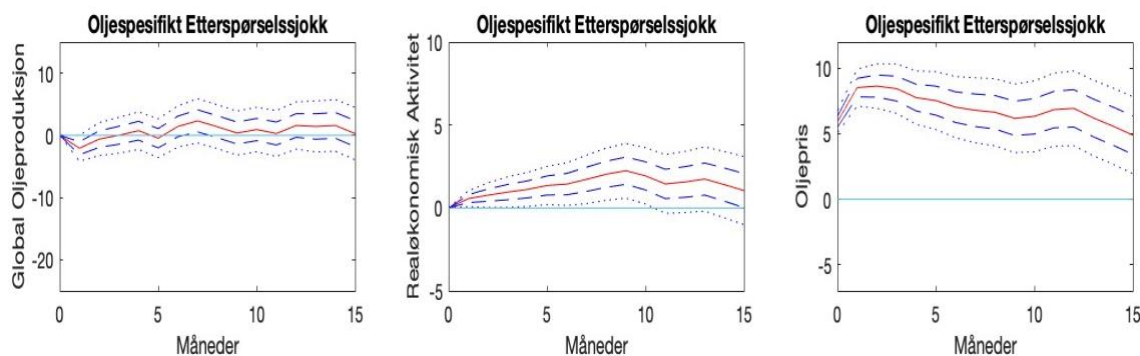
Figur 4 representerer hvordan variablene reagerer på et aggregert etterspørselssjokk, som er en reaksjon på en positiv endring i realøkonomiske aktivitet ved treffpunktet. Grafen til realøkonomisk aktivitet statistisk signifikant for hele perioden, og viser en oppgang de første 2-3 månedene før veksten avtar og skifter mot en negativ trend i slutten av perioden. Et uventet sjokk i aggregert etterspørsel signaliserer en svak stigning i oljeproduksjonen som når en topp i løpet av 8-9 måneder før den gradvis synker mot slutten av perioden på 15 måneder. I likhet med realøkonomisk aktivitet er den vedvarende veksten til oljeprisen statistisk signifikant. Grafen viser en markant oppgang etter 6 måneder før den treffer en ny likevekt mot slutten av perioden.



Figur 4: Impuls-respons funksjon aggregert etterspørselssjokk

Oljespesifikke Etterspørselssjokk

Figur 5 representerer et oljespesifikt etterspørselssjokk, som skyldes en positiv reell oljeprisstigning. Kilian (2009) hevder at denne typen sjokk fanger opp endringer i oljeprisen drevet av en økende føre-var-etterspørsel, assosiert med markedsbekymringer om fremtidige oljeforsyninger. Grafen til realoljeprisen viser en statistisk signifikant og vedvarende økning av oljeprisen for perioden. Disse sjokkene er assosiert med en midlertidig økning i realøkonomisk aktivitet og en forbigående nedgang i oljeproduksjonen, hvor den siste effekten er ikke statistisk signifikant.



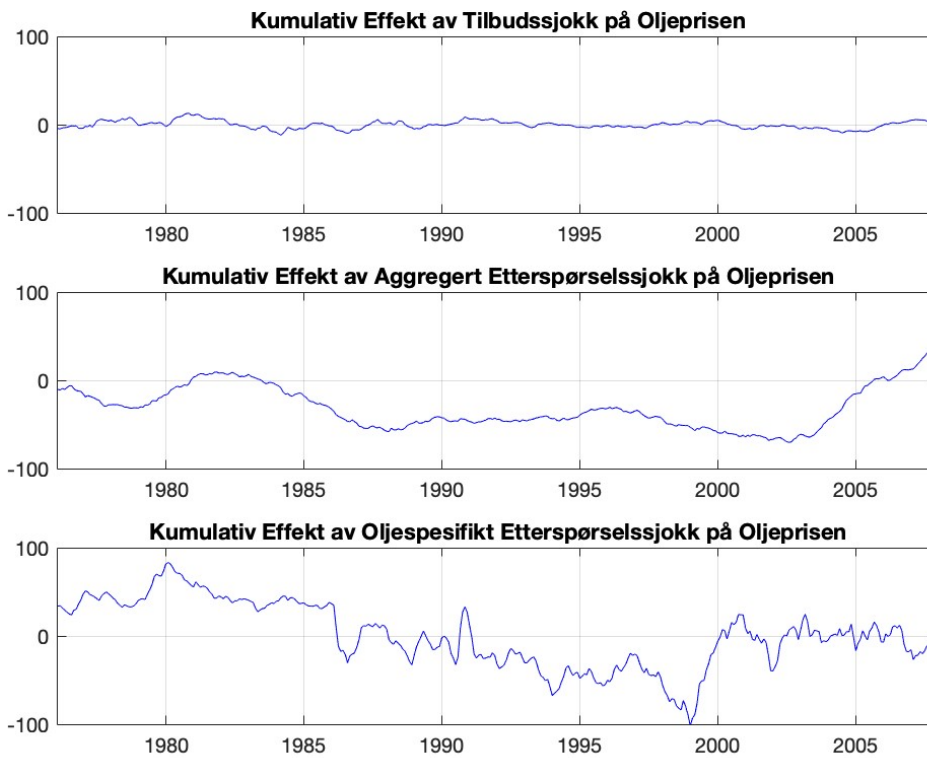
Figur 5: Respons-impuls funksjon oljespesifikt etterspørselssjokk

Oppsummering av Oljeprissjokk

Kilian (2009) oppsummer resultatene til figurene (3, 4 og 5): Noe overraskende foreslår impuls-respons funksjonen at uventede forstyrrelser av oljeforsyninger i en region kan utløse endogene utvidelser av råoljeproduksjon andre steder i verden, som bidrar til å kompensere for den opprinnelige produksjonssvikten. Den lave responsen til den reelle oljeprisen stemmer overens med relaterte bevis at tilbudssjokk har liten systematisk prediksjonskraft for endringer i den reelle oljeprisen (se Kilian 2008a); likevel reiser det spørsmålet om ikke forstyrrelser i oljeforsyningen er årsaken til de tilsynelatende store økningene i realoljeprisen, etter store eksogene politiske hendelser i Midtøsten. Figurene antyder at svaret ligger i kraftig økning i føre-var-etterspørselen (Alquist & Kilian, 2010). Ettersom endringer i føre-var-etterspørsel til syvende og sist er drevet av bekymringer knyttet til fremtidig mangel av oljeforsyninger, kan forventningene endre seg øyeblikkelig som svar på eksogene politiske hendelser. Derfor har oljespesifikke sjokk en tendens til å utløse en umiddelbar og kraftig økning i den reelle oljeprisen.

6.1.3 Historisk Nedbrytning av den Reelle Oljeprisen

Figur 6 representerer den kumulative påvirkning de ulike tilbuds- og etterspørselssjokkene har på realoljeprisen basert på den historiske dekomponeringen av dataen. Grafene viser at den kumulative effekten på oljemarkedet er sterkest fra etterspørselssiden, mens tilbudssjokk står for en liten påvirkning på oljemarkedet. Aggregerte etterspørselssjokk danner lange svingninger i realoljeprisen, mens oljespesifikke etterspørselssjokk har skyld i skarpe opp- og nedganger i realoljeprisen. Kilian (2009) forklarer dette nærmere ved å vise til perioder med oljeprissvingninger i 1978-1980 og 1998-1999 som eksempel på den kumulative effekten et oljespesifikt etterspørselssjokk har på oljeprisen. Periodene kjennetegnes av distinktive oljespesifikke etterspørselssjokk som reflekteres av stigende realoljepris for slutten av periodene. Figur 6 viderefører og bekrefter tolkninger gjort i figur 3 og figur 4. Fra figur 5 tolker vi at oljespesifikke etterspørselssjokk har størst kumulativ effekt på oljeprisen.



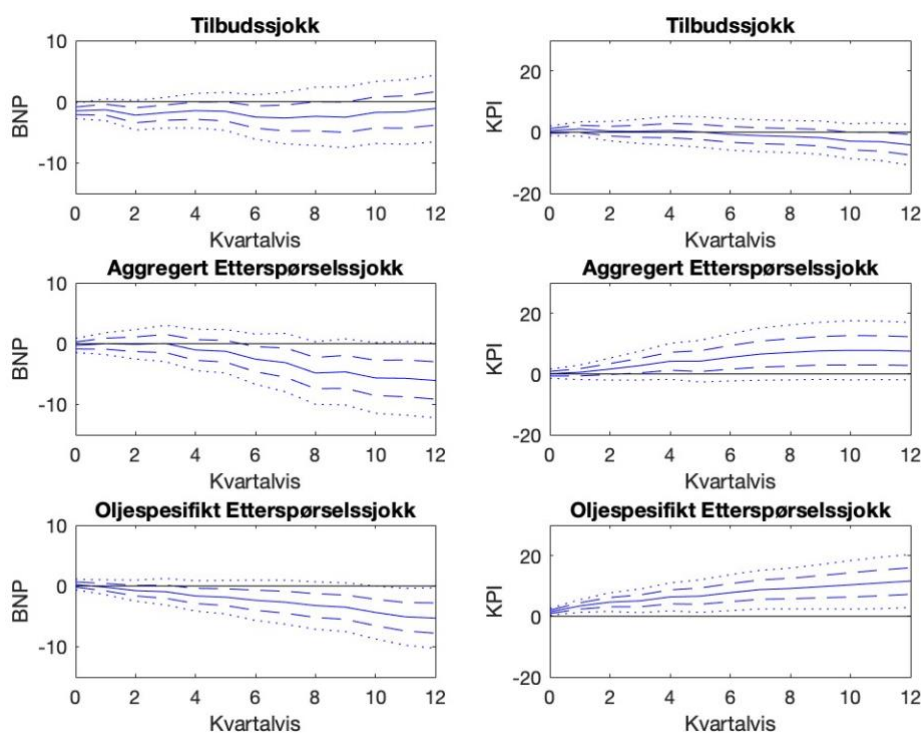
Figur 6: Kilian (2009) Historisk nedbrytning av den reelle prisen av olje (1975:1-2007:12)

6.1.4 Inflasjon og Historisk Vekst

Figur 7 oppsummerer hvordan de tre strukturelle sjokkene påvirker USA's økonomiske aktivitet og inflasjon målt av BNP og KPI. Grafene illustrer hvordan tilbud- og etterspørselssjokkene påvirker makroøkonomiske faktorer.

Plutselige forstyrrelser i forsyningen av olje har en øyeblikkelig negativ effekt på BNP. Responsen til BNP er negativ for samtlige kvartaler, og kun statistisk signifikant for de to første årene. Impulsresponsen til KPI er ikke signifikant og har en gradvis fallende kurve for perioden på tre år. En økning i aggregert etterspørsel skaper en ikke signifikant økning av BNP det første året, som faller under startpunktet i løpet av det påfølgende året og er statistisk signifikant utover den gjenværende perioden. Aggregert etterspørselssjokk for KPI viser en vedvarende økning fra starten av perioden frem til slutten av perioden, men er først statistisk signifikant fra og med det tredje kvartalet. Oljespesifikke etterspørselssjokk har en negativ effekt på BNP, som fører til en fallende graf for hele perioden. Fallet er statistisk signifikant etter tre år. Sjokket har en positiv effekt på KPI som fører til en stigende prisvekst.

Kilian (2009) oppsummerer effektene av oljepris forstyrrelser på den amerikanske økonomien på følgende måte. For det første forårsaker forstyrrelser i oljeforsyningen en midlertidig nedgang i real BNP og har liten effekt på prisnivået. For det andre har positive aggregerte etterspørselssjokk i utgangspunktet (om noe) en positiv nettoeffekt på økonomien. I samsvar med tolkningen at på kort sikt vil den direkte stimulerende effekten av høyere global etterspørsel på USAs økonomi, dominere den indirekte veksthemmende effekten av høyere oljepriser (og andre råvarer). Over tid slites denne stimulansen ut, og den negative effekten av de høyere råvareprisene utløst av dette sjokket dominerer. Dette gjør at resesjons effektene av det positive samlede etterspørselssjokket peker i retning av en resesjon med en forsinkelse. Ettersom den direkte- og indirekte effekten på real BNP er av motsatt fortegn, kan de heve prisnivået hver for seg. For det tredje sjokkerer positiv føre-var-etterspørsel til lavere real BNP og øker forbrukerprisene.



Figur 7: Respons til US real BNP og KPI nivåer for hvert strukturelle sjokk 1974-2007

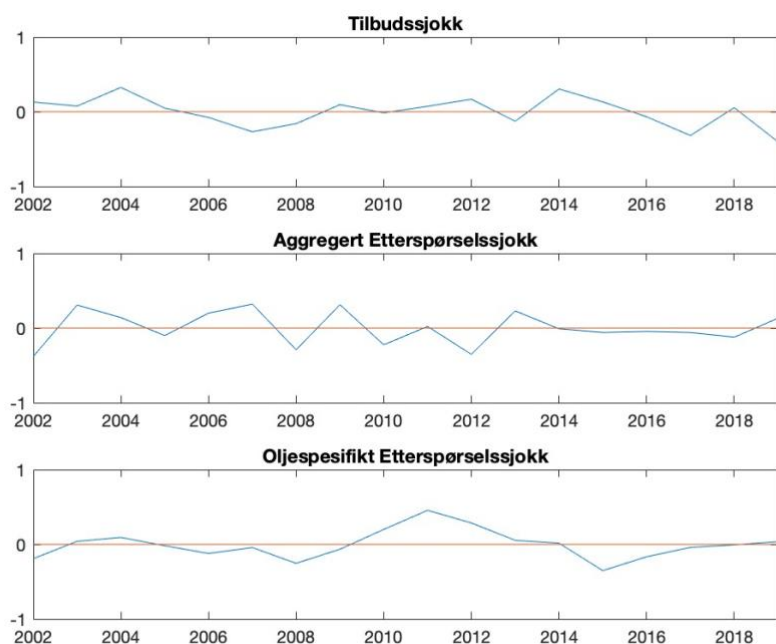
6.2 Resultater 2000-2020

I dette delkapittelet tar vi for oss resultatene fra den strukturelle VAR-modellen for tidsperioden 2000-2020. Ettersom det er 24 lags (2 år) vil de ulike resultatene først fremstilles fra år 2002. Vi

følger samme struktur og oppsett som vi presenterte i forrige delkapittel. Periodene overlapper hverandre fra 2000-2007 etterfulgt av en periode som forbigår Kilian (2009) sin originale data. Vår SVAR-modell skiller seg ut fra tidligere analyser av oljemarkedet ettersom den fokuserer på en komprimert tidsperiode, mens andre SVAR-analyser fokuserer på lengre tidsperioder med utgangspunkt i 1975. Vi forventer at vår strukturelle VAR-modell vil fange opp oljeprisstigninger som er distinktive for nyere tid og legge et bra grunnlag for analyse av oljeprisendringene.

6.2.1 Historisk Utvikling av Strukturelle Sjokk

Figur 8 viser hvordan sammensetningen av de ulike strukturelle sjokkene påvirker oljeprisen for perioden 2002-2020. Perioden startet med politisk uro etter terrorangrepet 9/11 etterfulgt av invasjonen i Irak. Oljepris svingninger gjenspeiles av ett økt tilbudssjokk fra 2003-2004 som kan forklares av usikkerheten knyttet til fremtidige oljeforsyninger. Sjokket avtar i løpet av kort tid ettersom andre regioner øker sin produksjon med å kompensere for manglende forsyninger. Oljespesifikt etterspørselssjokk og et tilbudssjokk går ofte hånd i hånd, som gjenspeiles i figuren 8 hvor vi ser en minimal oppgang i oljespesifikt etterspørselssjokk. Fra figuren # ser vi at perioden 2006-2008 inneholdt store svingninger i de ulike sjokkene, forårsaket av en volatil økonomisk periode best kjent som finanskrisen i 2008. Sjokksammensetningen var drevet av en oppgang i aggregert etterspørselssjokk for perioden 2006-2007 før en nedgang i etterspørselen da krakket inn traff i 2008. Tilbudssjokket holdt seg stabilt for hele perioden med en liten nedgang i 2008. En annen periode som er verdt å legge merke til er den påfølgende perioden etter finanskrisen 2009-2015, som kjennetegnes av stabil oppgang, og en stabil oljepris fra 2009-2014. Denne perioden var drevet av en stigende oppgang for oljespesifikt etterspørselssjokk, og en nedgang i tilbudssjokk. Aggregert etterspørselssjokk hadde både oppgang og nedgang igjennom hele perioden. Det siste året i perioden var drevet av kraftig fall av oljespesifikk etterspørsel, og samtidig som både aggregert etterspørsel og oljetilbud synker representert ved et fall i oljepris. Figuren differensierer endringene som skjer over perioden, og illustrer de ulike sjokksammensetningen for perioden.



Figur 8: Strukturelle sjokk, 2002-2020

6.2.2 Effekten av Oljeprissjokk

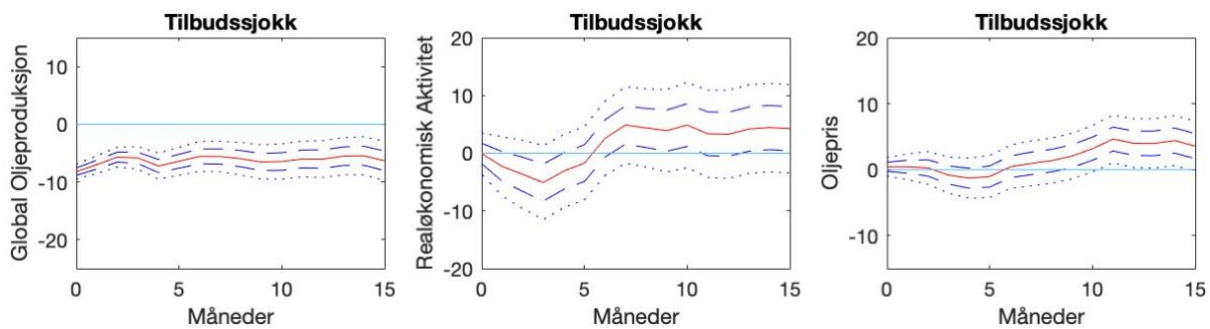
Vi tar nå for oss resultatene fra impuls-respons funksjonen til den strukturelle-VAR modellen med hensyn til oljeproduksjon, real økonomisk aktivitet og oljeprisen. Starten av årtusenskiftet kjennetegnes av ekspanderende real økonomisk aktivitet, økt oljeproduksjon og stigende oljepriser. Vi ønsker derfor å presentere hvordan variablene reagerer på de individuelle sjokkene.

Tilbudssjokk

Figur 9 viser effekten av et negativt tilbudssjokk i oljemarkedet, og innvirkningen av sjokket på global oljeproduksjon. Sjokket fører til umiddelbar nedgang i produksjonen etterfulgt av en gradvis innhenting for perioden. Den globale oljeproduksjonen tiltar mot slutten av perioden.

Realøkonomisk aktivitet har en umiddelbar negativ reaksjon i begynnelsen av perioden frem til den grafen stiger over nullpunktet, og viser seg som delvis signifikant etter måned 6.

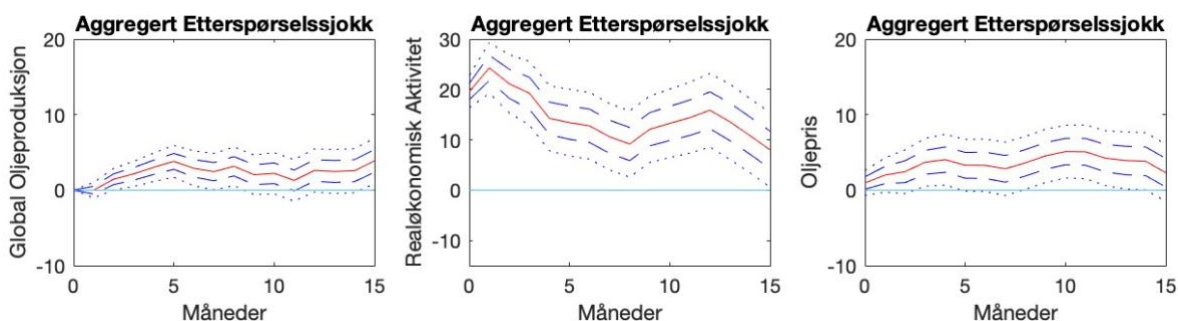
Tilbudssjokket har liten påvirkning på oljeprisen innledningsvis, etter å ha passert 7 måneder ser vi et skifte i grafen og en økning av oljeprisen som viser seg å være statistisk signifikant.



Figur 10: Respons-impuls funksjon oljespesifikt tilbudssjokk

Aggregert Etterspørselssjokk

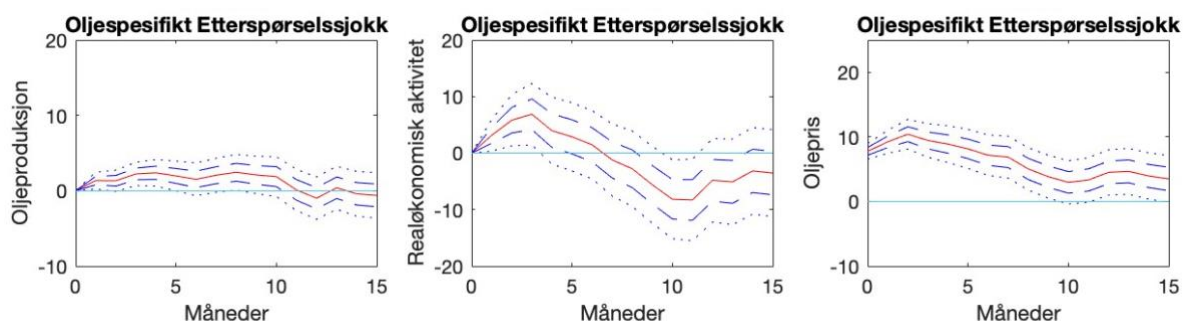
Impuls-respons funksjonene for et positivt sjokk i aggregert etterspørsel har en markant effekt på økt oljeproduksjon. Graf # viser en positiv vekst i oljeproduksjon for de første 5 månedene og holder seg stabilt de påfølgende 5 månedene. For de siste fem månedene reduseres oljeproduksjonen noe før den avslutter med en positiv trend. Grafen til realøkonomisk aktivitet har en umiddelbar positiv effekt på aktivitetsnivået før den etter 3 måneder gradvis synker gjennom hele perioden. Oljeprisens reaksjon på et aggregert etterspørselssjokk består av en kraftig prisøkning de første 4 månedene. I løpet av 15 måneder ser vi tendenser for at oljeprisen kan falle under opprinnelige nivåer mot slutten av perioden. Samtlige tre grafer er statistisk signifikante for hele perioden, grafen til realøkonomisk aktivitet er svært signifikant. Dette stemmer godt med antagelser at når oljeprisen er høy, vil prisen etter en periode begynne å falle ettersom høye oljepriser ikke er bærekraftig i lengden. Land med tilgang til mye olje vil i slike perioder øke både produksjon og salg av olje.



Figur 11: Respons-impuls funksjon aggregert etterspørselssjokk

Oljespesifikt Etterspørselssjokk

Figur 12 viser impuls-respons funksjonen av et positivt oljespesifikt etterspørselssjokk. Vi ser fra grafen til oljeproduksjon at det skapes en forventning om økt etterspørsel og dermed stiger oljeproduksjonen de 5 første månedene. Etter 10 måneder ser vi at oljeproduksjonen faller tilbake til normale produksjonsnivåer. Grafen til realøkonomisk aktivitet har en positiv reaksjon på et sjokk i oljespesifikk etterspørsel de 3 første månedene før den bunner ut under nullpunktet etter 10 måneder. De påfølgende 5 månedene ser vi tegn på at den økonomiske aktiviteten henter seg inn. Oljeprisen reager positivt til å begynne med, men etter 3 måneder begynner ett vedvarende fall for den resterende perioden. Oljeprisen er statistisk signifikant for hele perioden til forskjell fra de to andre variablene.

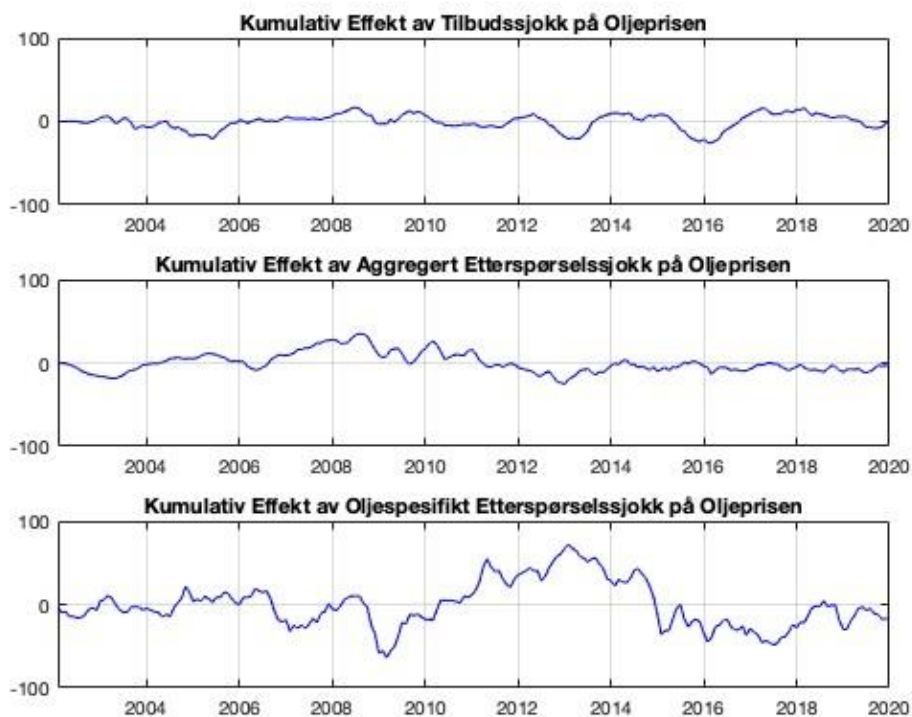


Figur 11: Respons-impuls funksjon oljespesifikt etterspørselssjokk

6.2.3 Historisk Nedbrytning av Den Reelle Oljeprisen

Figur 12 fremhever de ulike sjokkenes kumulative effekt på realoljeprisen i perioden 2002-2020. Fra figur 12 leser vi at oljespesifikke etterspørselssjokk har størst forklaringskraft til oljeprissvingninger. Figuren gjenspeiler dette med markante endringer i kurven gjennomgående for hele perioden, i tillegg til å ha de største høydeforskjellene mellom bunn- og toppunkter (2008 og 2013). Til kontrast har aggregert etterspørselssjokk lange bølge formasjoner fra periodens start og frem til 2009 etterfulgt av en periode med hyppigere endringer før effekten avtar og stabiliserer seg for den gjenværende perioden etter 2013. Oljetilbudssjokk virker å ha en svak kumulativ effekt på oljeprisen frem til 2012, før vi ser en endring i kurven som viser en sterkere kumulativ effekt. Tar vi for oss tidsperioden som inneholder finanskrisen, kan vi gi en grundigere gjennomgang av de direkte kumulative effektene av de ulike sjokkene på oljeprisen. Oljespesifikt etterspørselssjokk viser ett stort fall mot slutten av 2008, som reflekteres av en stor nedgang i

oljeprisen. Dette kan forklares av at ett fall i etterspørselen fører til reduserte oljepriser. For tilbuds- og aggregert etterspørselssjokk gjenspeiler det en svakere kumulativ effekt i samme tidsperiode ved at de kumulative verdiene går mot likevekts linjen.

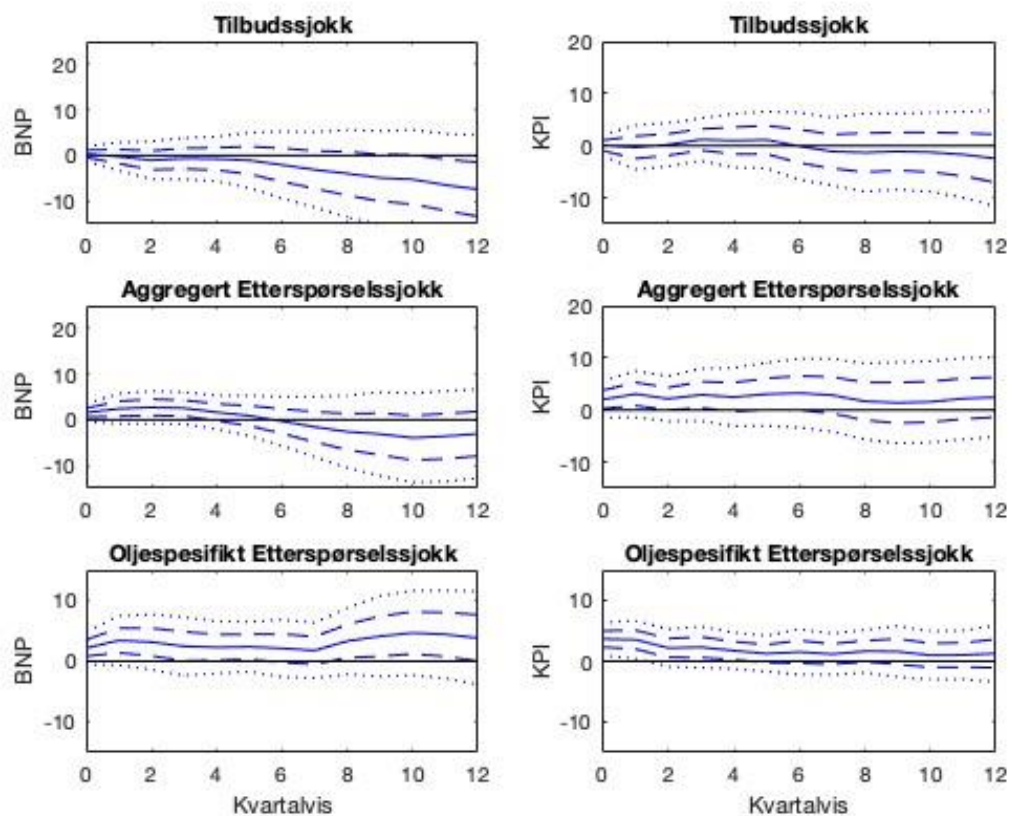


Figur 12: Nedbrytning av den reelle WTI prisen (2002:1-2020:12)

6.2.4 Effekten av Strukturelle Sjokk på USAs Makroøkonomi

Figur 13 oppsummerer hvordan de tre strukturelle sjokkene påvirker USA's økonomiske aktivitet og inflasjon målt av BNP og KPI. Grafene illustrer hvordan tilbud- og etterspørselssjokkene påvirker makroøkonomiske faktorer. Forstyrrelser i tilbudssjokket fører til en negativ trend for BNP i hele perioden, den markante nedgangen viser ikke tegn til å være statistisk signifikant før utgangen av perioden. Impuls-respons funksjonen til inflasjon kjennetegnes ikke av store utslag for perioden på 3 år. Effekten av et aggregert etterspørselssjokk gir en momentan effekt på BNP som vedvarer for det første året, og viser seg å være statistisk signifikant for det første året. Etterfulgt av en negativ trend som varer ut hele perioden. I likhet med grafen til BNP reagerer grafen til KPI positivt fra start, og fortsetter den positive trenden for hele perioden, og er delvis signifikant for første tredjedel. Impuls-responsfunksjonen til henholdsvis BNP og KPI for et oljespesifikt etterspørselssjokket starter i en positiv trend som vedvarer for hele perioden. BNP viser seg å

være statistisk signifikant for store deler av perioden, mens KPI er statistisk signifikant kun for det første året.



Figur 13: Respons til strukturelle sjokk med ett standardavvik 2002-2020 (ett og to standardavvik)

6.3 Sammenligning av Tidsperiodene 1973-2007 og 2000-2020

I de påfølgende delkapitlene vil vi sammenligne resultatene fra Killans (2009) opprinnelige SVAR-modell. Vi har replisert modellen til Kilian (2009) med original data, vår periode bygger videre på Kilian (2009) sine empiriske resultater, men med fokus på en annen tidshorisont. Vi analyserer resultatene fra de ulike tidsperiodene, og går dypere til verks for å beskrive eventuelle forskjeller som kommer frem fra tidsperiodene.

6.3.1 Sammensetninger av Historiske Sjokk

En sammenligning av figur 2 og 8 gir oss en oversikt over de ulike sjokkenes sammensetning for hver av figurene og hva som er særegent for hver av periodene. Vi retter nærmere fokus på den overlappende periode fra 2002-2007 for å bevise vår modells forklaringskraft. Ved første øyekast legger man merke til at figur # historiske sjokksammensetninger for perioden 1975-2007 består av flere distinktive bevegelser i grafen. Dette kan først og fremst forklares av tidshorizonten og at dataen til Kilian (2009) strekker seg over en lengre periode og fanger derfor opp flere sjokk. De strukturelle sjokkene i Kilians (2009) Figurene markerer tydeligere når sjokkene inntreffer for en bestemt periode og varigheten. Figurene illustrer hvordan tilbud, aggregert- og oljespesifikk etterspørsel påvirker oljeprisen for hele perioden. Vi ser på tvers av modellene at oljespesifikke etterspørselssjokk har relativ lik trend i perioden 2002-2007 der de varierer mellom positiv og negative etterspørsel. Dette illustreres bra av nedgangen i oljespesifikk etterspørsel fra 2005-2006, før en påfølgende oppgang til 2007. Denne trenden gjenspeiles i samme periode for de andre sjokkene til tross for en liten feilmargin. Feilmarginen kommer fra at modellene veker gjennomsnittet av variablene for de representative tidsperiodene og får dermed ulike likevekts linjer. Ettersom indeksen til realøkonomiske aktivitet oppdateres månedlig av Kilian, hadde aggregert etterspørselsgrafene inneholdt ulik data. Dermed kan vi ikke tolke modellens suksess ut fra hvor lik den er Kilians (2009) figur, men heller på bakgrunn av dens forklaringsegenskaper.

6.3.2 Sammenligning av Impuls-respons Funksjonene

I dette underkapittelet sammenligner vi resultatene fra impuls-respons funksjonene til Kilian (2009) og våre egne resultater.

Tilbudssjokk

Et uventet tilbudssjokk av tilgangen på olje forårsaker umiddelbar kraftig fall i oljeproduksjonen, fallet kan betegnes som statistisk signifikant for hele perioden, fallet følges opp av en gradvis reversering i løpet av de neste årene. Begge modellene har tilsvarende trend og utvikling, med en forskjell i startpunkt som kan skyldes (tyngden) størrelsen på det forløpende sjokket. Effekten av et tilbudssjokk på realøkonomisk aktivitet varierer avhengig av modellene, vår modell reager med en umiddelbar nedgang, men stiger markant etter tredje måned, mens Kilian (2009) sin modell

starter i null og avslutter rett under nullpunktet. Tilbudssjokket utløser en forbigående økning i realoljeprisen for Kilian (2009) sin impuls-respons funksjon. Vi ser fra vår egen modell at oljeprisen reagerer negativt i periodens begynnelse, før den blir positiv halvveis i perioden. I kontrast til vår modell ser vi at Kilian (2009) sin modell beveger seg langs nullpunktet for hele perioden før den avslutter med en stigende trend. Effekten av tilbudssjokk på realprisen ser ut til å være svakt signifikant for begge modeller, mens effekten på real økonomisk aktivitet er statistisk ubetydelig.

Aggregert Etterspørselssjokk

Grafene til realøkonomisk aktivitet responderer ulikt på et positivt sjokk i aggregert etterspørsel. Hvor modellen til Kilian (2009) har en vedvarende og positiv effekt på realøkonomisk aktivitet, ser vi at vår modell har en negativ trend for hele perioden. Tatt i betraktning har modellen ulikt startpunkt, vår modell starter rundt 20 poeng og avslutter like under 10 med en negativ trend. Kilian (2009) sin impuls-respons funksjon har et startpunkt like under 5, og avslutter like over 5 med en negativ trend. Begge modellene er svært signifikante. Global oljeproduksjon er signifikant for vår modell, med en gjennomgående positiv trend. Kilian (2009) sin modell viser at oljeproduksjonen øker svakt med en kort forsinkelse før effekten avtar og oppgangen blir til en svak vedvarende nedgang. Som forventet har økt aggregert etterspørsel etter olje en signifikant positiv effekt på oljeprisen for begge modellene. Trenden er noe annerledes mellom modellene. Vår impuls-respons funksjon representerer en kraftigere stigning i oljeprisen til forskjell fra Kilian (2009), vår modell avslutter negativt mot slutten av perioden på 15 måneder, mens Kilians (2009) modell ser ut til å flate ut.

Oljespesifikt Etterspørselssjokk

Uventede oljespesifikke etterspørselssjokk har umiddelbare kraftige signifikante effekter på oljeprisen for begge modellene. Modellene har ulikt startpunkt, hvor vår modell starter omtrent 5 poeng over Kilian (2009) sin. Impuls-respons funksjonen vår faller kraftigere mot slutten av perioden, i motsetning til Kilians (2009) som ikke har en like markant nedgang. Dette sjokket karakteriseres typisk av et skifte av økt føre- var etterspørsel etter olje, forbundet med frykt for en reduksjon av fremtidig oljeforsyninger (Kilian, 2009). Oljespesifikke etterspørselssjokk har en gjennomgående signifikant effekt på oljeprisen for begge modellen. Impuls-respons funksjonen til realøkonomisk aktivitet reager annerledes på et oljespesifikt etterspørselssjokk. Vår impuls-respons funksjon karakteriseres av en kraftig vekst innledningsvis etterfulgt av et kraftig

vedvarende fall under nullpunktet. Kilian (2009) sin modell kjennetegnes av en midlertidig oppgang i real økonomisk aktivitet, og avslutter perioden over startpunktet. Impuls-respons funksjonene til oljeproduksjonen responderer tilnærmet likt på oljespesifikke sjokk. Begge grafene viser en gradvis økning i oljeproduksjonen, men kun vår modell viser tegn til å være signifikant.

6.3.3 Historisk Nedbrytning av den Reelle Oljeprisen

Figurene 6 og 12 illustrerer de ulike datasettenes kumulative forklaring av sjokkene på realoljeprisen. I disse figurene kan vi se endringer av de forskjellige sjokkenes forklaringskraft til oljeprisen. Den kumulative påvirkningen til oljeprisen for den overlappende perioden (2002-2007) til grafene har tilnærmet lik trend for alle sjokkene. Dette er sett bort ifra tidvis forskjell i aggregert etterspørsel som skyldes ulike utgangspunkter (forklart i delkapittel 4.4.). Grafene i figur 12 gir et mer intuitivt perspektiv som egner seg bedre til å differensiere de ulike sjokkenes kumulative effekt på et bestemt tidspunkt. Dette kan forklares av den nedkortede perioden til vår modell, som gjør det lettere å tyde grafen. I kontrast observerer vi at grafen til Kilian (2009) bedre forklarer en trend over tid, ettersom den analyserer en lengre tidshorisont. Dette illustreres bra av grafen til aggregert etterspørsel mellom 1987-2003.

6.3.4 Effekten av Strukturelle Sjokk på USAs Makroøkonomi

Sammenligningen av responsen som fremstilles av figur 7 og 13 viser hvordan USA reager på tilbuds- og etterspørselssjokk, og effekt de tre strukturelle sjokkene har på den amerikanske makroøkonomien målt av BNP og KPI. BNP er et mål på økonomisk aktivitet, mens KPI er en indikator for inflasjon. Ved å sammenligne impuls-respons grafene for hvert strukturelle sjokk

Den første grafen til BNP viser hvordan redusert tilgang på olje representert av et tilbudssjokk har en umiddelbar negativ påvirkning på BNP for Kilian (2009) sin tidshorisont. Grafen til vår periode har samme trend, men påvirkes ikke like raskt av tilbudssjokket. Tilbudssjokket har liten til ingen effekt for begge periodene. Resultatene av tilbudsjokket viser en sterkere nedgang i BNP for vår tidsperiode, hvor Kilians (2009) BNP graf har en positiv trend mot slutten av perioden. Positive aggregerte etterspørselssjokk har en umiddelbar positiv effekt på økonomien, som gjenspeiles av en kortvarig positiv stigning. Dette samsvar godt med økonomisk teori som indikerer at økt

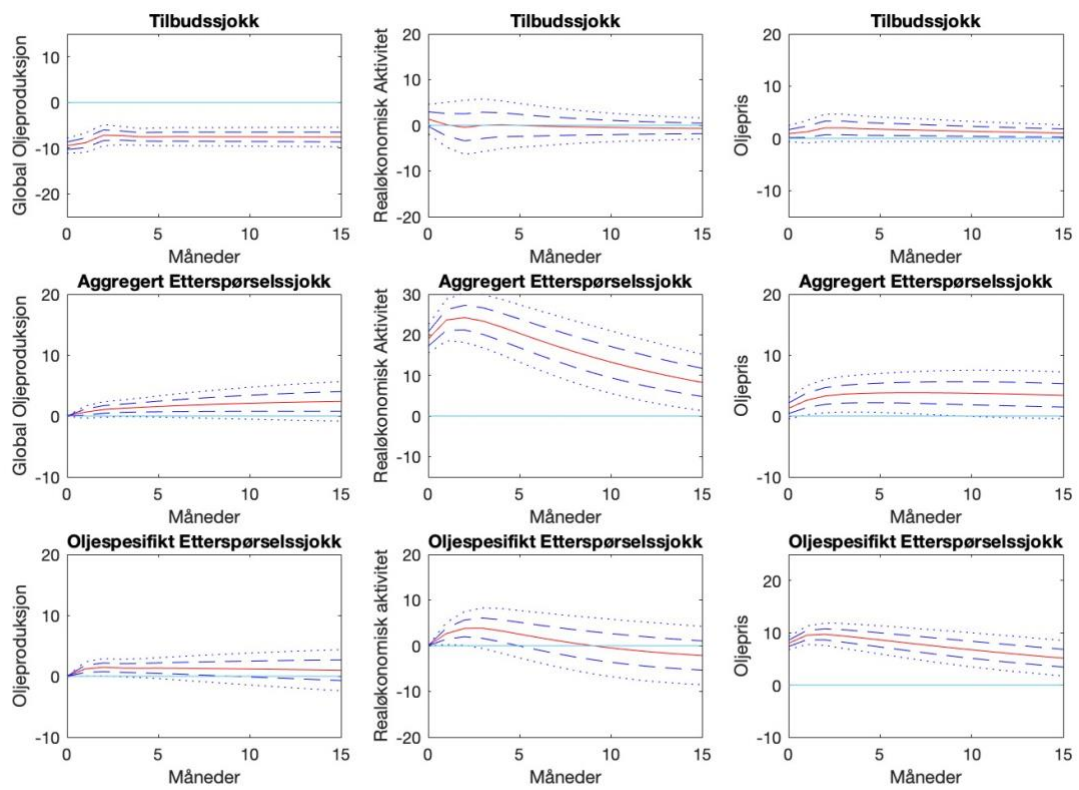
Økonomisk etterspørsel stimulerer til økt BNP og tilsidesetter effekten av høyere oljepriser. Denne effekten avtar etter en periode og følges opp av nedgangskonjunktur, som vil si at BNP vokser senere enn trendveksten. Dette gjenspeiles bra i KPI grafen til Kilian (2009) som kjennetegnes av økende KPI nivå, mens vår graf er noe mindre intuitiv for perioden. I grafen til Kilian (2009) for et oljespesifikt sjokk ser vi at BNP synker og KPI stiger. Dette indikerer en lavkonjunktur og forklares tilsvarende som grafen for aggregert etterspørselssjokk. Oljespesifikt etterspørselssjokk fra vår modell viser en stigende BNP og en avtakende inflasjon, dette reflekterer vanligvis en blomstrende økonomi.

Oppsummerende viser Kilian (2009) sine grafer høyere statistisk signifikans for perioder enn våre egne. Dette kan forklares med at modellen vår er basert på 20 år og Kilians (2009) modell strekker seg over 34 år og derfor passer bedre med kvartalsvisdata, som kan føre til økt usikkerhet for datasettet.

6.4 Sensitivitetsanalyse

I denne av oppgaven utfører vi en sensitivitetsanalyse, som har til formål å kartlegge hvor følsomme resultatene til modellen er ovenfor en endring av antall lags. Dette viser vi ved å gjennomføre en varians dekomponering (Appendiks 1), som gjenspeiler hvordan forklaringskraften til de ulike sjokkene på de forskjellige variablene. Ved å se på varians dekomponeringen får vi bevisst at forklaringskraften knyttet til de forskjellige variablene er sterkt tilknyttet sine respektive sjokk. Dette vil resultere at for eksempel oljespesifikt etterspørselssjokk står for store mengder endringer i oljeprisen ved få lags. Resultatene Varians dekomponeringens resultater reflekteres Kilians (2009) argumenter, om at resultatene i de ulike lag-testene ikke reflekterer sjokkenes påvirkning i riktig form.

Vi har valgt bruke resultatene fra lag-testene (se Apendiks 2.) gjennomførte en impuls-respons funksjon for å gjenspeile resultatene fra varians dekomponeringen med få lags. Ut ifra dette ser vi som antatt sjokkenes påvirkninger er veldig korrelert med deres respektive variabler, dette er en gjengående trend i alle variablene. På bakgrunn av dette vil vi tolke at Kilians (2009) vurdering samsvarer med vår sensitivitetsanalyse.



Figur 14: Impuls-respons funksjon til de strukturelle oljesjokkene med 2 lag

7. Diskusjon

I denne delen av oppgaven vil vi diskutere styrker og svakheter til oppgaven og modellen vår. Vi erkjenner at den komplekse naturen til strukturelle VAR-modeller har forårsaket hindringer underveis, som er nærmere forklart i delkapittel 5.6. Samtidig har de mange hindringen bidratt til at vi har måttet sette oss ned og se over modellen flere ganger for å identifisere hvor vi feilet. Dette har gitt oss en bedre helhetlig forståelse for teorien, modellen og resultatene. Vi har anvendt tre forskjellige statistiske programmer (STATA, EViews og Matlab) som hver for seg har bidratt til sin respektive del av læringskurven. Den originale fremgangsplanen sprakk på tid ettersom resultatene fra analysen vår uteble fra STATA og EViews,

Oljemarkedsmodellen vår inneholder både styrker og svakheter. En av de mer åpenbare svakhetene er at tidsperioden for vår analyse er kortere enn mange andre SVAR-modeller. Baumeister & Kilian (2014) argumenter mot å bruke Brent-priser som en indikator på oljeprisen, ettersom historiske priser kun er tilgjengelig fra 1987. Kilians (2009) og vår modell har kun en kort overlappende periode, som strekker seg fra 2000-2007. Dette impliserer at vi har en kort tidshorison for å sammenligne tidsperiodene. Dermed består store deler av vårt resultat av å analysere de respektive grafene i detalj som er gjennomgående for kapittel 6. Resultatene fra vår modell gir mange av de samme resultatene som Kilian (2009). Vi erkjenner at SVAR-modellen er veldig krevende av natur, og beveger seg mot ytterpunktene av vår akademiske kompetanse. Dette tatt i betraktning vil fremdeles påstå at vi har opparbeidet en god forståelse av hva modellen forteller og gir oss i form av resultater.

Avslutningsvis vil vi diskutere valget av WTI som en indikator på realoljeprisen. Bakgrunnen for valget er forklart nærmere i delkapittel 4.3, der vi forklarer Kilians (2009) valg av RAC og vårt valg om bruken av WTI. Brent-prisen ble også vurdert som en god indikator for realoljepris. WTI-prisen egnet seg bedre for å sammenligne Kilians (2009) og vår modell, ettersom WTI-prisen er naturlig mer tilknyttet USAs makroøkonomi. Brent blend har erstattet WTI som det foretrukne referansepunktet for spotprisen til olje og bør derfor være et naturlig valg i andre markeder (Baumeister & Kilian, 2009).

8. Konklusjon og Videre Arbeid

Denne oppgaven tar for seg en oljemarkedsanalyse ved å se på sammenhengen av oljetilbud- og etterspørselssjokk på realoljeprisen og USAs makroøkonomi. Vi repliserer Kilians (2009) originale oljemarkedsmodell, men vi tar utgangspunkt i en tidsperiode fra dette århundret og en WTI som indikator for realoljeprisen. Vi kopierer Kilian (2009) ved å identifisere tre ulike strukturelle sjokk i oljemarkedet, definert som tilbudssjokk, aggregert etterspørselssjokk og oljespesifikt etterspørselssjokk. Vi kombinerer opparbeidet institusjonell kunnskap om oljemarkedet og økonomi, som gjør oss kapable til å innføre en rekursiv struktur som innebærer definisjoner på hvordan variablene og sjokkene samhandler. Til forskjell fra tidligere oljemarkeds analyser tar vår modell utgangspunkt i en nyere og kortere tidsperiode. Dette valget ble tatt for å ekskludere sjokkene som inntraff før 2000-tallet, slik at de ikke skulle påvirke vår modell. Ettersom perioden før 2000-tallet kjennetegnes av vedvarende og tidvis høy inflasjon, kan vår periode oppsummeres av en gjennomgående lav inflasjon målt av KPI. Dette veivalget tok vi ettersom vi ønsket å se på makroøkonomiske effekter av et oljesprissjokk for tidsepoken vi nå befinner oss i. For å bruke modellen vår som en "standard" for fremtidige oljeprissjokk.

Resultatet av valgene ved tidsperiode og variabler, er det ikke gitt at modellen vi forsøkte å fremstille med bakgrunn i Kilian (2009) ville gi fruktbare resultater. Kreasjonen av vår modell anser vi som en suksess, bakgrunnen for dette er at de overlappende periodene i figurene viser samme trend og fremstår som å ha god forklaringskraft for oljesjokkenes effekt på oljeprisen for den respektive perioden. Dette kommer tydelig frem for perioden 2006-2008 i vår modell, ettersom effekten av oljesjokkene gjenspeiles av oljeprisen i denne perioden. Dette vises ved at første del av perioden 2006-2007, der økningen i oljeprisen først og fremst blir påvirket av aggregert etterspørsel, med en mindre påvirkning fra oljespesifikk etterspørsel og tilbudssjokk har mindre eller ingen påvirkning på oljeprisen opp til børskraket i 2008. Den drastiske nedgangen av oljeprisen i 2008 kommer først og fremst fra et negativt oljespesifikt etterspørselssjokk, kombinert med et mindre aggregert etterspørselssjokk, tilbudssjokk har liten til ingen påvirkning på oljeprisen. Dette bekreftes i impuls-respons funksjonene av de ulike sjokkenes påvirkning på variablene. Trenden i impuls-respons funksjonene vår følger Kilians (2009) modell bra og gir tilsvarende utslag på oljeprisen. Det er ikke en selvfølgelighet at modellene samsvarer i samme grad som de gjør, med tanke på ulike tidsperioder og variabler. Den nye perioden gir relativt like, resultater med en distinkt endring. Når et etterspørselssjokk inntreffer responderer målet for

KPI med å tilbakevende seg mot nullpunktet før den holder seg stabil, som er i kontrast med kilian (2009) som stiger jevnt i etterkant av sjokkets innvirkning. Dette er i noe av den responsen vi forventet på bakgrunn av de to periodenes forskjell i pengepolitikk. Med bakgrunn i modellenes resultater og analyse vil vi konkludere med at vår SVAR-modell gir en god indikasjon på oljesjokkenes effekt på oljepris og USAs makroøkonomiske nivåer.

For det videre arbeidet var det en baktanke at vi ønsket å se nærmere på hvordan de ulike sjokkene på virket futuresprisene. Dette var noe som vi vurderte å implementer i denne oppgaven, men dette viste seg å bli for komplekst for anvendelse i modellen. For at vi kunne se nærmere på futuresprisene i SVAR-modellen måtte vi konstruert egne Matlabkoder fra bunn, noe som er utenfor vår kompetanse både økonometrisk og kunnskaps knyttet programmet. Andre områder vi kunne undersøkt er bruken av Brent blend som referansepunkt for oljeprisen i nyere tid. Der vi heller hadde sett effekter av sjokkene på makroøkonomiske faktorer i det europeiske markedet.

Litteraturliste

- Alquist, R., & Kilian, L. (2010). WHAT DO WE LEARN FROM THE PRICE OF CRUDE OIL FUTURES? *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 4, Special Issue:, ss. 539-573.
- Alquist, R., Kilian, L., & Vigfusson, R. J. (2011, Juli). Forecasting the Price of Oil. *International Finance Discussion Papers Number 1022*.
- Anzuini, A., Pagano, P., & Pisani, M. (2015). MACROECONOMIC EFFECTS OF PRECAUTIONARY DEMAND FOR OIL . *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 30, No. 6, ss. 968-986.
- Aastveit, K. A. (2013). *Oil Price Shocks and Monetary Policy in a Data-rich Environment*. Norges Bank.
- Barsky, R. B., & Kilian, L. (2004). Oil and the Macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, ss. 115-134.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2012). Real-Time Forecasts of the Real Price of Oil. *Journal of Business & Economic Statistics*, ss. 326-336.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2014). What central Bankers Need to Know About Forecasting Oil Prices. *International Economic Review*, ss. 869-889.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2016a). Understanding the decline in the price of oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, ss. 131-158.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2016). Forty Years of Oil Price Fluctuations: Why the price of Oil May Still Surprise Us. *The Journal of Economic Perspectives*, ss. 139-160.
- Behmiri, N. B., & Manso, J. R. (2013, Januar). Crude Oil Price Forecasting Techniques: A Comprehensive Review of Literature. *SSRN Electronic Journal* , ss. 30-48.
- Frey, G., Manera, M., Markandya, A., & Scarpa, E. (2009). *Econometric Models For Oil Price Forecasting: A Critical Survey*. CESIFO Forum.
- Gately, D. (1986). Lessons from the 1986 Oil Price Collapse. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, ss. 244-271. Hentet fra www.brookings.edu: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1986/06/1986b_bpea_gately_adelman_griffin.pdf
- Graefe, L. (2013, November 22). *Federal Reserve History*. Hentet fra www.federalreservehistory.org: <https://www.federalreservehistory.org/essays/oil-shock-of-1978-79>
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy* Vol. 91, No. 2, ss. 228-248.

- Hamilton, J. D. (2019, August). Measuring global economic activity. *Applied Econometrics*, ss. 293-303.
- Holm-Hadulla, F., & Hubrich, K. (2017). Macroeconomic implications of oil price fluctuations: a regime-switching framework for the euro area. *Working Paper Series No. 2119*.
- Hotelling, H. (1931). The Economics of Exhaustible Resources. *Journal of Political Economy*, ss. 137-175.
- Juvenal, L., & Petrella, I. (2015). Speculation in the Oil market. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 30, No. 4, ss. 621-649.
- Känzig, D. R. (2020, November). *The macroeconomic effects of oil supply news: Evidence from OPEC announcements*. Hentet fra SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3185839>
- Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *The American Economic Review*, ss. 1053-1069.
- Kilian, L. (2014). Oil Price Shocks: Causes and Consequences. *Annual Review of Resource Economics*, ss. 133-154.
- Kilian, L. (2019, March). Measuring global real economic activity: Do recent critiques hold up to scrutiny? *Economics Letters*, ss. 106-110.
- Kilian, L., & Murphy, D. P. (2014). THE ROLE OF INVENTORIES AND SPECULATIVE TRADING IN THE GLOBAL MARKET FOR CRUDE OIL. *Journal of applied Econometrics*, ss. 454-478.
- Kilian, L., & Zhou, X. (2018). Modeling fluctuations in the global demand for commodities. *Journal of International Money and Finance*, ss. 54-78.
- Kim, G., & Vera, D. (2019). Recent drivers of the real oil price: Revisiting and extending Kilian's (2009) findings. *Energy Economics*, ss. 201-210.
- Lütkepohl, H. (2023, Juni). *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Hentet fra Researchgate: https://www.researchgate.net/publication/311906738_Impulse_Response_Function
- Lippi, F., & Nobili, A. (2012). OIL AND THE MACROECONOMY: A QUANTITATIVE STRUCTURAL ANALYSIS. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 10, No. 5, ss. 1059-1083.
- Lyu, Y., Heling, Y., Mo, Y., & Wei, Y. (2021). Revisiting the role of economic uncertainty in oil price fluctuations: Evidence from a new time-varying oil market model. *Economic modeling*, pp. 1-14.
- Manescu, C., & Robays, I. V. (2014). *European Central Bank*. Hentet fra Working Paper Series: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1735.pdf>
- Peersman, G., & Robays, I. V. (2009). Oil and the Euro area economy. *Economic Policy*, ss. 603-651.

- Peersman, G., & Robays, I. V. (2012). Cross-country differences in the effects of oil shocks. *Energy Economics*, ss. 1532-1547.
- Ratti, R. A., & Vespignani, J. L. (2013). Why are crude oil prices high when global activity is weak? *Economic Letters*, ss. 133-136.
- Sims, C. (1972). Money, Income, and Causality. *Journal of the American Statistical Association*, 540-552.
- Sims, C. (1980a). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 1-48.
- Sims, C. (1980b). Comparison Of Interwar And Post-War Business Cycles - Monetarism Reconsidered. *American Economic Review*, 250-257.
- Sims, C. (1986). Are Forecasting models for policy analysis? *Quarterly Review, Federal Reserve Bank Of Minneapolis*, 2-16.
- Sims, C. (1989). Models and Their Uses. *American Journal of Agricultural Economics*, 489-494.
- Svensson, L. E. (2015). *Oil Prices and ECB Monetary policy*. Princeton University, CEPR, and NBER.
- Venditti, F. (2013). From oil to consumer energy prices: How much asymmetry along the way? *Energy Economics*, ss. 468-473.
- Venditti, F., & Veronese, G. (2020, September). *Global financial markets and oil price shocks in real time*. Hentet fra European Central Bank:
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2472~611f104931.en.pdf>

Appendiks

Tabellene i dette appendikset resultatene av en variansen dekomponering utført i Eviews. Denne forklarer sjokkenes påvirkning på hverandre avhengig av lags periode og vist i prosent andel. Prosentandelen tolkes som sjokket forklaringskraft, og sammen setningen sjokkene på variabelen vil alltid rundes opp til 100% i hver periode. Vi ser forholdsvis på periodene 1, 6, 12, 36 og 60.

Variance Decomposition of GOP:				
Period	S.E.	Global olje produksjon	Realøkonomisk aktivitet	Realoljeprisen
1	8.205268	100.0000	0.000000	0.000000
6	8.946025	91.47183	4.980371	3.547803
12	9.439805	83.69379	8.705395	7.600814
36	10.92641	70.41503	16.45492	13.13005
60	11.26255	68.78574	17.89594	13.31832

Variance Decomposition of ROA:				
Period	S.E.	Global olje produksjon	Realøkonomisk aktivitet	Realoljeprisen
1	19.55842	0.001162	99.99884	0.000000
6	48.39609	2.452411	92.64558	4.902010
12	59.22649	4.466214	87.17430	8.359483
36	69.43593	6.088662	79.72234	14.18900
60	77.15471	5.160732	67.66709	27.17217

Variance Decomposition of WTI_SPOT:				
Period	S.E.	Global olje produksjon	Realøkonomisk aktivitet	Realoljeprisen
1	7.836685	0.304047	1.453427	98.24253
6	23.33605	0.716050	9.456682	89.82727
12	29.09049	5.036370	18.39159	76.57204
36	37.10018	10.75502	27.77660	61.46837
60	38.99726	9.888974	33.28801	56.82302

Cholesky One S.D. (d.f. adjusted)
Cholesky ordering: GOP ROA WTI_SPOT

Appendiks 2:

Tester til datamaterialet.

Tabellen under viser resultatene fra lag testene hvor utfallende, der beste mengde lags fra hver test bevist med stjerne. Dette reflekter den laveste verdien hver test, ved å teste alle periodene med lags.

Formelene fremstilles på følgende måte:

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$$

$$SC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T$$

$$HQ = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} (\ln(\ln T))$$

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: GOP ROA WTI_SPOT
 Exogenous variables: C
 Date: 06/29/23 Time: 00:52
 Sample: 2000M01 2019M12
 Included observations: 216

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3099.905	NA	6.03e+08	28.73060	28.77748	28.74954
1	-2501.373	1174.896	2567259.	23.27197	23.45948	23.34772
2	-2469.578	61.52823	2078890.*	23.06091*	23.38906*	23.19348*
3	-2463.909	10.81289	2144289.	23.09175	23.56054	23.28114
4	-2457.624	11.81452	2199390.	23.11688	23.72631	23.36309
5	-2449.731	14.61662	2222892.	23.12714	23.87720	23.43016
6	-2439.106	19.37960*	2190918.	23.11209	24.00279	23.47194
7	-2434.350	8.543528	2280453.	23.15139	24.18272	23.56805
8	-2426.671	13.58051	2310826.	23.16362	24.33559	23.63710
9	-2422.378	7.473398	2416841.	23.20720	24.51981	23.73750
10	-2413.834	14.63440	2430933.	23.21143	24.66468	23.79854
11	-2408.126	9.620588	2510997.	23.24190	24.83578	23.88584
12	-2400.534	12.58224	2549855.	23.25494	24.98946	23.95569
13	-2395.247	8.615245	2646281.	23.28933	25.16448	24.04689
14	-2391.769	5.572680	2793995.	23.34045	25.35624	24.15483
15	-2381.644	15.93735	2775281.	23.33003	25.48646	24.20124
16	-2373.933	11.92308	2820534.	23.34197	25.63904	24.26999
17	-2370.133	5.770252	2973963.	23.39012	25.82782	24.37496
18	-2363.452	9.959378	3055116.	23.41159	25.98993	24.45325
19	-2358.205	7.676324	3182570.	23.44634	26.16532	24.54482
20	-2352.855	7.678934	3314562.	23.48013	26.33975	24.63542
21	-2349.694	4.448750	3525448.	23.53420	26.53445	24.74631
22	-2340.233	13.05225	3540199.	23.52993	26.67082	24.79886
23	-2332.178	10.88966	3604742.	23.53868	26.82020	24.86442
24	-2325.519	8.816352	3721728.	23.56036	26.98252	24.94292

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Det finnes flere statistiske tester for å fastslå om en variabel er stasjonær eller ikke. I vår oppgave bruker vi Augumented Dick Fuller (ADF)-test som er en videreutvikling av Dick Fuller (DF)-test. Valget for bruken av ADF-testen kommer på bakgrunn av at den er innlemmet i programvaren vi bruker i oppgaven, men vi velger å bruke en utvidet form av DF-testen ettersom ikke alle tidsserier kan beskrives ved en førsteordens auto regressiv prosess. Hvis den sanne datagenererende prosessen er en auto regressiv prosess av høyere orden, vil residualene fra DF-regresjonen vise autokorrelasjon (se formel under). Dette gjør testresultatene ugyldige. Siden DF-testen bygger på antagelsen om et hvit-støy restledd (ϵ). Vi utvider derfor testen ved å inkludere forsinkede verdier (lags) av serien vi analyserer, slik at vi kan korrigere for den autokorrelasjonen vi observerer. Målet er å inkludere nok lags til å eliminere den auto korrelerte residualeffekten.

Ønsket for testen er en prob.* verdi med minst en av verdien har en Prob.* verdi $p > 0.05$ som indikerer at $H(1)$ og variabelen er stasjonær.

Null Hypothesis: GOP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.26698	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457747	
5% level	-2.873492	
10% level	-2.573215	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GOP)
 Method: Least Squares
 Date: 06/29/23 Time: 18:34
 Sample (adjusted): 2000M03 2019M12
 Included observations: 238 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GOP(-1)	-1.221641	0.092081	-13.26698	0.0000
D(GOP(-1))	0.171028	0.063876	2.677484	0.0079
C	1.353716	0.626055	2.162296	0.0316
R-squared	0.537455	Mean dependent var	-0.050093	
Adjusted R-squared	0.533519	S.D. dependent var	13.93488	
S.E. of regression	9.517449	Akaike info criterion	7.356656	
Sum squared resid	21286.73	Schwarz criterion	7.400424	
Log likelihood	-872.4420	Hannan-Quinn criter.	7.374295	
F-statistic	136.5294	Durbin-Watson stat	2.015648	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: ROA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.962621	0.0400
Test critical values:		
1% level	-3.457747	
5% level	-2.873492	
10% level	-2.573215	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ROA)
 Method: Least Squares
 Date: 06/29/23 Time: 18:37
 Sample (adjusted): 2000M03 2019M12
 Included observations: 238 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ROA(-1)	-0.051427	0.017359	-2.962621	0.0034
D(ROA(-1))	0.312434	0.061971	5.041604	0.0000
C	0.518683	1.254288	0.413527	0.6796

R-squared	0.115252	Mean dependent var	-0.014664
Adjusted R-squared	0.107723	S.D. dependent var	20.27221
S.E. of regression	19.14922	Akaike info criterion	8.754926
Sum squared resid	86172.74	Schwarz criterion	8.798694
Log likelihood	-1038.836	Hannan-Quinn criter.	8.772565
F-statistic	15.30622	Durbin-Watson stat	1.937337
Prob(F-statistic)	0.000001		

Null Hypothesis: WTI_SPOT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.298835	0.1732
Test critical values:		
1% level	-3.457747	
5% level	-2.873492	
10% level	-2.573215	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(WTI_SPOT)
Method: Least Squares
Date: 06/29/23 Time: 18:39
Sample (adjusted): 2000M03 2019M12
Included observations: 238 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WTI_SPOT(-1)	-0.031177	0.013562	-2.298835	0.0224
D(WTI_SPOT(-1))	0.269568	0.062593	4.306685	0.0000
C	0.095065	0.529801	0.179436	0.8578

R-squared	0.086133	Mean dependent var	0.123035
Adjusted R-squared	0.078356	S.D. dependent var	8.512564
S.E. of regression	8.172258	Akaike info criterion	7.051892
Sum squared resid	15694.66	Schwarz criterion	7.095661
Log likelihood	-836.1752	Hannan-Quinn criter.	7.069532
F-statistic	11.07456	Durbin-Watson stat	2.030707
Prob(F-statistic)	0.000025		