

NHH



NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, Våren 2019

Oljeprisens betydning for sysselsetting i Norge

*En empirisk studie av oljeprissjokk på tvers av norske
kommuner*

Liza Beliakova

Veileder: Torfinn Harding

Selvstendig arbeid, hovedprofil i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Forord

Denne oppgaven er et avsluttende arbeid som del av en mastergrad i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole(NHH). Omfanget er på 30 studiepoeng.

Undertegnede interesse for makroøkonomi og konjunktursykler ble avgjørende for valget av tema som ble bestemt i samråd med veileder, Torfinn Harding. De økonomiske etterdønningene fra oljeprisfallet i 2014 gjør det meget dagsaktuelt og betydningsfullt å studere effekter av oljesjokk på sysselsetting.

Arbeidsprosessen med masteroppgaven har vært svært spennende, lærerik og krevende. Jeg har benyttet mye av den faglige kunnskapen jeg har tilegnet meg fra ulike kurs på NHH. Videre har jeg også blitt konfrontert med den begrensede forklaringskraften til tradisjonelle økonomiske modeller og introdusert for en ny verden med anvendte modeller som inkorporerer dynamikken i økonomiske mekanismer på en mer realistisk måte.

Jeg vil veldig gjerne rette en stor takk til veileder Torfinn Harding. Han har vist et enormt engasjement for oppgaven og vært en god diskusjonspartner. Han sitter på utrolig mye kunnskap om empiriske metoder og om oljemarkedet. Jeg har fått svært god veiledning og blitt utfordret og motivert med kritiske spørsmål underveis i prosessen.

Samtidig fortjener også Atle Blomgren, seniorforsker ved International Research Institute of Stavanger (IRIS) en stor takk for å ha delt det unike datamaterialet for petrosysselsetting i norske kommuner.

Helt til slutt vil jeg takke kjæresten min Fredrik, familie og venner for oppmuntring og støtte.

Innholdsfortegnelse

FORORD	2
SAMMENDRAG	5
1. INTRODUKSJON	7
1.1 MOTIVASJON FOR STUDIEN.....	7
1.2 EMPIRISK STRATEGI FOR ANALYSEN.....	8
1.3 HOVEDFUNN.....	9
1.4 TIDLIGERE FORSKNING OG ØKONOMISKE MEKANISMER	10
2. DATA OG EMPIRISK STRATEGI	15
2.1 DATAGRUNNLAG.....	15
2.1.1 <i>Sysselsetting</i>	15
2.1.2 <i>Direkte og indirekte petrosysselsettingsandel</i>	18
2.1.3 <i>Oljeprisen</i>	20
2.1.4 <i>Paneldata og analyseperiode</i>	20
2.1.5 <i>Transformasjon av variabler</i>	21
2.2 EMPIRISK STRATEGI.....	23
2.2.1 <i>Distribuert lag(DL)-modell</i>	24
3. RESULTATER	29
3.1 GRAFISK ANALYSE	29
<i>Petrosysselsetting i norske regioner</i>	29
<i>Sysselsetting og oljepris</i>	31
3.2 ØKONOMETRISK ANALYSE.....	33

3.2.1	<i>Regresjonsanalyse på landsnivå</i>	33
3.2.2	<i>Regresjonsanalyse på regionsnivå</i>	37
3.2.3	<i>Oppsummering og diskusjon av resultater</i>	47
3.2.4	<i>Oljeprisfallet i 2014</i>	49
4.	KONKLUSJON	52
5.	BIBLIOGRAFI	54
6.	APPENDIKS	56

Sammendrag

Oljeprisen er en av de mest omtalte makroøkonomiske variablene for Norge og bestemmer på mange måter temperaturen i norsk økonomi. Motivasjonen for oppgaven er det nylige oljeprisfallet i 2014. Denne studien analyserer oljeprisens betydning for sysselsetting på tvers av norske kommuner ved bruk av data fra 1999-2014. Hensikten med oppgaven er å undersøke hvor hardt norske arbeidstakere rammes av et oljeprissjokk. Jeg utforsker heterogenitet i det norske arbeidsmarkedet med fokus på regionene Nord-Norge, Østlandet, Kystfylkene og Innlandet. Oppgaven kartlegger på denne måten hvordan sysselsettingseffekten fordeler seg på tvers av geografi og tid. Jeg ønsker avslutningsvis å se nærmere på utviklingen i sysselsettingsandel for landet samlet under oljeprisfallet i 2014 ved bruk av modellen.

Den empiriske strategien for å studere oljeprisens betydning for sysselsetting er todelt. Først benytter jeg grafisk analyse for å belyse sammenhengen mellom oljepris og sysselsettingsandel over tid. Jeg fokuserer på heterogenitet ved å sammenligne sysselsettingsandelen til grupper av kommuner med ulik eksponering mot oljesektoren. Her finner jeg at oljeeksponerte kommuner har hatt en sysselsettingsandel som har holdt seg på et høyere nivå enn de mindre oljeeksponerte kommunene. I tillegg er sysselsettingsresponsen på et oljeprissjokk for oljeeksponerte kommuner sterkere og ser ut til å reagere med et mindre etterslep enn for ikke-oljeeksponerte kommuner.

I den andre delen av analysen estimerer jeg ulike regresjonsmodeller der jeg ser på den akkumulerte oljepriseffekten over en toårsperiode. Disse modellene differensierer kommunene ved å benytte graden av oljeeksponering uttrykt ved en petrosysselsettingsvariabel hentet fra International Research Institute of Stavanger (IRIS). Jeg har en landsmodell og en regionsmodell som mine hovedmodeller. I landsmodellen finner jeg at den gjennomsnittlige marginale endringen i sysselsetting på landsbasis som følge av en 50 prosent økning i oljeprisen er 0,11 prosentpoeng etter to år. Den marginale effekten fra oljeprisen sammenfaller godt med den reelle gjennomsnittlige sysselsettingsnedgangen på 0,12 prosentpoeng i perioden 2014-2016, da oljeprisen falt med litt i overkant av 50 prosent. I regionsmodellene finner jeg en 0,4 prosentpoengs sysselsettingsøkning i Kystfylkene for 50 prosent økning i oljepris og samme tidsperiode på to år, denne effekten er dobbelt så stor som for resten av landet.

Jeg finner også et etterslep på 17-18 måneder før en signifikant positiv effekt av oljeprisen inntreffer, responstiden er nokså lik i samtlige modeller. Et viktig poeng knyttet til mine analyser er at jeg i tillegg til å benytte petrosysselsettingsvariabelen fra IRIS utfører regresjonsanalyser innad i hver kommune der jeg er uavhengig av IRIS-andelen og tillater maksimal heterogenitet. Her finner jeg også positive effekter av oljepris på sysselsetting for de fleste kommunene.

Avslutningsvis sammenstiller jeg mine estimater på fylkesnivå med den reelle endringen i sysselsettingsandelen i 2014.

1. Introduksjon

Motivasjon for studien

Helt siden oljefunnet på lille julaften i 1969 har norsk oljeproduksjon gitt kraftige impulser med enorme konsekvenser for økonomien. Det har vært en svingende oljehistorie, men det er oppgangen de siste 11 årene som har satt dypest spor. Petroleumsvirksomheten er i dag Norges største næring målt i verdiskaping, statlige inntekter, investeringer og eksportverdi. I forkant av oljeprisfallet i 2014 utgjorde oljenæringen om lag 22 prosent av BNP (Norsk Petroleum, 2019) og i 2014 rapporterer International Research Institute of Stavanger (IRIS) om 330 000 ansatte i petroleumsrelatert virksomhet, noe som tilsvarer 13 prosent av alle bosatte sysselsatte (IRIS, 2015).

Vi har sett at nedgangen i oljeprisen har dempet den økonomiske veksten siden sommeren 2014, og videre ført til lavere sysselsetting i Norge (Hvinden & Nordbø, 2016). Oljeprisfallet har dermed fått store ringvirkninger fordi en betydelig del av arbeidskraften som var knyttet til oljevirkksomheten måtte finne en annen anvendelse. Dersom sysselsettingen legger seg på et lavere nivå fordi mange støtes ut av arbeidsstyrken, vil det kunne ha varige konsekvenser. En slik utstøting av arbeidskraft kan skje i sammenheng med et negativt oljeprissjokk. Det kan potensielt være store samfunnsøkonomiske gevinster å hente ved dempende politiske virkemidler i en slik situasjon (Galí, 2015). For å kunne iverksette riktige tiltak som øker sysselsettingen, er det avgjørende å øke kunnskapen om implikasjonene ved et oljeprisfall.

Etterdønningene av oljeprisfallet i 2014 motiverer et høyest aktuelt forskningsspørsmål der jeg ønsker å undersøke hvorvidt det finnes en sammenheng mellom oljepris og sysselsetting. Oppgaven vil studere effekten på sysselsettingsraten av et oljeprissjokk. Videre er det også interessant å identifisere tidshorisonten for når en eventuell oljeprisseffekt inntreffer, og tendenser til heterogenitet i det norske arbeidsmarkedet. Det er naturlig å forvente at arbeidsmarkedene i de oljeavhengige regionene blir hardest rammet i en oljenedtur og muligens får en tidligere reaksjon enn de mindre oljeavhengige regionene. Denne studien vil følgelig undersøke sensitiviteten til sysselsettingsandelen over tid for oljeprisendringer på kommunenivå, fylkesnivå, regionalt og nasjonalt. Et mål for oppgaven er å lage en modell som kan predikere den marginale effekten av oljepris på sysselsetting, og jeg vil avslutningsvis sammenstille estimatene gitt av min modell med den reelle sysselsettingsendringen etter oljeprisfallet i 2014.

Empirisk strategi for analysen

Oppgaven bygger på fullstendige og unike data for norske kommuner over en lengre tidsperiode, noe som gir et godt utgangspunkt for en empirisk analyse. Paneldatasettet som er konstruert inneholder totalt 80 406 observasjoner der populasjonsstørrelsen er 428 kommuner og 19 fylker¹. Dataene utgjør et balansert panel med 188 månedlige observasjoner for hver kommune. Enkelte kommuner har blitt fjernet fra listen på grunn av kommunesammenslåing i perioden. Panelet er begrenset til perioden 01.januar 1999 til 31.august 2014. Tidsbegrensningen skyldes hovedsakelig at arbeidsledighetsraten på kommunenivå kun er tilgjengelig fra januar 1999. Det er også ønskelig å estimere modellene i forkant av oljeprisfallet høsten 2014 slik at deres prediksjonsevne kan testes out-of-sample, dette er årsaken til at dataene bryter i august 2014.

Jeg vil besvare forskningsspørsmålet med en todelt tilnærming. Først benytter jeg enkel grafisk analyse for å gi leseren et bilde av utviklingen i oljeprisen og sysselsettingsandelen i kommuner med ulik grad av eksponering mot oljesektoren. I den andre delen vil forskningsspørsmålet belyses med økonometrisk analyse der jeg estimerer den akkumulerte effekten av oljepris på sysselsetting på fire geografiske nivåer ved bruk av ulike regresjonsmodeller.

For å forberede den grafiske analysen vil jeg først vise hvordan petrosysselsettingsandelen fordeler seg i de fire regionene; Innlandet, Østlandet, Nord-Norge og Kystfylkene. Dette vil gi et bilde av hvordan de ulike områdene er eksponert mot oljesektoren. Jeg vil deretter utforske grafisk hvorvidt det finnes tendenser til heterogenitet i sysselsettingsandelen. Dette gjør jeg ved å sammenligne en kontrollgruppe med 0 prosent sysselsatt i direkte oljerelaterte næringer og en treatment-gruppe med over 50 prosent sysselsatt i direkte oljerelaterte næringer.

¹Sør- og Nord-Trøndelag slo seg sammen til ett fylke først i 2018

I den økonometriske analysen vil jeg benytte ulike empiriske rammeverk for å konstruere en modell for hele landet samlet og fire regionsmodeller for Innlandet, Østlandet, Nord-Norge og Kystfylkene. Det vil også utføres analyser på fylkesnivå².

Min hypotese er at oljeprisen påvirker sysselsettingsandelen i positiv retning i en oljeeksporterende økonomi som den norske. Videre er det tenkelig at implikasjonene av oljesjokk og det dynamiske forløpet for sjokkene vil variere med kommunenes eksponering mot oljesektoren. Følgelig vil min empiriske tilnærming være å kartlegge og sammenligne effekten på tvers av regioner, fylker og kommuner med ulik petrosysselsettingsandel. Jeg velger en referanseperiode på to år for å studere virkningen av sjokkene for å fange opp etterslepet til sysselsettingen.

Hovedfunn

I den grafiske analysen finner jeg at kommuner med høy eksponering mot oljesektoren reagerer tidligere og mer sensitivt på oljesjokk. Grad av eksponering mot oljesektoren måles som andelen direkte sysselsetting i petroleumsrelatert industri. Av den grafiske analysen kan det i tillegg se ut til at de oljeavhengige kommunene har klart å holde sysselsettingsandelen på et høyere nivå enn kommuner uten oljeeksponering til tross for nedgangen i oljepris

I den økonometriske analysen finner jeg at oljeprisen har en signifikant positiv effekt på sysselsetting på landsbasis. En 50 prosent økning i oljepris vil isolert øke sysselsettingsandelen med litt i overkant av 0,10 prosentpoeng etter 24 måneder. Min modell er konstruert for å kunne fange opp positive og negative sjokk, dermed er det mulig å teste prediksjonskraften på oljeprisfallet i 2014. Fra oktober 2014 til november 2016 falt oljeprisen med 52,6 prosent, i samme periode falt den totale registrerte sysselsettingsandelen med 0,12 prosentpoeng, noe som er godt innenfor konfidensintervallet til modellen. Jeg kan dermed konkludere med at modellen har fanget opp det akkumulerte fallet i sysselsettingsandelen fra 2014 til 2016, dette resultatet bekrefter at oljeprisen har stor betydning for sysselsetting i Norge.

² Fylkesregresjoner ligger i Appendiks

Videre har jeg funnet at det er store tendenser til heterogenitet i sysselsettingsandelen på tvers av regionene Kystfylkene, Nord-Norge, Innlandet og Østlandet. Kystfylkene skiller seg klart ut med 0,4 prosentpoengs relativ økning i sysselsettingsandel ved 50 prosent økning i oljepris. Dette er dobbelt så høyt som for Innlandet og Nord-Norge. Heterogeniteten har blitt vist i flere modeller og med noe ulikt nivå på estimatene.

Når det gjelder tidsdimensjonen, finner jeg at det tar om lag 17-18 måneder før en signifikant positiv effekt av økning i oljepris på sysselsetting slår inn. Denne effekten vil øke frem til en horisont på 22-23 måneder for å så flate ut ved 24 måneder. Jeg kan dermed fastslå at det tar tid før et oljeprissjokk påvirker sysselsettingsandelen.

Tidligere forskning og økonomiske mekanismer

Jeg vil i dette delkapitlet presentere andre studier for å sette oppgaven i perspektiv. Et positivt forhold mellom en høyere oljepris og sysselsetting i en oljeeksporterende økonomi er godt dokumentert gjennom en rekke studier. (Cust & Harding, 2017) finner blant annet at inntektsgevinster knyttet til oljeinvesteringer øker sysselsettingsandelen sammen med andre makroøkonomiske variabler. Denne studien er fra Indonesia og bruker sysselsettingsandel på bedriftsnivå, men nivået for sjokkene er kommune. Studien ser på produksjonsbedrifter innen i en fremvoksende økonomi. Norske kommuner står i sterk kontrast til Indonesia fordi vi er et industriland med svært sterke institusjoner som gjør det mulig å ha en god politikk for å glatte ut oljeengebruken over tid. En annen studie av (Harding & Venables, 2013) har derimot funnet at de negative effektene på eksportindustrien ved lavere inntekter fra oljesektoren vil være større for land med sterke institusjoner og et høyere inntektsnivå. Disse landene, inkludert Norge, har gjerne en høyere andel av industri i den ikke-ressursbaserte delen av eksportindustrien. De viser at produksjonsbedrifter er mer sensitive for avindustrialisering enn annen eksportindustri. Disse studiene gir grobunn for hypoteser om større sårbarhet for oljeprisendringer for norske regioner med mange produksjonsbedrifter. Siden dataene mine ikke er beskrivende for næringsstruktur, vil jeg begrense oppgaven til å fokusere på heterogenitet på et geografisk nivå. Men det er interessant å benytte forskningen omtalt ovenfor for å forsøke å forklare driverne for heterogene effekter mellom ulike regioner.

(Feyrer, 2017) sin studie av oljesjokk har en empirisk strategi med likhetstrekk til denne oppgaven. Studien undersøker hvordan hydrofrakturering har skapt sysselsettings- og inntektssjokk som forplanter seg over tid og på tvers av geografi i amerikanske kommuner.

Her benyttes en modell med tidsfaste- og distriktssfaste effekter der mengde nyutvunnet olje i hvert distrikt brukes for å estimere den direkte effekten av oljesjokkene på sysselsetting og inntekt. Alt annet likt, finner (Feyrer, 2017) et 0,43 prosentpoengs fall i sysselsettingsandelen under finanskrisen. Sammenlignet med min studie bruker Feyrer et. al. flere variabler og en mer kompleks tilnærming til sjokkene. Min empiriske strategi er ulik fordi den ikke har som målsetning å modellere alle mekanismene i arbeidsmarkedet, estimatene mine kan derfor regnes for å være på redusert form. Jeg ser i tillegg på mindre geografiske enheter over en lengre tidsperiode. Det er begrenset med empirisk forskning på Norge, og ingen tidligere studier jeg har funnet har benyttet sysselsetting på kommunenivå med dynamiske modeller slik jeg gjør i oppgaven.

En tredje type studier ser på makroøkonomiske variabler på sektornivå over lengre tidsperioder. Ifølge beregninger med SSBs makroøkonometriske modell, MODAG, er norsk økonomi svært følsom for endringer i oljepris på landsbasis (Cappelen, Eika, & Blix Prestmo, 2014). Hvis forhold på tilbudssiden i energimarkedet reduserer oljeprisen med en tredel, vil arbeidsledigheten etter fem år øke med 1,0 prosentpoeng. MODAG har gjerne 30-40 års perspektiv og regner på årlige data, denne modellen inkluderer hele mekanismer for sentrale størrelser i økonomien på landsbasis og er ikke like fokusert på geografisk heterogenitet (SSB, 2002). SSB har en tilsvarende modell som benytter kvartalsvise data og har noe kortere tidsperspektiv, denne heter KVARTS. Slike makroøkonomiske modeller er derfor forskjellig fra det empiriske rammeverket i denne oppgaven som ser på et panel av kommuner med månedlige data og har en svært parsimonisk form med kun en uavhengig variabel. Den uavhengige variabelen er til gjengjeld godt identifisert og totaleffekten fanges opp med min reduserte form.

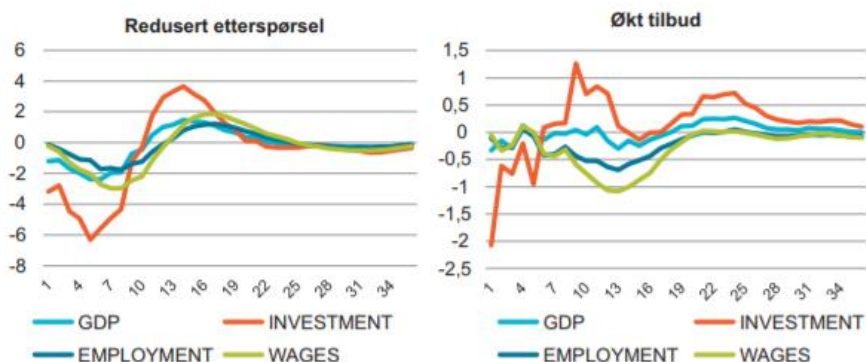
Videre er det spesielt interessant og relevant å trekke frem (Bjørnland & Thorsrud, 2014)sine funn i en liten, åpen olje- og gasseksporterende økonomi. Hovedfunnet er at en voksende energisektor har betydelige smitteeffekter til andre næringer. I tillegg vil en økt inntektsgevinst som følge av høyere realoljepris stimulere økonomien, særlig hvis oljeprissjokket kommer fra etterspørselssiden. Tilbudssjokk stimulerer teknologisektoren og øker offentlig forbruk, men har langt mindre smitteeffekter til resten av økonomien grunnet redusert kostnadsmessig konkurransevne. I denne oppgaven vil jeg begrense fokuset på dekomponeringen av ulike typer oljeprissjokk, men heller se på de samlede implikasjonene av endringer i oljeprisen. Bjørnland & Thorsrud (2014) bruker en segregert makroøkonomisk modell som ser på økonomien på sektornivå. Studien finner en signifikant effekt på sysselsetting etter 1-2 år i

Norge der et ressursjokk slik de beskriver kan forklare 10 prosent av variasjonen i sysselsetting. I min studie kan oljeprisen forklare rundt prosent av variasjonen i sysselsetting definert som forklaringskraften til modellen³. Bjørnland og Thorsrud(2014) finner derimot ingen bevis for det velkjente fenomenet hollandsk syke som lenge har vært en bekymring for norsk økonomi. Med hollandsk syke refereres det til negative virkninger for den konkurranseutsatte sektoren som følge av overforbruk av inntekter fra ikke-fornybare naturressurser (Finansdepartementet, 2018). Konkurranseutsatt sektor i Norge utgjorde i 2012 14 prosent av alle sysselsatte personer i Norge (SSB, 2013). Bjørnland og Thorsrud finner i stedet bevis for en to-takts-økonomi der tjenesteytende næringer har en mye høyere vekstrate enn industrinæringer. De konkluderer med at Norge klarer seg bedre gjennom økonomiske nedgangstider som følge av fluktasjoner i oljeprisen sammenlignet med andre land. Dette skyldes at handlingsregelen lykkes med å glatte ut den offentlige oljepengebruken over tid ved å kun benytte seg av avkastningen fra oljefondet. Likevel kan ikke studien bekrefte hvorvidt norsk økonomi er immun mot den hollandske syken (Bjørnland & Thorsrud, 2014(b)) I min studie får jeg ikke undersøkt hollandsk syke direkte fordi jeg ikke har data for næringsstruktur, men modellen på kommunenivå gir signifikante negative sysselsettingseffekter ved økning i oljepris for noen av kommunene i Nord-Norge og Kystfylkene, og det kan spekuleres i om disse effektene kan tilskrives hollandsk syke. Mine funn indikerer at oljeprisen har ulik betydning for sysselsetting i ulike kommuner. Det er derfor desto viktigere å forske på effektene av oljesjokk i regionale arbeidsmarkeder som vil respondere ulikt på sentraliserte politiske tiltak.

Jeg har vist at et positivt forhold mellom oljepris og sysselsetting for en oljeeksportør er godt dokumentert i flere studier. Det er avslutningsvis sentralt å kort utdype de økonomiske mekanismene for oljepris og sysselsetting i en oljeeksporterende økonomi. En skiller mellom tilbudsdrivere og etterspørselsdrivere som påvirker makroøkonomiske indikatorer. I økonomisk teori skilles det mellom konsekvensene av tilbuds- og etterspørselssjokk, men det er viktig å understreke at oljesjokkene jeg studerer i utredningen vil inneholde både tilbuds- og etterspørselssiden.

³ Se regresjonsutskrift fra landsmodellen vedlagt i Appendiks A

Utviklingen i oljeprisen forklarer en betydelig andel av konjunktursvingningene i BNP, lønn, investeringer i petroleumsnæringen selv og på fastlandet. Figuren nedenfor er hentet fra (Bjørnland H. , 2014b) og viser virkningen på sysselsetting og andre makroøkonomiske variabler over 34 kvartaler etter et 25 prosent fall i oljeprisen for Norge⁴.



Figur 1 Endring i BNP, sysselsetningsandel, investeringer og lønn som følge av etterspørselsdrevende og tilbudsdrivende oljeprissjokk.

For en liten, åpen oljeeksportør som Norge, viser Bjørnland og Thorsrud til tre transmisjonskanaler der oljeprisen kan påvirke konjunkturutviklingen; påvirkning på internasjonale konjunkturer, påvirkning på etterspørselen fra oljenæringen selv til resten av fastlandsøkonomien og påvirkning på statlige inntekter og utgifter. Svingninger i sysselsetting som jeg studerer i denne oppgaven kan begrenses til nettopp konjunkturrelle svingninger i sysselsetting fordi jeg studerer oljepriseffekten i en toårsperiode basert på data for nesten 16 år. Med konjunkturrelle svingninger menes kortsiktige variasjoner i makroøkonomiske variabler som et avvik fra en underliggende, langsiktig trend. I et historisk perspektiv er en sysselsetningsandel på om lag 96-97 prosent regnet som et normalt nivå for Norge (SSB, 2018).

En økt oljepris gir først og fremst positive inntekts- og formueseffekter som er en naturlig konsekvens av høyere aktivitet. I tillegg vil en høy oljepris resultere i negative effekter for norsk eksportindustri som kan defineres som en valutaeffekt. Dette skyldes at et høyt aktivitetsnivå gir økt inflasjon og høy innenlandsk valuta. En sterk krone gjør at norske

⁴ Her har de benyttet data frem til november 2014 i normaliseringen av et 25 prosents fall i oljepris. Men oljeprisen fortsatte å falle med ytterligere 20-25 prosent frem til 2016, så de skriver videre at de negative effektene trolig er enda sterkere enn vist i studien.

handelsaktører står svakere i konkurransen med utenlandske konkurrenter. En tredje virkning i denne sammenhengen vil være at økt oljepris vil svekke aktiviteten hos oljeimporterende land og redusere den globale etterspørselen også etter norske varer.

For Norge vil et positivt internasjonalt etterspørselssjokk føre til at vi får stimulans fra den økte etterspørselen hos våre handelspartnere i tillegg til høyere inntekter for oljen vi eksporterer. Et positivt tilbudssjokk er ikke like alvorlig så lenge resten av verdensøkonomien fungerer normalt (Cappelen, Eika, & Prestmo, 2014). Man vil også her forvente negative effekter på oljesektoren, men en ser av figur 1 at et oljeprissjokk drevet av etterspørselsendringer vil ha mye større konsekvenser for samtlige variabler inkludert sysselsetting. Oljeprisfallet i 2014 betegnes av Rystad energi som et tredelt sjokk (Rystad Energi, 2015). For det første var sjokket i stor grad et produktivitetssjokk fra skiferolje grunnet økt produksjon i USA. For det andre var det et etterspørselssjokk, den globale etterspørselen kom inn stadig svakere enn forventet. Det skrives om en 0,6 millioner fat per dag lavere etterspørsel i 2014 enn ventet ved inngangen til 2014. For det tredje grep ikke Saudi Arabia inn med produksjonskutt slik de historisk har opptrådd tidligere ved overproduksjon av olje. Argumentene var blant annet at de ville unngå å miste markedsandeler til skiferolje og dypvannsprosjekter.

For å avslutningsvis oppsummere hvilke forventninger som knyttes til sysselsettingsraten ved oljeprisfallet i 2014 sier forskningen at effektene er blandede. Jeg forventer å finne en positiv sammenheng på landsbasis for sysselsettingsandelen på landsbasis gitt Bjørnland og Thorsrud(2014) sine funn. Likevel finner Cappelen, Eika & Prestmo(2014)at valutaeffekten av høyere oljepris kan nøytralisere negative effekten ved et positivt tilbudssjokk eller et negativt etterspørselssjokk. Cust og Harding(2018) sine funn gir meg forventninger om at regioner som har stor eksponering mot oljeindustrien, og dermed mange bedrifter knyttet til oljeproduksjon, vil få sterkere negative effekter på sysselsettingsraten ved et fall i oljepris.

2. Data og empirisk strategi

Datagrunnlag

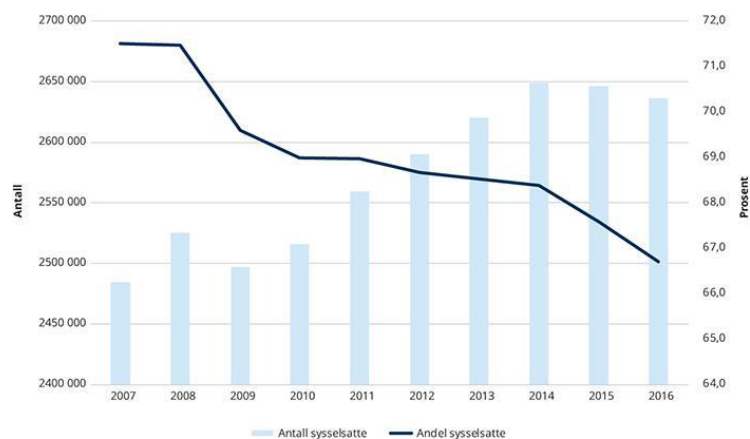
I dette kapitlet presenteres datasettet som benyttes i den empiriske analysen. Det er et stort datasett som har blitt konstruert spesielt for å besvare forskningsspørsmålet. Jeg vil belyse analyseperioden og de økonomiske variablene som inngår i modellen. Dataene inneholder arbeidsledighetsraten og sysselsettingsandelen i petroleumsindustrien i tillegg til oljeprisen. Rådata for arbeidsledighet er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB), oljeprisen er hentet fra Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED) og petroleumssysselsettingsandel fordelt på kommuner og fylker er hentet fra International Research Institute of Stavanger(IRIS).

Sysselsetting

I denne oppgaven er hovedfokuset hvordan sysselsettingsandelen påvirkes av svingninger i oljeprisen. Det brukes registerbaserte ledighetstall fra NAV sin statistikk som omfatter arbeidsføre personer som har vært uten inntektsgivende arbeid de siste to ukene i aldersgruppen 15-74 år. Det kan argumenteres med at de ideelle arbeidsledighetstallene for en konjunkturrell analyse er SSBs tall fra Arbeidskraftsundersøkelsen(AKU) fordi tallene inkluderer personer som kunne tenke seg et arbeid, men av ulike grunner velger å ikke registrere seg hos NAV. Disse tallene foreligger dessverre ikke på kommunenivå. Det er også mer intuitivt å operere med sysselsettingsandel for å få en medsyklisk analyse av arbeidsmarkedet. Jeg antar derfor for mitt formål at sysselsettingsraten og arbeidsledighetsraten summerer seg til 100 prosent av arbeidsstyrken og bruker den perfekte inverse til arbeidsledighetsraten i analysen. I mitt datasett bruker jeg sysselsettingsandelen på en skala fra 1-100, der 100 er 100 prosent av arbeidsstyrken i gruppen 15-74 år. Jeg utelukker dermed en stor del av befolkningen og får dermed sysselsettingsandeler godt over 95 prosent.

Arbeidsstyrken i Norge utgjør i realiteten ca. 70 prosent av befolkningen, og den totale sysselsettingsandelen var på 67,2 prosent i 3. kvartal 2017(AKU). De høyeste sysselsettingsandelene finnes i Oslo og i Kystfylkene fra Rogaland til Trøndelag, mens Agder, Vestfold og Telemark har lavest sysselsettingsandeler.

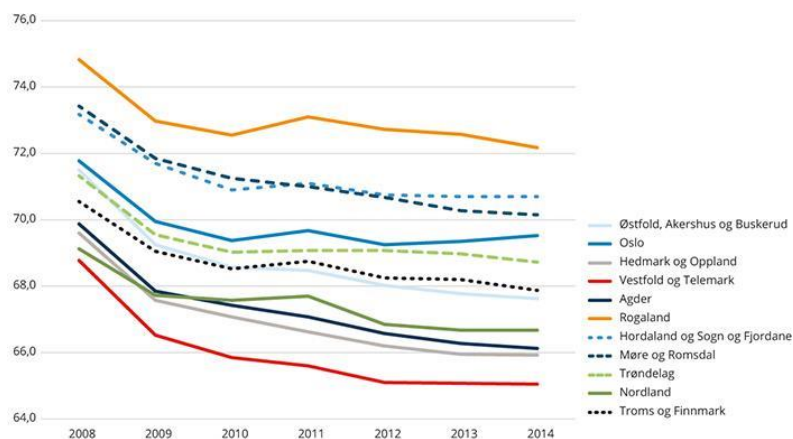
Ifølge beregninger av kommunal- og moderniseringsdepartementet(KMD) har sysselsettingsandelen falt i alle fylker siden den historiske toppen i 2008 (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2018). Men for hele landet samlet har det vært vekst i antall sysselsatte de fleste årene i samme periode. Dette skyldes at befolkningsveksten har vært større enn sysselsettingsveksten. KMD trekker også frem i sin rapport at konsekvensene av finanskrisen og oljeprisfallet er tydelig, men i tillegg vil en nedgang i sysselsettingsandel også tilskrives en aldrende befolkning. Etter oljeprisfallet har nedgangen i sysselsettingsandelen holdt seg i fylkene fra Agder og opp til Møre og Romsdal. Den registrerte arbeidsledigheten var jevnt over lav i alle fylker unntatt oljefylket Rogaland. I figur 1 basert på data fra SSB, ser man hvordan sysselsettingsandelen har falt de siste årene, samtidig som at antall sysselsatte har økt. En kan se av søylene at antall sysselsatte har falt noe etter oljeprisfallet 2014. Man kan også se at sysselsettingsandelen får en god knekk på samme tidspunkt.



Figur 2 Sysselsettingsandel i forhold til antall sysselsatte

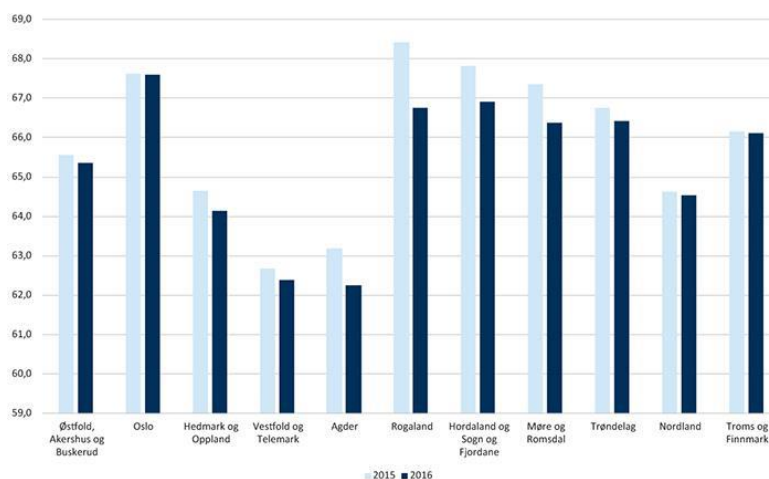
KMD har i tillegg gjort beregninger på sysselsettingsandelen fordelt på ulike fylker⁵. Man kan se en fallende sysselsettingsandel for alle fylker etter finanskrisen i 2008, og at fallet får en knekk og tenderer mot utflating i 2009.

⁵ Datagrunnlaget for begge figurene er hentet fra SSB og baserer seg på perioden frem til oljeprisfallet i 2014



Figur 3 Fylkesvis sysselsetningsandel fra 2008 til 2014

I figur 3, som også er beregnet av KMD, ser man utviklingen etter oljeprisfallet i 2014. Mens finanskrisen rammet sysselsetningsandelen i hele Norge, kan man se store regionale forskjeller for sysselsetningsandelen i perioden etter 2014. Her har fylkene i Østfold, Oslo og Nord-Norge nesten uendret sysselsetningsandel. Kystfylkene har imidlertid fått en enorm nedgang i sysselsetningsandelen kun på 12 måneder. Rogaland har fått en nedgang på nesten to prosentpoeng.



Figur 4 Sysselsetningsandel etter fylke i 2015 og 2016

I min oppgave begrenser jeg meg til studere den rene effekten av et oljeprissjokk når alle andre faktorer holdes uendret, det er viktig å påpeke at dette kun vil utgjøre en liten del av den totale sysselsetningsendringen i en økonomi. Oljeprissjokk regnes som konjunkturelle sjokk, og jeg vil ikke gå nærmere inn på strukturelle sjokk, som for eksempel en aldrende befolkning i denne utredningen.

Direkte og indirekte petrosysselesettingsandel

For å kunne si noe om oljeprisens direkte påvirkning på sysselsettingsraten i hver kommune, inkluderer jeg en petrosysselesettingsandel som uttrykker kommunenes direkte eksponering mot oljesektoren. Denne andelen blir sentral for mine resultater, og det er derfor hensiktsmessig å avklare bakgrunnen for beregningene.

Den direkte petrosysselesettingsandelen er definert av IRIS som *direkte ansatte i petroleumsindustrien dividert på antall sysselsatte i kommunen* (IRIS, 2015). Dette betyr at den definerer antall oljejobber som finnes i kommunen og ikke antall sysselsatte i oljen som er bosatt i en gitt kommune. Antall sysselsatte inkluderer derfor også pendlerstrømmer, slik at andelen potensielt kan bli større enn 100 prosent. Direkte petroleumsrelatert industri omfatter aktiviteter som har direkte anvendelser i petroleumsvirksomhetens verdikjede. Med dette menes alt fra leting til produksjon på feltene, i tillegg til utstyrsleveranser. I denne oppgaven brukes begrepene oljeandel og petrosysselesettingsandel om hverandre, men i de økonomiske analysene refereres det alltid til den direkte oljeandelen som beskrevet i dette kapitlet.

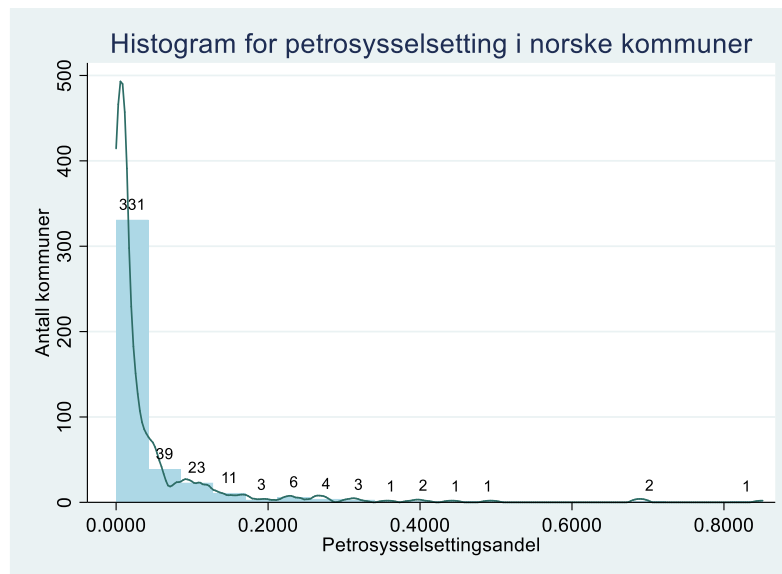
IRIS har også beregnet en *indirekte petrosysselesettingsandel*, men denne finnes bare på fylkesnivå og er ikke en del av datagrunnlaget som brukes i analysene. Det er likevel naturlig å redegjøre for indirekte sysselsetting fordi jeg antar at denne er sterkt korrelert med den direkte sysselsettingen og er med på å forsterke en kommunes følsomhet for endringer i oljepris. For at de direkte petroleumsrelaterte virksomhetene skal fungere, kreves en rekke varer og tjenester slik som eksempelvis konsulenttjenester og transport. Disse aktivitetene defineres som indirekte petroleumsrelaterte aktiviteter, og har nesten like mange sysselsatte som de direkte aktivitetene.

De direkte petroleumsrelaterte ansatte utgjør 186 000 personer, noe som tilsvarer ca. 7 prosent av alle sysselsatte på landsbasis. Til sammen finner IRIS at 330 000 personer er ansatt i direkte og indirekte oljenæring i 2015, dette utgjør 13 prosent av bosatte sysselsatte på landsbasis. Kartleggingen i *Industribyggerne (2015)* gir et annet bilde av oljeavhengigheten i det norske arbeidsmarkedet enn vi kjenner fra SSBs rapporter, der tallet for antall sysselsatte i direkte og indirekte petroleumsindustri er beregnet til 239 000 (SSB, 2015). Forskjellene i anslaget skyldes at tallet for indirekte sysselsetting relatert til investeringer og drift fra operatørselskap på norsk sokkel er oppjustert i henhold til SSBs beregninger i overnevnte rapport, i tillegg er

det tatt hensyn til sysselsatte relatert til leverandørenes investeringer og eksportvirksomhet, noe som er utelatt fra SSBs beregninger.

Petrosysselesettingsandelen er tverrsnittsdata gjeldende for årsskiftet 2014-2015, som er slutten av analyseperioden, men jeg vil i denne oppgaven anta at den relative eksponeringen på tvers av kommuner har holdt seg stabil i tidsperioden. Selvsagt vil det være slik at større oljeinvesteringer for små kommuner vil kunne øke andelen betydelig, men dette blir mindre bekymringsverdig når det foreligger så mange observasjoner på tvers av kommunene. Utfordringer knyttet til endogenitet med andelen vil drøftes i sammenheng med min empiriske strategi. For økonometrisk identifikasjon er det sentralt at andelen er eksogene, altså ikke korrelert med utelatte variabler, som vist i Goldsmith, Pinkham et. al(2018) for Bartik-liknende instrumenter. For økonometrisk identifikasjon er det i tillegg bedre med initiale andeler, men andelen til IRIS fra slutten av analyseperioden er den eneste variabelen jeg har tilgjengelig på kommunenivå som sier noe om eksponering til oljevirkosomhet. Et alternativ kunne være å finne en instrumentvariabel som er korrelert med den potensielt endogene oljeandelen, men ikke er korrelert med feilledet. Gode instrumentvariabler er imidlertid svært krevende å finne, dermed vurderer jeg bruken av IRIS-andelen som den mest hensiktsmessige.

I Figur 1 nedenfor ser vi fordelingen av den *direkte oljeandelen* for samtlige kommuner. Den er som forventet veldig venstreskjev, og kun tre av kommunene har en oljeandel på over 50 prosent. Dette gjelder Sola i Rogaland med hele 85 prosent ansatt i petroleumsvirkosomhet, samt Ulstein og Herøy i Møre og Romsdal med en petrosysselesettingsandel på hhv. 69 prosent og 68,9 prosent. Gjennomsnittlig sysselsetting i petroleumrelatert industri på kommunenivå er 4,2 prosent, mens medianen er 1,1 prosent. Dette viser at de fleste kommuner har en lav andel sysselsatte direkte i oljen, men kun 13 av de 331 kommunene ytterst til venstre har 0 prosent sysselsatt i direkte petroleumrelaterte bedrifter. Jeg kan ut ifra tallene til IRIS konkludere med at tilknytningen til oljevirkosomheten er relativt godt spredt på landsbasis og tilstede i de fleste kommuner. Men det er likevel slik at områdene med særlig høy eksponering for oljesektoren er få og konsentrert rundt fylkene Hordaland, Rogaland og Møre og Romsdal.



Figur 5: Histogram over petrosyssestillingsandelen i norske kommuner

Oljeprisen

Jeg benytter Brent-Europe som er en mye brukt referanseolje og er naturlig å bruke i analysen av Norge fordi denne hentes ut av Nordsjøen. Oljeprisen noteres i amerikanske dollar(USD) og med månedlige observasjoner. Oljeprisen er som nevnt hentet fra Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). Tidsserien er ikke inflasjonsjustert.

Paneldata og analyseperiode

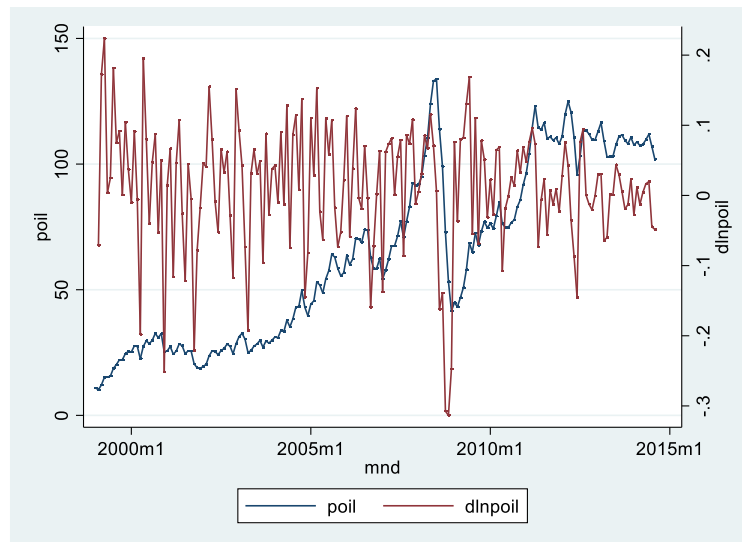
Det er nødvendig å utdype den økonometriske betydningen av paneldata. Paneldata består av tidsserie- og tverrsnittsdata som gjør det mulig å studere endringer over tid og på tvers av geografi (Wooldridge, 2002). Sysselsettingsandelen finnes med både tids- og kommunedimensjonen. Oljeprisen har kun en tidsdimensjon, mens petrosyssestillingsandelen er tverrsnittsdata for kommunene fra 2014.

I to av regresjonsmodellene lar jeg petrosyssestillingsandelen på kommunenivå være en interaksjon med oljepris. Denne konstruerte forklaringsvariabelen blir derfor en panelvariabel og den beste approksimasjonen for å fange opp den direkte effekten av oljeprisen over tid i hver kommune. Observasjoner på fylkes- og kommunenivå har like mange observasjoner i samme tidsperiode, noe som gjør at jeg har et balansert panel. Dimensjonene i paneldata gir

muligheten til å estimere mer økonomisk realistiske modeller. I tillegg kan man kontrollere for uobserverbare eller ikke-målbare faktorer når en observerer flere enheter over tid, disse elementene går under betegnelsen uobserverbar heterogenitet. En paneldatamodell med faste effekter kan potensielt omgå dette problemet, noe som blir forklart nærmere i sammenheng med spesifikasjonen av sysselsettingsmodellen i kapittelet om empirisk strategi.

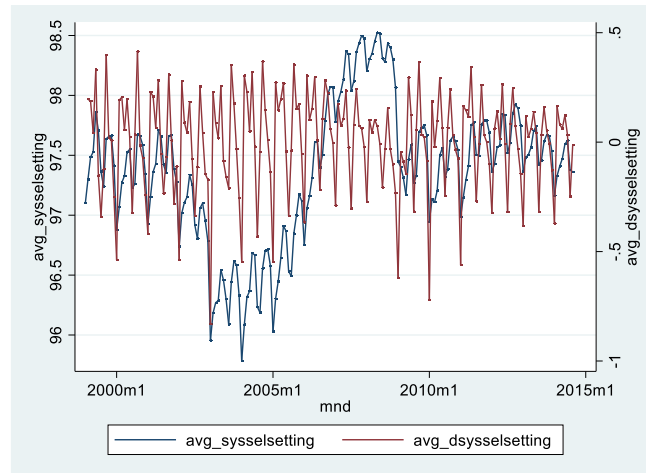
Transformasjon av variabler

Oljeprisen er en svært volatil variabel og man kan øyeblikkelig se av figur 2 at den ikke er stasjonær på nivåform, noe som også er testet av (Hamilton, 2009). Han finner at tidsserien følger en enhetsrot-prosess, noe som gjør at forventingen og variansen til sannsynlighetsfordelingen varierer i perioden. En slik variabel kan ikke brukes i en regresjonsmodell fordi den kan gi spuriøse sammenhenger mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene. Jeg velger derfor å transformere tidsserien til en logaritmisk fremstilling med førstedifferens. Figur 2 viser at det gir god effekt slik at vi nå har en tilnærmet stasjonær tidsserie på endringsform, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$.



Figur 6 Oljepris på nivåform og endringsform

Sysselsetting har nokså konstant varians og stabil forventning sammenlignet med oljeprisen og det er derfor ikke opplagt at denne trenger å transformeres i regresjonsmodellen. Men vi ser av figur 3 at tidsserien blir mer stasjonær på endringsform.



Figur 7 Sysselsetting på nivåform og endringsform

Det er avslutningsvis naturlig å si noe om hvordan variablene defineres i det empiriske rammeverket. Sysselsetting er den uavhengige variabelen i regresjonsmodellen og er gitt som prosentpoengs endring i sysselsettingsandel. Oljeprisen er den avhengige variabelen, den er oppgitt i USD, men jeg velger å bruke logaritmisk form for å kunne studere prosentvise endringer. Dette gir meg en klassisk regresjonslikning på lineær-logaritmisk form slik at jeg får $\log(\Delta \text{oljepris}_t = \text{oljepris}_t - \text{oljepris}_{t-1})$. Jeg inkluderer flere lags av oljeprisen for å fange opp hvordan endringer i oljepris i foregående periode påvirker endringen i sysselsettingen i nåværende periode. Når jeg skal vurdere endringen i sysselsetting over flere måneder, må jeg dermed summere koeffisientene slik at jeg får en akkumulert effekt for den ønskede tidshorizonten.

Empirisk strategi

Dette delkapittelet skal presentere min empiriske strategi for å studere effekten av oljesjokk på sysselsettingsandel⁶. I den videre analysen vil jeg besvare forskningsspørsmålet ved bruk av *to ulike økonometriske rammeverk*. Det første rammeverket vil basere seg på en Generalized Differences-in-Differences(DD)-modell med distribuerte lags av oljeprisen over 24 måneder der jeg beregner den akkumulerte effekten for hver måned. Her vil jeg i tillegg anvende petrosysselsettingsandelen som treatment for å få en paneldatamodell med kommunefaste og månedsfaste effekter. Det andre økonometriske rammeverket består av en enkel Distributed-Lag(DL)-modell uten bruk av petrosysselsettingsandel, og dermed uten faste effekter. Denne modellen har, i likhet med førstnevnte modell, distribuerte lags av oljeprisen hvor jeg beregner den akkumulerte effekten for hver måned i en periode over 24 måneder.

I tillegg til å benytte ulike økonometriske teknikker, vil jeg fokusere analysen på *to geografiske nivåer* slik at jeg får en landsmodell og regionsmodeller for Nord-Norge, Kystfylkene, Innlandet og Østlandet. Her estimerer jeg en effekt for hver av de fire regionsgruppene og sammenligner resultatene. På både landsnivå og regionsnivå ønsker jeg å vise en analyse som ikke avhenger av petrosysselsettingsandelen. Ved å estimere en koeffisient per kommune, vil jeg tillate mer heterogenitet. Jeg vil derfor utføre en enkel regresjonsanalyse med DL-modellen kun ved å bruke tidsseriedimensjonen innad i hver av kommunene. Da får jeg til sammen estimater fra 428 regresjoner i landsmodellen og fire regionsmodeller med estimater fra kommunene i hver region. En slik analyse er en nødvendig robusthetssjekk for spuriøse resultater som skyldes et potensielt endogenitetsproblem med petrosysselsettingsandelen, denne utfordringen vil utdypes ytterligere.

⁶ Jeg vil begrense meg til å analysere effekten av kortsiktige oljesjokk på sysselsetting uavhengig av om sjokkene kommer fra tilbuds- eller etterspørselssiden. Jeg har derfor utelukket en dypere analyse av råoljemarkedet og ulike mekanismer i arbeidsmarkedet.

Distribuert lag(DL)-modell

Ved regresjonsanalyse av tversnittdata kan man estimere den marginale effekten av en uavhengig variabel, x på en avhengig variabel, y , mens vi holder alle andre variabler konstante. For å besvare forskningsspørsmålet er vi avhengige av en mer dynamisk modell der vi kan fastslå når effekten inntreffer. Dermed må vi konstruere en modell med lag-fordeling som beskriver effekten på y av en ending i x i periode t .

Følgende modell estimeres med Ordinary Least Squares(OLS):

$$Y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_n x_{t-n} + e_t, t = n + 1, \dots, T \quad (1)$$

Y_t er den avhengige variabelen som i vårt tilfelle er sysselsetting. α er et konstantledd som tilsvarer gjennomsnittsverdien for Y dersom alle forklaringsvariabler holdes konstant. β_n er regresjonskoeffisienten til forklaringsvariabelen, x , her gitt som oljeprisen. En slik formulering vil som nevnt gi den marginale effekten av x på y i en tidsdimensjon. e_t , er feilleddet til modellen som fanger opp variasjoner modellen ikke kan forklare. Vi får $\beta = \partial y / \partial x_{t-1}$, $n = 0, 1, 2, \dots, T$. I en slik modell vil koeffisientene være lag-vektene og definere et mønster for den dynamiske marginale effekten av x på y .

Jeg har videre at fire grunnleggende Gauss-Markov forutsetninger om feilleddet må være oppfylt for at OLS-estimatoren er den beste lineære forventningsrette estimat (Wooldridge, 2002). De fire forutsetningene er:

- 1) Eksogenitet, $E(e_t) = 0$, som innebærer at forventningsverdien til feilleddet må være null.
- 2) $E\{\varepsilon_{it} | x_{it1}, \dots, x_{itN}\} = 0$, feilledd og forklaringsvariabler er uavhengig for samtlige forklaringsvariabler.
- 3) Homoskedastisitet, $Var\{\varepsilon_{it} | x_{it1}, \dots, x_{itN}\} = \sigma^2$, som innebærer konstant varians for feilleddet.
- 4) Ingen perfekt multikollinearitet, $Cov\{\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}\} = 0$ (), som innebærer at feilleddene er uavhengig av hverandre i alle tidsperioder.

I en slik modell kan β -ene summeres slik at man kan vise den dynamiske marginale effekten av x på y for hver måned. I resultatdelen vil jeg evaluere denne effekten grafisk i en kumulativ impuls-respons-funksjon slik det er gjort i en rekke studier (Cust & Harding, 2017).

Jeg har nå vist en dynamisk modell som estimerer den marginale effekten i en tidsdimensjon, men jeg trenger videre å omformulere denne til en standard paneldatamodelle for å estimere effekten på tvers av alle kommunene. Jeg konstruerer følgelig en regresjonsmodell med sysselsetting, y_t , som den avhengige variabelen og oljeprisen, x_t , multiplisert med petrosysselsettingsandelen, a_i , som den uavhengige variabelen for samtlige $i = 428$ kommuner og $t=1+n$, $n=24$ måneder. Dette er kjent som en *Generalized Differences in Differences(DD)-modell* med 24 tidsperioder, likning 2 viser modellformuleringen.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 a_i x_t + \beta_1 a_i x_{t-1} + \beta_2 a_i x_{t-2} + \dots + \beta_n a_i x_{t-24} + t_{it} + \lambda_i + z_t + \mu_{it} \quad (2)$$

I DD-estimering defineres petrosysselsettingsandelen som en treatment, dette betyr at jeg forutsetter at effekten av oljepris på sysselsetting vil være lik for kommuner med lik petrosysselsettingsandel og effekten av oljepris på kommuner med ingen petrosysselsetting vil være 0. Interaksjonen mellom petrosysselsetting og oljepris i modellen er formulert som en dummy-variabel slik at jeg kan estimere en koeffisient for hver kommune i hver tidsperiode. Dummyen er definert som 1 for kommune i og 0 ellers for å kunne skille mellom effekter i de ulike kommunene. For å tolke den totale sysselsettingseffekten i en gitt kommune, region, fylke eller på landsnivå, må man multiplisere koeffisienten med oljeandelen og legge til de faste effektene, konstantleddet og trendvariabelen. Dermed kan jeg sammenligne endringen i sysselsetting mellom kategorier av kommuner med ulik intensitet av treatment og studere den akkumulerte effekten i hver tidsperiode (Angrist & Pischke, 2009). I min studie er jeg mer interessert i den dynamiske marginale effekten, slik at jeg i resultatdelen kun vil beskrive den isolerte effekten oljeprisen har på sysselsettingsandelen.

De individspesifikke effektene er her kommunefasteffekter betegnet med λ_i , dette er den gjennomsnittlige variasjonen i sysselsetting mellom kommunene som er fast over tid. De tidsfaste effektene er månedsfasteffekter gitt ved z_t , og er den gjennomsnittlige månedlige variasjonen som er lik for alle kommuner.

t_{it} er inkludert som en ekstra kontrollvariabel og er en kommunespesifikk lineær trend over tid, trenden er konstruert som en interaksjon med kommunedummys for å fange opp variasjoner i sysselsetting innad i kommunene som ikke skyldes variasjoner i oljepris.

μ_{it} er feilleddet i regresjonsmodellen, dette er uobserverbare effekter som varierer innad i kommunene over tid.

En modell med kommunefaste effekter holder på denne måten konstant den gjennomsnittlige variasjonen i sysselsetting mellom kommunene og gir i stedet en koeffisient for variasjonen innad i hver av kommunene. Det er denne estimatoren som refereres til «within-estimator» (Wooldridge, 2002). På denne måten kan man isolere ut uobserverbare faktorer innad i kommunene som kan påvirke sysselsettingsraten. Fra økonometrien er slike utelatte faktorer kjent som «omitted variable bias» og er en vanlig feilkilde i spuriøse regresjoner. En avgjørende forutsetning for forventningsrette og konsistente estimatorene, er at de kommunespesifikke faktorene som har innvirkning på sysselsettingsraten ikke endrer seg i tidsperioden. Brudd på denne forutsetningen kan eksempelvis skyldes veiutbygging og andre prosjekter som gir en boom i arbeidsplasser og dermed påvirker sysselsettingsandelen uavhengig av oljeprisen. Slike effekter er vanskelig å kontrollere for og kan være en utfordring for modellen.

Impulser på makronivå og sesongvariasjoner over tid kontrollerer jeg for ved hjelp av de månedsfaste effektene, dette innebærer eksempelvis svingninger i valutakurs, samt penge- og finanspolitikk som kan ha innvirkning på aktiviteten i norsk økonomi, og dermed også sysselsettingsraten. I et homogent utvalg vil det være ønskelig å modellere regresjonsanalysen uten bruk av tidsfaste effekter. Likningen vil ikke skille seg så mye fra likning 2, men man ser at komponenten som kun varierer med tid, z_t , vil falle bort.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 a_i x_t + \beta_1 a_i x_{t-1} + \beta_2 a_i x_{t-2} + \dots + \beta_n a_i x_{t-24} + t_{it} + \lambda_i + \mu_{it} \quad (3)$$

Effektene estimeres med en treatment i form av petrosysselsettingsandelen som vil avgjøre hvor hardt en kommune treffes av et oljesjokk. Modellen har som hensikt å gi et bilde av den samlede effekten av oljepris på sysselsetting etter 24 måneder. Jeg vil bruke estimatene til å si noe om landet samlet, men også kjøre regresjonsmodellen innad i regioner og fylker på kommunenivå.

For å tolke disse effektene er det naturlig å se på akkumulerte størrelser- mange av estimatene vil kunne være økonomisk og statistisk signifikante over tid, selv om de ikke er statistisk signifikante i en gitt måned. Ved bruk av distribuerte lags kan resultatene vises frem grafisk for hver periode, og jeg kan vurdere modeller med ulikt antall lags opp mot hverandre. Bruken av akkumulerte lags vil gjøre det lettere for meningsfulle mønstre å tre

frem og jeg kan være mer trygg på at resultatene mine er robuste når jeg observerer koeffisientene over tid. I resultatdelen vil jeg bruke den mest omfattende modellen fordi jeg har mye data.

Avslutningsvis bruker jeg en enkel DL-modell for å estimere effekten på kommunenivå, denne modellen er en lineær-logaritmisk regresjonsmodell i likhet med DD-modellen. Forskjellen er at jeg estimerer effekten innad i hver kommune og dermed ikke benytter meg av oljeandelen. Den avhengige variabelen er prosentpoengs ending i sysselsetting, Y_t . Den uavhengige variabelen er førstedifferens av logaritmen til oljeprisen der jeg inkluderer 24 lags som gir 25 variabler med oljeprisen i hver kommune. På denne måten kan man undersøke heterogenitet uten å bruke den potensielt endogene IRIS-variabelen. Jeg har i tillegg med en trendvariabel, t_{it} . Til sammen får jeg 26 kontrollvariabler og et restledd.

$$Y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_n x_{t-n} + t_{it} + e_t, t = n + 1, \dots, T \quad (4)$$

Det er ønskelig å vise den akkumulerte effekten på landsnivå, følgelig vil jeg i denne delen summere opp samtlige koeffisienter modellen gir og presentere ulike grafiske fremstillinger som viser hvordan effekten fordeler seg i de ulike regionene.

Utfordringer med modellen

Oljeprisen er rimelig å anta eksogen, siden den er bestemt på verdensmarkedet. Norge er en relativt liten aktør i et globalt oljemarked og står for om lag to prosent av verdens samlede etterspørsel etter råolje (Norsk petroleum, 2018)). En interaksjon med denne gir et «instrument» som har fellestrekk med et Bartik instrument (Goldsmith-Pinkham, Sorkin, & Swift, 2018). Dette instrumentet er eksogent i den grad andelen er eksogen. Den største utfordringen med min modell er et potensielt brudd på forutsetningen om endogenitet knyttet til petrosysselsetting. Med dette menes endogenitet som følge av korrelasjon mellom oljeandelen i modellen og utelatte variabler i restleddet som påvirker sysselsetting og endrer seg over tid på tvers av kommuner. Det er ikke tilfeldig hvilke av kommunene som har mye og lite eksponering, hvor mange utbygginger og oljerelaterte investeringer som skjer i en kommune vil avhenge direkte av oljeprisutviklingen og andre forhold som er korrelert bade

med oljepris og sysselsetting. Likevel kan jeg argumentere for at den geografiske beliggenheten til oljebedriftene i større grad blir bestemt av tilfeldige geologiske forhold som avgjør hvor i landet det oppdages olje. Nylig kunne man eksempelvis lese en artikkel om en fersk geolog som fant olje verdt 40 milliarder på første forsøk⁷. Samtidig holdes andelen konstant, slik at endringer i sysselsetting over tid ikke kan tilskrives ulik relativ eksponering mot oljesektoren. I tillegg til geologi, er også IRIS-andelen også delvis predeterminert siden oljesektoren har en historie tilbake til 1960-tallet, altså lenge før 1999 når denne analysen starter. Både hvor oljen har blitt funnet, politiske beslutninger om hvor hovedkvarter samt forsynings- og helikopterbaser skal ligge, og hvor verkstedsindustrien historisk har vært lokalisert er nok med og bestemmer størrelsen på andelen. Følgelig kan jeg bruke modellen til å estimere den direkte effekten av oljepris på sysselsetting for kommuner med ulik eksponering mot oljesektoren.

Jeg gjør i robusthetsvurderingen analysen per kommune uavhengig av IRIS-andelen, her tillates maksimal heterogenitet. En svakhet her blir imidlertid at jeg ikke kan kontrollere for konjunkturrelle sjokk og andre faste effekter og må gjøre en avveining over hva som gir meg de mest beskrivende estimatene.

En annen sentral utfordring når man modellerer flere tidsperioder er autokorrelasjon. Autokorrelasjon oppstår når det er avhengighet mellom variablene, noe som er en reell problemstilling når vi lagrer oljeprisen flere måneder tilbake. Dette vil være brudd på en av forutsetningene for OLS-regresjon om at feilleddene i to ulike perioder skal være uavhengige. Estimaten kan være forventningsrette, men vil ikke være de beste lineære estimatene. Standardfeilene kan også bli underestimert, noe DD-modeller har fått mye kritikk for (Bertrand, Duflo, & Mullainathan, 2004), jeg eliminerer dette problemet ved å bruke *clustered standard errors* når jeg kjører regresjonen. Denne funksjonen vil samtidig korrigere for heteroskedastisitet, som er fravær av konstant varians i feilleddet. I tillegg vil transformasjonen av variablene til differensform, som er omtalt tidligere i kapitlet, være med på å håndtere autokorrelasjonen.

⁷ <https://www.hegnar.no/Nyheter/Boers-finans/2018/12/Thea-29-fant-olje-verdt-40-milliarder-paa-foerste-forsoek>

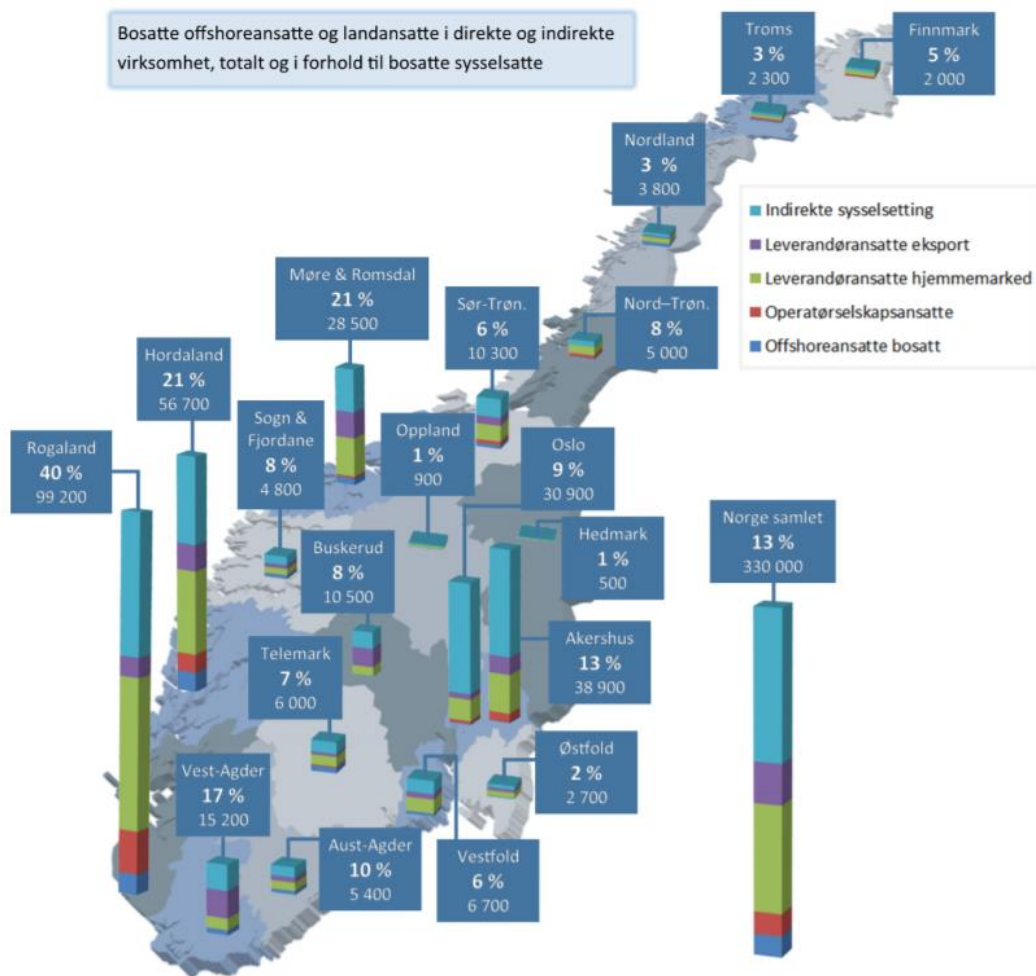
3. Resultater

Grafisk analyse

I denne delen skal jeg presentere resultatene gjennom en grafisk analyse. Denne utforskningen av dataene vil komplementere den økonometriske analysen. Først vil jeg kort vise hvordan petrosyssetningen er fordelt i landet med hovedvekt på de fire regionene Østlandet, Innlandet, Kystfylkene og Nord-Norge. Denne inndelingen vil være sentral i selve analysen. I analysedelen vil jeg presentere en figur med to grupper av kommuner som viser en treatment-gruppe og en kontrollgruppe med henholdsvis 50 prosent og 0 prosent andel direkte petrosyssetning.

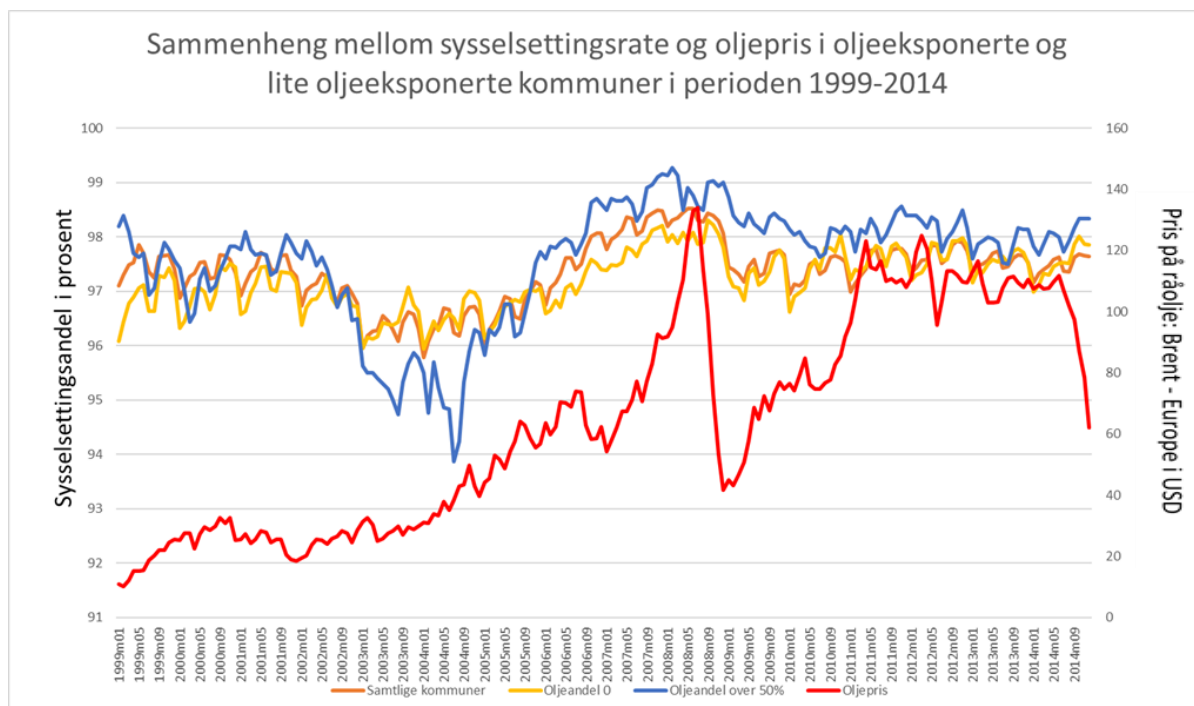
Petrosyssetning i norske regioner

Figur 4 er hentet fra (IRIS, 2015) sin rapport og viser total petrosyssetning fordelt på norske fylker. I figuren er petrosyssettingsandelen splittet i indirekte sysselsetting, leverandøransatte i eksport- og hjemmemarkedet, operatørselskapsansatte og bosatte offshoreansatte. Figuren danner et bilde av den totale sensitiviteten for oljeprisen i de ulike regionene. Jeg benytter som tidligere nevnt kun tall for direkte sysselsetting i mine analyser, denne andelen er summen av blå, grønn rød og lilla andel av søylene i figuren. Det er likevel viktig å gi et bilde av fordelingen mellom de to andelene fordi det forventes en positiv korrelasjon mellom direkte og indirekte sysselsetting. Årsaken er at ansatte i indirekte sektor avhenger av størrelsen på den direkte sektoren i hver region. En ser av figuren at den totale petrosyssettingsandelen, øker betydelig i Østlandsregionen når de indirekte sysselsatte inkluderes. Det viktigste å merke seg her er at Kystfylkene, som trekkes opp av Hordaland og Rogaland er regionen med flest ansatte innen direkte petroleumsrelatert virksomhet. Men når det tas hensyn til indirekte sysselsetting innen eksempelvis konsulentvirksomhet, hotell og andre støttefunksjoner, kan man se at Oslo og Akershus blir tredje og fjerde største petroleumsfylke. Innlandet er fortsatt like lite relativt eksponert mot oljebransjen, det samme gjelder fylkene i Nord-Norge.



Figur 8 Petrosysselsetting fordelt på fylke, Norge 2014 Kilde: IRIS

Syssetling og oljepris



Figur 9 Syssettingsrate og oljepris

Fra figur 9 lærer vi hvordan den gjennomsnittlige sysselsettingsandelen for gitt tidspunkt i analyseperioden endrer seg i forhold til oljeprisen. Jeg viser rådataene for hele panelet med oljepris og sysselsetting på månedlig basis. For å illustrere heterogeniteten i sysselsettingen på tvers av kommunene er det hensiktsmessig å kategorisere kommunene ved å bruke petrosyssettingsandelen fra IRIS.

Jeg har en kontrollgruppe med 0 prosent eksponering mot oljesektoren og en treatment-gruppe med svært stor eksponering mot oljesektoren. Den oransje linjen illustrerer den gjennomsnittlige sysselsettingsandelen i alle de 428 kommunene. Den gule linjen er kontrollgruppen med 0 personer sysselsatt i oljeindustrien, dette utgjør til sammen 13 kommuner⁸. Den blå linjen er de tre kommunene Sola, Ulstein og Herøy med en oljeandel over 50 prosent.

Det første en kan merke seg er at oljeprisutviklingen kan deles inn i tre perioder. I den første perioden frem til 2004 ligger oljeprisen veldig stabilt i underkant av 40USD. Det kan se ut som en svakere korrelasjon mellom oljepris og sysselsetting i denne perioden. Sysselsettingsandelen for samtlige kommuner svinger mellom 96 og 98 prosent og er i snitt høyere for treatment-gruppen. I 2002 ser vi også et betydelig fall i sysselsettingsraten for oljekommunene, sammenlignet med kontrollgruppen kan det se ut til at følsomheten for oljeprisen er større. I andre halvdel av 2004 ser man at sysselsettingsandelen stiger igjen.

I den andre perioden frem til 2008 stiger oljeprisen merkbart til et rekordhøyt nivå på 134USD. Sysselsettingen i både treatment- og kontrollgruppen har en moderat økning. Vi ser at sysselsettingsandelen ligger i gjennomsnitt et halvt prosentpoeng høyere for oljekommunene gjennom hele perioden. I slutten av 2008 er oljeprisen på sitt høyeste, her kan man observere en sysselsettingsandel på over 99 prosent i treatment-gruppen. Dette er langt over likevektssysselsettingen i norsk økonomi og over ett prosentpoeng høyere enn i kontrollgruppen (SSB, 2018).

Den siste perioden som skiller seg ut ved at det er et fall i oljeprisen ned mot 50USD, andre halvdel av 2008 er preget av et brått etterspørselsfall og svært lav aktivitet i markedene som skyldes den globale finanskrisen. Nivået på sysselsettingen reduseres, men holder seg likevel relativt stabilt over 97 prosent. Man kan se to lave bunner for kontrollgruppen og gjennomsnittet i mai 2009 og januar 2010. I denne perioden er det en moderat spread mellom treatment- og kontrollgruppen. Her er det en viktig observasjon at de oljeavhengige kommunene ser ut til å være svært robuste mot det negative oljeprissjokket. Det kan også se ut til at det er større tendenser til etterslep av sysselsettingsandelen hos kontrollgruppen.

Disse observasjonene gjør det spennende å utforske videre gjennom økonometriske modeller hvor stor effekt oljeprisen har på sysselsettingsandelen og hvordan de lokale effektene fordeler seg. Overordnet er det større effekt av oljeprisen for treatment-gruppen. Det er også en dynamikk her som det er ønskelig å undersøke. Man vet fra tidligere empiri at arbeidsledighet og sysselsetting gjerne reagerer med et etterslep i en konjunktursykel. Det kan se ut til at treatment-gruppen reagerer tidligere på svingningene på oljeprisen. Det er dog vanskelig å se et tydelig mønster for etterslep ut fra figur 9, dette er noe som må undersøkes videre gjennom økonometri.

Økonometrisk analyse

Jeg har nå sett på forholdet mellom oljepris og sysselsetting gjennom grafisk analyse. Videre ønsker jeg å anvende paneldataøkonometri med regresjonsanalyse for å estimere effekten oljeprisen har på sysselsettingsandelen. Jeg har valgt å benytte figurer og grafer for å illustrere mine funn, men de detaljerte regresjonstabellene finnes i appendiks.

Regresjonsanalyse på landsnivå

Det følger av modellformuleringen at jeg ser på effekten av oljepris over 24 måneder. Ved å bruke distribuerte lags vil jeg vise den dynamiske marginale effekten for hver måned og den akkumulerte effekten for hele tidsperioden⁹.

Jeg ønsker å illustrere effekten ved en 50 prosent økning av oljeprisen, noe som er en plausibel økning i perioden. Tidsserien for oljeprisen har et standardavvik på 35USD og et gjennomsnitt på 60USD. Oljeprisen har svingt mellom 10USD til 134USD i løpet av den nesten 16-år lange analyseperioden, dermed er en 50 prosent økning nokså moderat. Den direkte effekten på sysselsetting leses av i grafen. Siden jeg kun har multiplisert inn oljeprisen, gir de akkumulerte estimatene i figuren effekten for 100 prosent av arbeidsstyrken sysselsatt i oljenæringen. Følgelig er jeg nødt til å benytte en gjennomsnittlig oljeandel for å kunne tolke effekten på landsbasis. Andelen jeg velger å bruke er summen av direkte petroleumsrelaterte sysselsatte i samtlige kommuner dividert på bosatte sysselsatte. Denne er på 7,1 prosent, som er høyere enn gjennomsnittlig andel for kommunene på 4,2 prosent. Årsaken til et høyere estimat skyldes at arbeidsstyrken i oljebransjen får en høyere vektning når man benytter totale størrelser, det er fordi størrelsen på arbeidsstyrken er svært variabel på kommunenivå. Det gir derfor mening å ta høyde for ulik absolutt størrelse på arbeidsstyrken i hver kommune for å oppnå mer realistiske estimater på landsnivå.

⁹ Den ubearbeidede regresjonsutskriften med β -koeffisientene for hvert lag finnes i appendiks A.

Landsmodellen

I figur 7 ser man de plottede koeffisientene for Modell 25. For å velge ut modellen presentert nedenfor, konstruerte jeg først 25 ulike regresjonsmodeller der jeg suksessivt la på ett lag i hver modell. I figur 6 nedenfor har β -koeffisientene fra hver periode blitt summert slik at grafen gir den akkumulerte effekten i en gitt måned. Måned 1 er β_1 , måned 2 er $(\beta_1 + \beta_2)$, måned 24 er summen av $(\beta_1 + \beta_2 \dots \beta_{24})$. Dette gir 25 punkter i måned 1 for hver modell, men kun ett punkt i måned 24 der antallet punkter synker etter hvert som færre lags inkluderes i modellene.

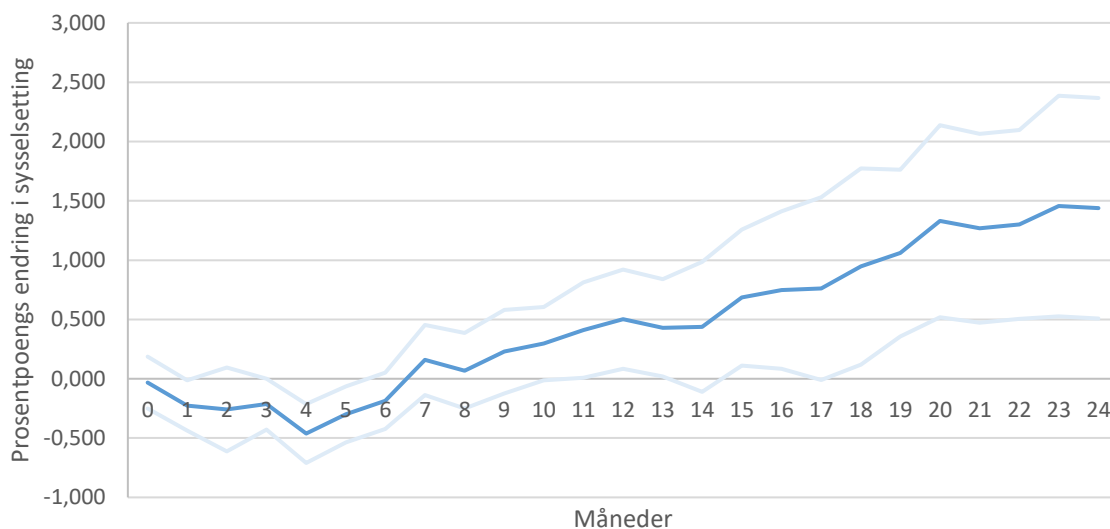
Her har jeg også lagt inn 95 prosent konfidensintervaller slik at man kan se det signifikante området for effekten. Jeg bruker en funksjon som gir meg lineære kombinasjoner av punktestimater for å beregne konfidensintervallene¹⁰. Denne funksjonen vil også teste om summen av de akkumulerte koeffisientene er signifikante, en slik tilnærming gjør at man kan identifisere mønster i dataene som ikke er gitt kun ved å se på hver koeffisient isolert. I tabell 1 har jeg kun inkludert de signifikante periodene, her har funksjonen blitt brukt på summen av β -koeffisientene for interaksjonsleddene i hver modell. Samtlige verdier i tabell 1 multipliseres med den gjennomsnittlige oljeandelen på 7,1 prosent slik at tabellen gir den reelle prosentpoengs endringen i sysselsettingsandel. I teorien vil en slik landsmodell også brukes for å tolke effekten i en hvilken som helst kommune ved å variere petrosysselsettingsandelen. Jeg vil bruke en slik metodikk på fylkesnivå når jeg sammenstiller mine resultater med den reelle endringen i sysselsetting.

Etter 6-7 måneder ser man tendenser til en svak, positiv effekt av oljepris på sysselsettingsandel, men det er ikke før etter 17-18 måneder vi har en signifikant positiv effekt på rundt 0,08 prosentpoeng. Dette er i tråd med teori om labour hoarding der bedriftene ønsker å beholde arbeidskraft så lenge som mulig i nedgangstider i påvente av en oppgangskonjunktur. Labour hoarding er kostbart på kort sikt, men garanterer bedriften tilgjengelig kompetent arbeidskraft når veksten tiltar. Denne teorien gir en forklaring på hvorfor det kan ta noe lenger tid før bedriftene tilpasser seg og man får et etterslep i sysselsettingsandelen(kilde). Etter 23 måneder flater effekten ut på omtrent 0,11 prosentpoeng. Legg også merke til hvordan konfidensintervallene stabiliserer seg og flater ut

¹⁰ Bruker *lincom* i Stata

etter 19-20 måneder, dette tyder på at det har blitt brukt riktig antall lags for å fange opp oljesjokkeffekten. Jeg vil undersøke antall lags i robusthetsvurderingen.

Landsbasis: Estimert effekt av 50% økning i oljepris



Figur 10 Kumulativ impuls-respons funksjon av Modell 25 med 95 prosent konfidensintervall. Figuren viser hvordan sysselsettingsandelen responderer over tid ved en 50 prosent økning i oljepris. Øvre og nedre konfidensinterfall for modellen er avgrenset med lyseblå linjer. Det er synlig av grafen at den signifikant positive effekten slår inn etter 17 måneder.

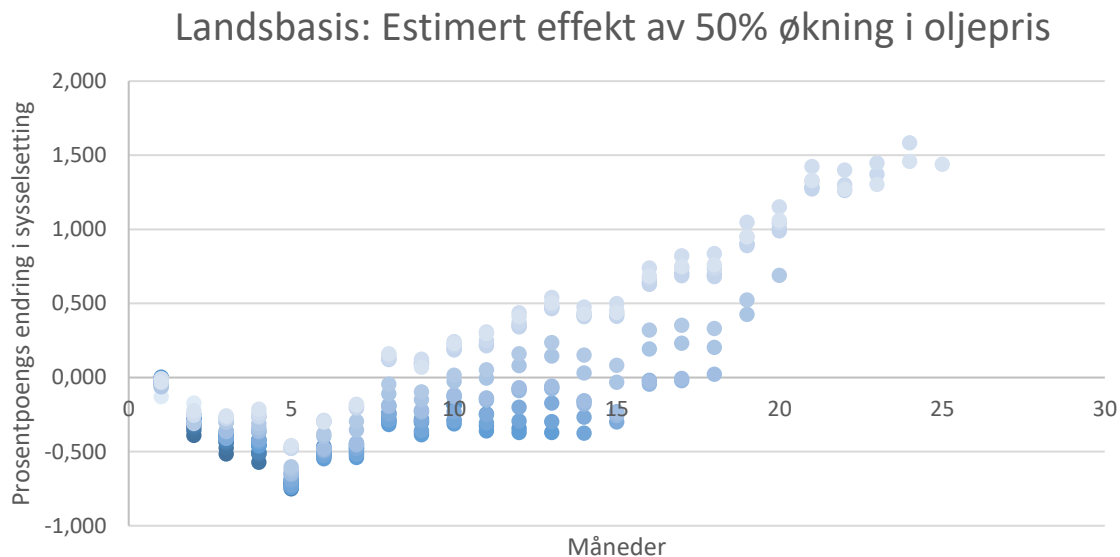
Prosentpoengs endring i sysselsettingsandel ved 50% økning av oljepris

Måned	18	19	20	21	22	23	24
Nedre 95% KI	0,02	0,06	0,09	0,08	0,09	0,09	0,09
Øvre 95% KI	0,31	0,30	0,37	0,36	0,36	0,41	0,41
Estimater	0,03	0,05	0,09	0,09	0,10	0,11	0,10

Tabell 1 Oppsummering av konfidensintervallene og punktestimatene for prosentpoengs endring i sysselsettingsandel ved 50 prosent økning av oljepris på landsbasis

Robusthetsvurdering

Det er viktig å problematisere modellvalget og undersøke antall lags som bør inkluderes, og jeg ønsker i denne sammenhengen å vise en robusthetsvurdering. I figur 11 kan man enkelt lese av den akkumulerte effekten for en gitt tidsperiode. Her er alle de 25 modellene inkludert.



Figur 11 Akkumulert effekt på sysselsetting for samtlige 25 modeller, estimatene her må tolkes på samme måte som figur 10. Man må derfor multiplisere inn den gjennomsnittlige petrosysselsettingsandelen på 7,1 prosent for å få prosentpoengs endring i sysselsetting på landsbasis.

Av figur 11 kan man se at det tar om lag 8 måneder før de første modellene har positive estimater. Det er først etter 1,5 år at alle modellene gir en positiv effekt av oljepris på sysselsetting. I figur 5 er det ingen konfidensintervaller, og en kan derfor ikke fastslå når effekten er signifikant. Men det er tydelig at estimatene legger seg mer og mer på linje for modellene med flest lags, det er et godt tegn for modellens robusthet og prediksjonskraft at estimatene blir likere med flere lags.

Hensikten med denne figuren å gjøre en vurdering av hvor mange lags som på best mulig måte fanger opp effekten av endringen i oljepris. Figuren danner et dynamisk bilde av effekten over tid og vise samspillet mellom regresjonsmodellene. Man kan se at etter 20 måneder, ligger alle

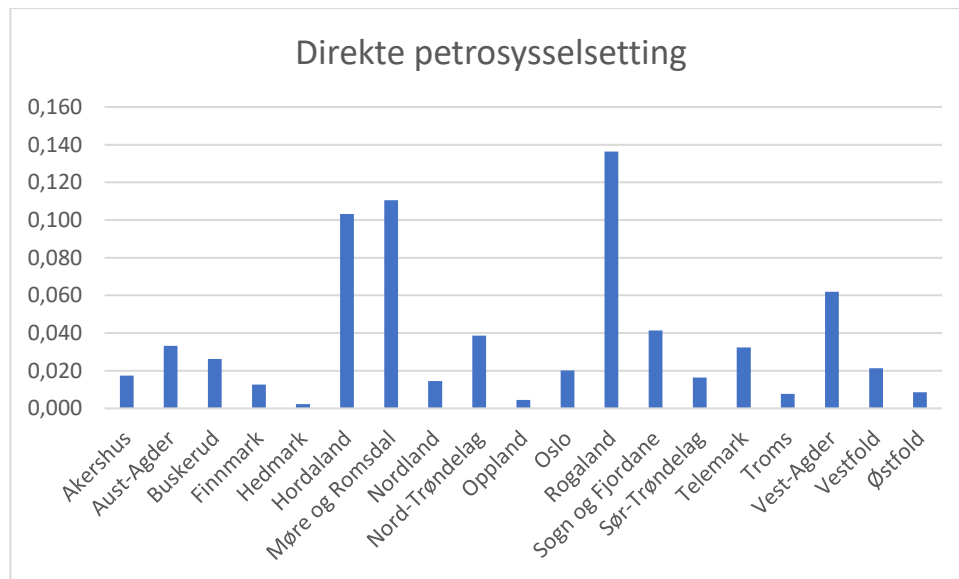
koeffisientene over ett prosentpoeng. Jeg vurderer som følge av dette mønsteret modellen med flest lags til å være den beste for å predikere effekten av oljepris på sysselsetting fordi man ser en økning av effekten over tid. Dersom jeg inkluderer for få lags vil ikke modellen kunne fange opp effekten fullstendig fordi det tar tid før vi får en virkning på sysselsettingen. Det er også et poeng at analyseperioden ikke er lang nok til å konstruere en modell med forklaringskraft for sjokk med en lang horisont, dermed er to år en rimelig grense å sette og er i samme område som tidligere liknende studier.

Regresjonsanalyse på regionsnivå

I denne analysen har jeg som forklart tidligere delt inn landet i fire regioner; Innlandet, Østlandet, Nord-Norge og Kystfylkene. Inndelingen er gjort på fylkesnivå og fylkene i hver region har naturlig nok mange likhetstrekk i næringsstruktur og oljeavhengighet, noe som i stor grad skyldes geografisk plassering. Denne analysen er gjort for å åpne opp dataene ytterligere og forsøke å aggregere den dynamiske effekten på et lavere nivå. På denne måten vil jeg lettere utforske heterogeniteten i de regionale arbeidsmarkedene en kunne se tendenser til i den grafiske analysen.

Jeg vil i denne delen først presentere en regresjonsanalyse med bruk av kun kommunefaste effekter. Dette skyldes at arbeidsmarkedene i nabofylker naturlig nok vil ha en del like trekk over tid¹¹. Dermed vil en stor del av oljesjokkeffekten isoleres ut av de tidsfaste effektene fordi andelene som brukes i modellen er nokså homogene for en region. Den direkte petrosysselsettingsandelen på fylkesnivå er oppsummert i figur 15. Her ser vi klart at Kystfylkene, med Rogaland i spissen har en betydelig høyere andel sysselsatte i direkte petroleumsrelatert industri. De laveste andelene finner man for Østlandet, mens Nord-Norge og Innlandet kommer nokså likt ut. Tabellen under oppsummerer gjennomsnittlig andel direkte sysselsatte i oljeindustrien oppgitt i prosent for hver av regionene.

¹¹ Se figur 4 i kapittel 2.1.1 om sysselsetting



Figur 12 Direkte petrosyssettingsandel fordelt på fylke

Region	Østlandet	Nord-Norge	Kystfylkene	Innlandet
Prosentandel direkte petrosyssetting	1,54 %	1,80 %	8,11 %	1,73 %
Antall kommuner	41	135	151	101

Den første modellen gir meg en benchmark-modell for å se på nivåene i regionene, denne vil dermed ha noe høyere estimater, her bruker jeg likning 3 fra kapittel 2.2.1. Videre vil jeg inkludere en robusthetsvurdering med en regresjonsanalyse som benytter både kommunefaste og tidsfaste effekter på samme måte som for landsmodellen presentert i 3.2.1 og vist i likning 2 fra kapittel 2.2.1. Denne vil ha noe lavere estimater, men gir bedre mulighet til å si noe om de relative effektene mellom regionene. Avslutningsvis vil jeg vise en regresjonsanalyse uten bruk av faste effekter. Jeg inkluderer sistnevnte som en robusthet for å vise resultater som er uavhengige av den potensielt endogene IRIS-variabelen. Denne er vist i likning 4 i kapittel 2.2.1.

Regionsmodellen

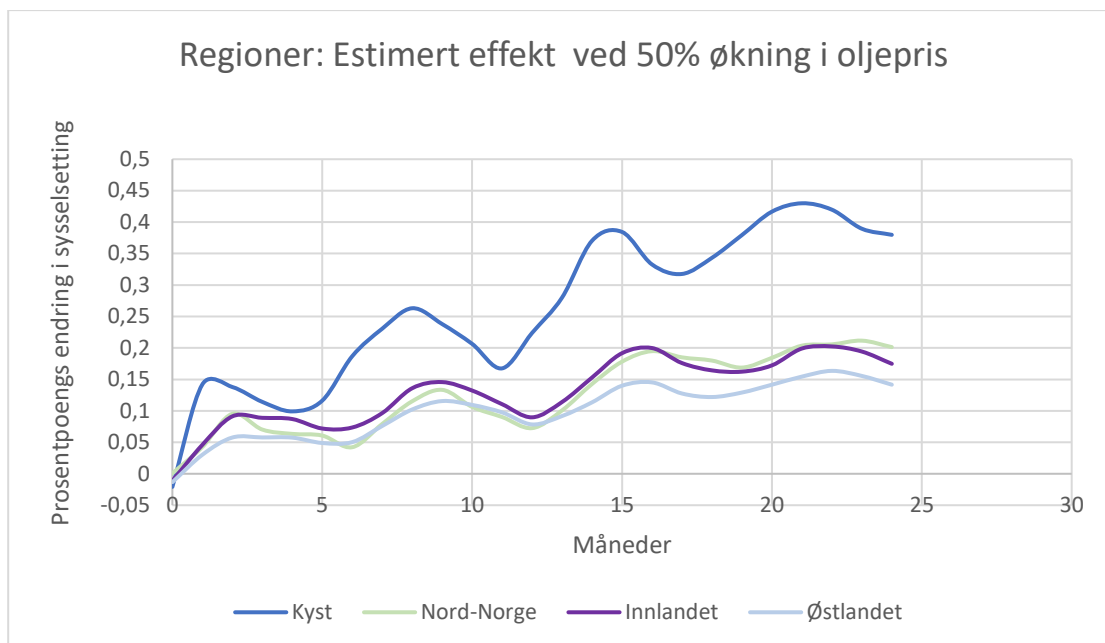
I den første regresjonsmodellen i figur 13 estimeres effekten i en egen regresjonsmodell for hver av de fire regionene med kun kommunefasteffekter og trend i sysselsettingsmodellen. Punktestimatene i grafen er akkumulerte koeffisienter i en modell med 24 lags av oljeprisen på samme måte som landsmodellen. Effekten estimeres også i denne modellen med en 50 prosent økning i oljeprisen. Disse er illustrert slik at man ser den akkumulerte effekten for hver måned. I grafen ser man tendenser til en sesongvariasjon og andre sykliske elementer. Dette er forutsigbare effekter som er tilstede i et kalenderår. Det er en topp etter om lag tre måneder og en bunn etter rundt seks måneder. Slike svingninger skyldes at ulike bransjer gjerne har sesongarbeid også lavere aktivitet i forbindelse med ferieavvikling vil være syklisk.

Mine resultater i regionsmodellen finner ikke særlig store effekter for Østlandet, men estimatene tyder på en positiv sammenheng mellom oljepris og sysselsetting over tid. Dersom en tenker seg lineære trendlinjer på grafene, er det enkelt å se en positiv sammenheng som er noe svakere for Østlandet, nokså lik for Innlandet og Nord-Norge, men mye større for Kystfylkene. Det er tydelig at Kystfylkene skiller seg ut i modellen. Allerede den første måneden kan man se en solid positiv effekt. Det er også tendenser til at topper og bunner kommer tidligere for Kystfylkene enn for de andre regionene, noe som er i tråd med både teori og forventninger som peker på at oljeavhengige kommuner vil rammes hardest av oljeprissjokk, mens de mindre oljeavhengige kommunene viser mer motstandsdyktighet.

I regionsmodellen er petrosysselsetting en interaksjon med oljepris på samme måte som i landsmodellen slik at petrosysselsettingsandelen multipliseres inn for hver region. Fordi jeg i denne delen definerer regionene ut ifra petrosysselsettingsandelen, er denne faktoren allerede multiplisert inn i figuren slik at man kan lese av effekten på sysselsettingen direkte i figuren. I regionsmodellen ser effekten ut til å flate ut etter 16-17 måneder for samtlige regioner med unntak av Kystfylkene. For disse ser man også en økt sysselsettingseffekt mot slutten. Effekten er 0,4 prosent i Kystfylkene og om lag 0,2 prosent for Nord-Norge og Innlandet etter 24 måneder. Østlandet har en effekt på 0,15 prosent. Kystfylkene ser altså ut til å ha dobbelt så stor effekt av oljesjokk på sysselsettingen som resten av landet. Disse tallene blir en del høyere enn for landsmodellen, men det er viktig å være klar over at det kan være tilstede uobserverbare tidsfaste effekter som trekker nivået for resultatene noe opp.

Konfidensintervallene i tabell 3 beregnes ved å teste summen av punkttestimatene for hver regionmodell etter 24 måneder. Østlandet og Innlandet ligger som beskrevet noe flatt på grafen, og modellen gir ikke signifikante effekter på 5 prosent-nivå etter 24 måneder. En p-verdi på 0,14 og 0,15 tilsier likevel ikke at jeg skal ignorere effekten av oljeprisen fullstendig, den kan være økonomisk signifikant selv om den ikke er statistisk signifikant. Det er naturlig at disse områdene i mindre grad blir mindre direkte berørt av et oljeprisfall. Innlandet har i gjennomsnitt mindre enn 5 prosent petrosyssetning, selv når indirekte petrosyssetning inkluderes¹². Det er derfor forventet at arbeidsmarkedet i Innlandet i større grad skjermes for oljeprissjokk. Man kan også se at Østlandet nesten ikke har ansatte i direkte petroleumsrelatert industri, men derimot svært mange indirekte sysselsatte i oljebransjen. Det er plausibelt at etterspørselen etter indirekte sysselsatte i petroleumssektoren er mindre sensitiv for endringer i oljepris. Dette er fordi yrkesgrupper som jurister, konsulenter, kokker og andre som leverer tjenester til oljebransjen også kan levere tjenester til andre bransjer, og dermed vil ha en høyere omstillingsevne i arbeidsmarkedet sammenliknet med sysselsatte som er direkte knyttet til oljebransjen. Det er også trolig at sysselsetting knyttet til kjerneaktiviteten rundt drift vil merke både positive og negative effekter av oljeprisen på et tidligere tidspunkt. Likevel gir tidligere forskning, blant annet Bjørnland(2014) grunn til å tro at en endring i oljepris vil være merkbart for alle yrkesgrupper fordi oljepris påvirker sysselsetting gjennom høyere aktivitet og investeringer i økonomien som øker etterspørselen etter arbeidskraft.

¹² Dette kan leses av figur 4 presentert sammen med den grafiske analysen.



Figur 13 Kumulativ impuls-respons funksjon av Modell 25 – Modell estimert med kommunefaste effekter og trend. Denne modellen gir de relative effektene mellom regionene uten bruk av månedsfaste effekter. Fordi effekten av konjunkturer og sesongvariasjoner ikke isoleres ut i estimatene, blir de mer sammenlignbare med den reelle endringen i sysselsettingsandel.

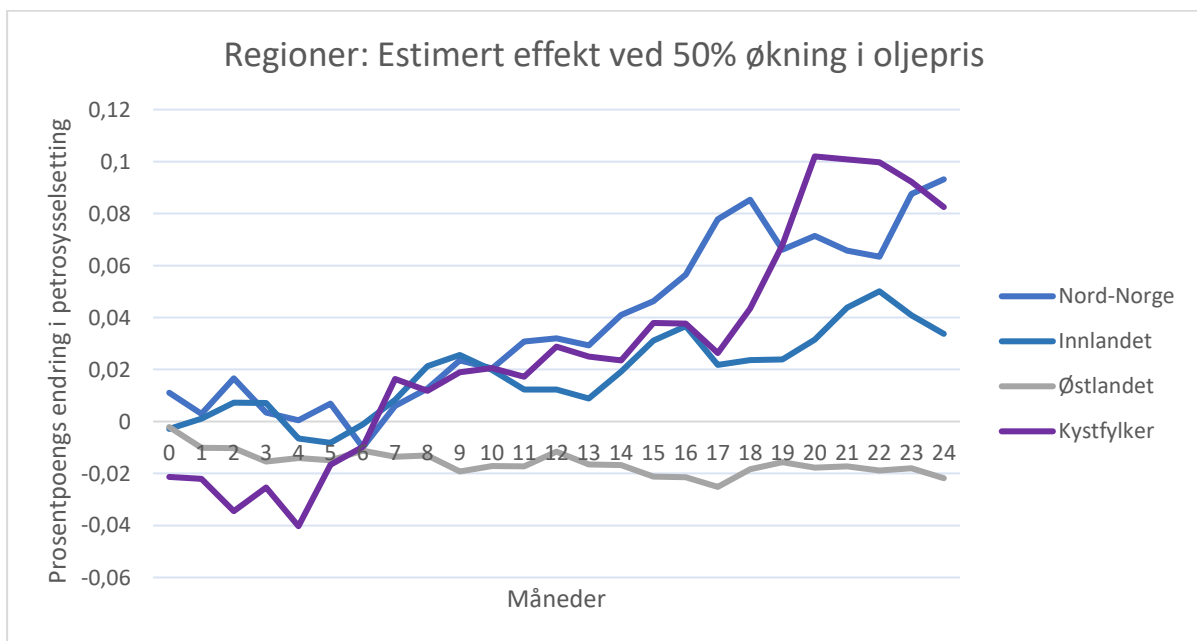
Region	95 prosent KI for Δ sysselsetting		Estimater	P-verdi
Østlandet	0,028	0,233	0,142	0,014
Kystfylker	0,239	0,554	0,380	0
Nord-Norge	0,101	0,281	0,201	0
Innlandet	0,033	0,3	0,175	0,015

Tabell 2 Konfidensintervall for prosentpoengs endring i sysselsettingsandel ved 50 prosent økning av oljepris på regionsnivå

Robusthetsvurdering

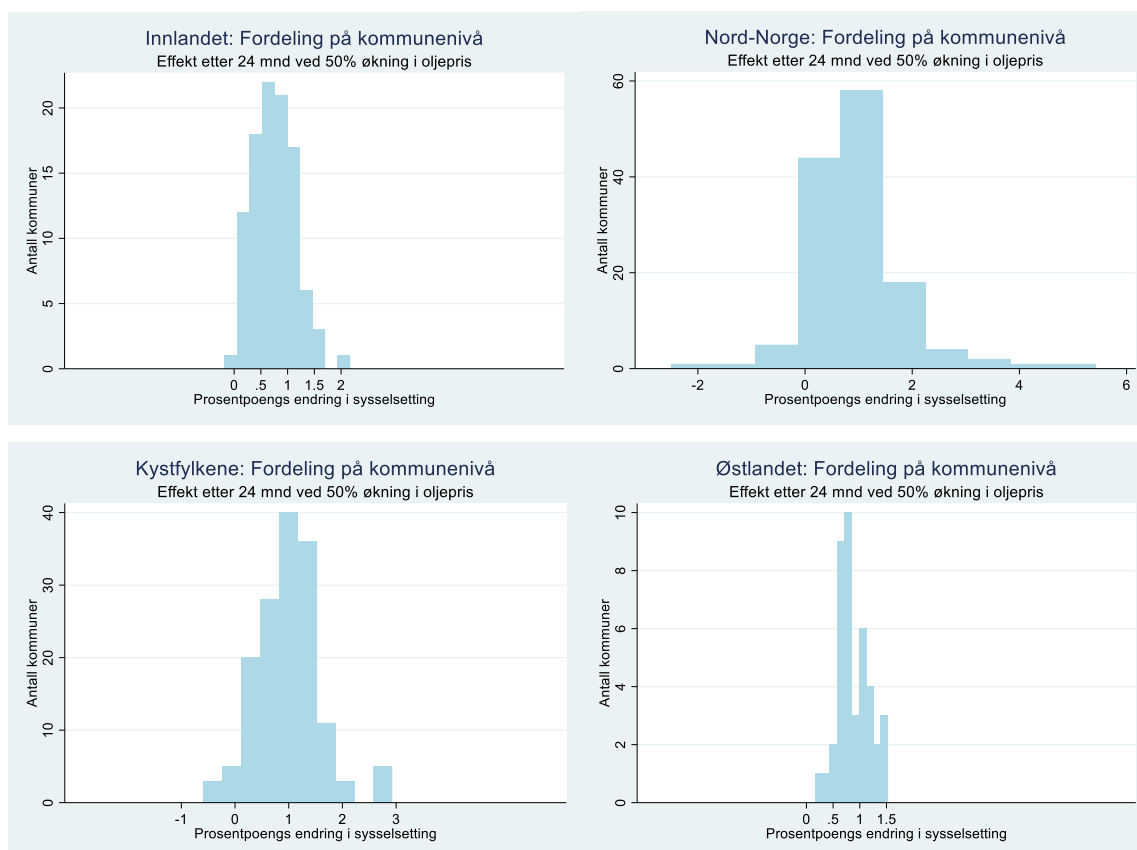
Svingningene i figur 13 er makroøkonomiske impulser som er veldig like for regionene, men jeg har sett at modellen vil gi urealistisk lave estimater dersom jeg inkluderer tidsfaste effekter i et så homogent utvalg. Årsaken er at det er sannsynlig at den tidsfaste within-estimatoren for fylkene vil være relativt lik i en region bestående av 5-6 fylker. Mange av de samme uobserverbare faktorene vil påvirke sysselsettingraten over tid, fylkene innad i en region er nokså likt eksponert mot oljesektoren. Dette fører til at effekten vil underestimeres når jeg inkluderer tidsfaste effekter.

I figur 14 har jeg inkludert regresjonsmodellen for hver av regionene ved bruk av tidsfaste effekter i tillegg til de kommunefaste effektene. Utfordringen er som nevnt unaturlig lave estimater, men det kan likevel være interessant å se det dynamiske mønsteret over tid og heterogeniteten mellom ulike regioner. Samtlige modeller er signifikante på 10 prosent-nivå etter 24 måneder og det kan også se ut til at det tar om lag 6 måneder før man kan se positive effekter for regionene, med unntak av Østlandet som ser ut til å være tilnærmet null. Etter 17 måneder ser man et stort hopp for Kystfylkene hvor de passerer Nord-Norge. Etter 24 måneder legger Kystfylkene og Nord-Norge seg noe overraskende på samme nivå.



Figur 13 Kumulativ impuls-respons funksjon med 24 lags av oljepris– Modell estimert med kommunefaste effekter, tidsfaste effekter og trend. Denne figuren viser de relative effektene mellom regionene over tid. Forskjellen mellom denne og forrige modell kommer tydelig frem i nivået på estimatene. Her vil mye av effekten fanges opp av sesongvariasjoner og konjunktursvingninger som ligger i de tidsfaste effektene.

For å sjekke robustheten til resultatene på regionsnivå, vil det i tillegg benyttes en regresjonsanalyse på kommunenivå uten bruk av faste effekter. Resultatene er oppsummert i figur 14. I motsetning til landsmodellen, vises effekten i en modell som tillater maksimal heterogenitet fordi jeg har fjernet interaksjonsvariabelen. Hovedformålet er å gjøre en modellering uten den potensielt endogene petrosysselsettingsandelen. Her estimerer jeg i stedet effekten av oljepris på sysselsetting innad i hver kommune med en enkel distribuert-lag-modell, jeg bruker modellen som har 24 lags av oljepris.



Figur 14 Akkumulert sysselsettingseffekt for hver kommune etter 24 måneder ved 50 prosent økning i oljepris.

Fra figur 15 kan man lese av prosentpoengs endring i sysselsetting direkte uavhengig av oljeandelen. Man ser øyeblikkelig at en slik modell gir høyere estimater, men her er det et poeng at jeg ikke kontrollerer for tidsfaste effekter og dermed vil være mer utsatt for uobserverbare faktorer.

I histogrammene ovenfor har den samlede effekten av 50 prosent økning i oljepris etter 24 måneder blitt plottet for hver kommune i regionene. Her får jeg dermed en akkumulert koeffisient for sysselsettingseffekten i hver kommune estimert med den største modellen med 24 lags av oljepris. Hver stolpe representerer antallet kommuner som havner innenfor et bestemt intervall på effektskalaen for sysselsetting. Skalaen går fra -2 til 6 prosentpoengs endring. Østlandet har f.eks 41 kommuner, mens Kystfylkene har 151 kommuner. På denne måten kan man se hvordan estimatene fordeler seg innad i hver region.

For Innlandet representerer hver stolpe en sysselsettingsendring på 0,25 prosentpoeng. Her ser man relativt lite spredning i estimatene med et gjennomsnitt på 0,5-1 prosentpoengs endring i sysselsetting. Det er ganske entydig at effektene er positive, kun en kommune ligger i intervallet rundt 0.

I Nord-Norge har de fleste kommunene mellom 0,5 og 1 prosentpoeng, men det foreligger mer spredning i estimatene for denne regionen. Hver stolpe er en sysselsettingsendring på 1 prosentpoeng og man ser at estimatene faller innenfor et konfidensintervall med høyt standardavvik. Det virker muligens lite trolig at noen kommuner vil oppleve så ekstrem økning i sysselsetting som 5 prosentpoeng. Utfordringen med Nord-Norge er lav befolkningstetthet, det finnes en del små kommuner som eksempelvis Træna kommune i Nordland på 457 innbyggere. I en slik kommune vil en sysselsettingsøkning på 5 prosentpoeng være litt over 20 personer, noe som ikke er utenkelig. I 2009 var det nettopp en slik nedbemanning som rammet Træna kommune da en oljevernbase ble flyttet fra Træna til Sandnessjøen¹³. Vi kan tolke ut ifra estimatene at Nord-Norge ser ut til å respondere mer sensitivt på endringer i oljeprisen til tross for lave andeler av både direkte og indirekte ansatte. Det er snakk om store sjokk på sysselsettingsandelen i en liten kommune med få innbyggere, det kan eksempelvis også vises til utbyggingen av Snøhvit-feltet som gjorde at mange flere unge valgte å reise tilbake for å jobbe i oljekommunen Hammerfest¹⁴. Det er avslutningsvis mulig å spekulere i om de negative estimatene kan skyldes lavere vekst i eksportindustrien som nyter godt av lav oljepris og svak krone, dette kan eksempelvis være kommuner hvor havbruksindustrien er

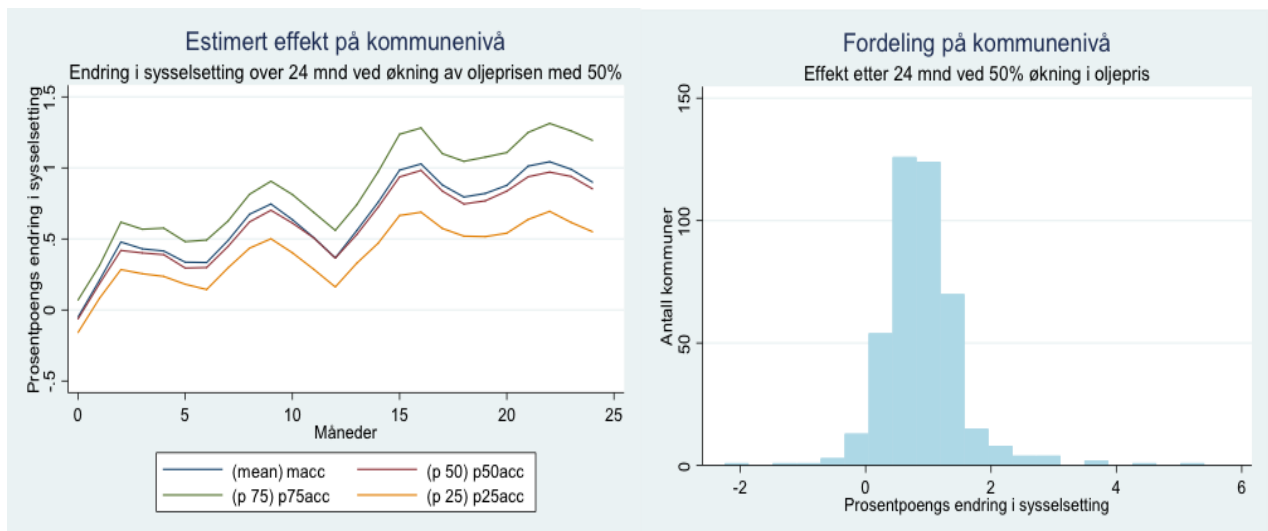
¹³ <https://fiskeribladet.no/nyheter/?artikkel=13668>

¹⁴ <https://sysla.no/offshore/oljebransjen-snudde-motgangen-og-endret-hammerfest-alltid/>

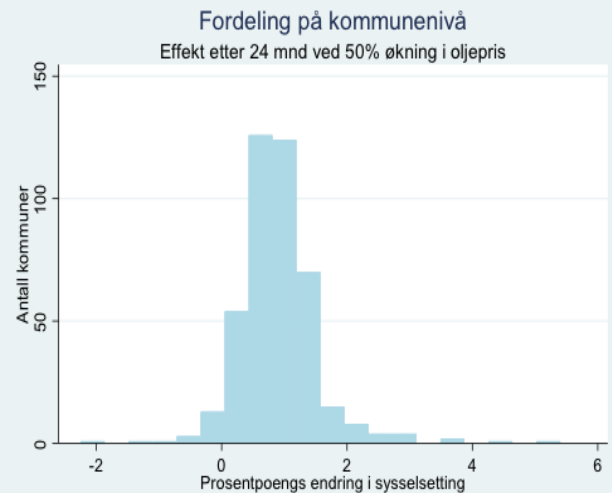
sentral. Her kan man vise til en rekke studier som viser at et positivt oljeprissjokk kan være negativt for den konkurranseutsatte delen av industrien, Bjørnland og Thorsrud(2014) har som nevnt kun funnet at den konkurranseutsatte sektoren har lavere vekst enn tjenesteytende næringer som følge av stimuli fra økte oljeinntekter, men de har heller ikke klart å vise at Norge er immun mot Hollandsk syke. For havbruksnæringen er det eksempelvis problematisk når kronen blir sterk som følge av økte inntekter fra oljen og eksportvarene vil bli relativt dyrere slik at de ikke lenger blir konkurransedyktige på det internasjonale markedet.

For Kystfylkene ser man klare tendenser til større innvirkning på sysselsetting av endringer i oljeprisen enn for de andre regionene. Det ligger flere kommuner til høyre for den gjennomsnittlige endringen på om lag 1 prosentpoeng og rundt 20 kommuner ligger over 1,5 prosentpoengs endring. Funnene sammenfaller med begge impuls-responsfunksjonene vist tidligere i kapitlet.

Østlandet har færre kommuner og mindre intervaller for sysselsettingseffekten. Her er hver stolpe et intervall på 0,125 prosentpoeng og kun to kommuner har en prosentpoengs endring på mindre enn 0,5 prosentpoeng. Østlandet har en jevnt spredt fordeling og en klar positiv sammenheng mellom oljepris og sysselsetting. Her ligger alle kommuner nokså likt fordelt mellom 0,25 og 1,5 prosentpoeng. De fleste kommunene har rundt 0,5 prosentpoengs endring. Ingen lange høyre- eller venstrehaler er synlige og det er en overvekt av kommuner som har mindre enn 1,0 prosentpoengs endring i sysselsettingsandel som følge av 50 prosent økning i oljeprisen



Figur 11 Persentiler for sysselsettingseffekten på kommunenivå. Modell som benytter hele utvalget av kommuner, kjøres uten kommunefaste og tidsfaste effekter.



Figur 13 Histogram over akkumulert sysselsettingseffekt på kommunenivå, kjøres uten kommunefaste og tidsfaste effekter

Som en referanse til regionsmodellene ønsker jeg å vise samme type modell for samtlige 428 kommuner. På denne måten kan jeg sammenligne resultatene for regionene med hele landet samlet. Figur 13 er en ekvivalent til landsmodellen med faste effekter, denne viser grafer for 25 ulike regresjonsmodeller slik at man kan se effekten på landsbasis over 24 måneder. Jeg har inkludert 25-prosent- og 75-prosent-persentilene til de akkumulerte koeffisientene for hver tidsperiode for å vise heterogeniteten mellom kommunene. Persentilene har en fin trend som viser en positiv effekt over tid. Her ser man den samme sykliske utviklingen som i regionsmodellen som skyldes sesongvariasjoner i arbeidsmarkedet. Sysselsettingen har den bratteste nedgangen etter om lag 12 måneder for så å stige igjen. Etter 22-23 måneder flater effekten ut.

Denne figuren kan sammenlignes direkte med histogrammene vist for hver region. Fordelingen har en gjennomsnittlig sysselsettingseffekt på 0,97 prosentpoeng i slutten av horisonten, medianen er 0,87 prosentpoeng, noe som bekrefter symmetrien i fordelingen. Modellen er signifikant på 5 prosent-nivå med et konfidensintervall på mellom 0,5 og 2,4 prosentpoeng, konfidensintervallet beregnes ved å teste om summen av de akkumulerte koeffisientene er signifikant¹⁵.

¹⁵ Bruker lincom i Stata

Oppsummering og diskusjon av resultater

Jeg belyser først hvordan ulike deler av landet er eksponert mot oljesektoren. Figur 4 fra IRIS viser hvordan petrosyssetning er splittet i direkte og indirekte sysselsetting, og selv om jeg kun bruker direkte petrosyssetning i mine analyser, er det viktig å understreke at det er en sterk sammenheng mellom direkte og indirekte arbeidsplasser i oljebransjen. Noe overraskende å merke seg fra denne figuren er den enorme oljeavhengigheten for Østlandet når indirekte sysselsetting inkluderes. Ellers er Kystfylkene, som forventet, mest eksponert for oljesektoren. Nord-Norge og Innlandet er relativt lite eksponert.

Den grafiske analysen ser på oljeprisens og sysselsettingens utvikling i analyseperioden. Her vektlegges heterogeniteten mellom svært oljeeksponerte og ikke-oljeeksponerte kommuner og jeg har valgt å dele hendelsesforløpet inn i tre perioder der oljeprisen oppfører seg forskjellig. Fra figur 5 lærer vi at sysselsettingsraten for oljekommunene er noe mer volatil. Frem til 2004 ser man en svakere korrelasjon mellom oljepris og sysselsetting, og sysselsettingsraten for oljekommunene ser ut til å ha høyere sensitivitet for svingninger i oljeprisen. Mellom 2004 og 2008 har man en solid oppgang i oljeprisen, sysselsettingsandelen for oljekommunene ligger merkbart høyere. Og etter oljeprisfallet i 2008 kan man også se tendenser til etterslep hos kontrollgruppen med null oljeandel, mens oljekommunene reagerer mer momentant. Denne heterogeniteten og dynamikken over tid undersøkes nærmere i økonometridelen.

I den økonometriske analysen studerer jeg den direkte effekten av en 50 prosent økning i oljeprisen over en periode på 24 måneder. I tillegg er hensikten med modellformuleringen å se effektene over tid og på tvers av geografi. Modellen i min første regresjonsanalyse på landsnivå viser ganske tydelig at oljeprisendringer har en betydelig innvirkning på sysselsettingsandelen over tid. På landsbasis finner jeg en signifikant positiv effekt etter 17-18 måneder på 0,08 prosentpoeng. Etter 24 måneder øker effekten til 0,11 prosentpoeng. Jeg merker meg at innvirkningen av oljepris på sysselsetting materialiserer seg med et etterslep på 17-18 måneder som øker og flater ut etter to år.

I regionsanalysen presenterer jeg en rekke modeller, men modellen fastslår en positiv sammenheng mellom oljepris og sysselsetting for Kystfylkene, Innlandet og Nord-Norge. Effekten etter 24 måneder er dobbelt så stor for Kystfylkene, og regionene ser i tillegg ut til å reagere med mindre etterslep. Kystfylkene har en sysselsettingseffekt på 0,4 prosentpoeng,

mens Nord-Norge og Innlandet har en sysselsettingseffekt på 0,2 prosentpoeng etter 24 måneder. Østlandet har en sysselsettingseffekt på 0,15 prosentpoeng etter 24 måneder. Sammenlignet med landsmodellen gir regionmodellen modellen høyere estimater, og jeg har derfor inkludert en rekke andre modeller som samlet peker i samme retning og har nokså lik horisont. 16-17 måneder ser ut til å være en referanse for når effekten av oljepris på sysselsetting først inntreffer, og etter 22-23 måneder vil effekten tilsynelatende flate ut.

Disse estimatene blir testet i flere modeller, og ulike økonometriske metoder kan gi ulikt nivå på effektene. Likevel vil jeg argumentere for at modellene er robuste fordi jeg har fått samme fortegn og ganske lik tidshorisont både på regionsnivå og landsnivå. I tillegg har jeg identifisert en betydelig forskjell mellom oljeeksponerte og ikke-oljeeksponerte regioner. Jeg har også utført en regresjonsanalyse på fylkesnivå ved bruk av kommunefaste og tidsfaste effekter som ligger vedlagt i appendikset.

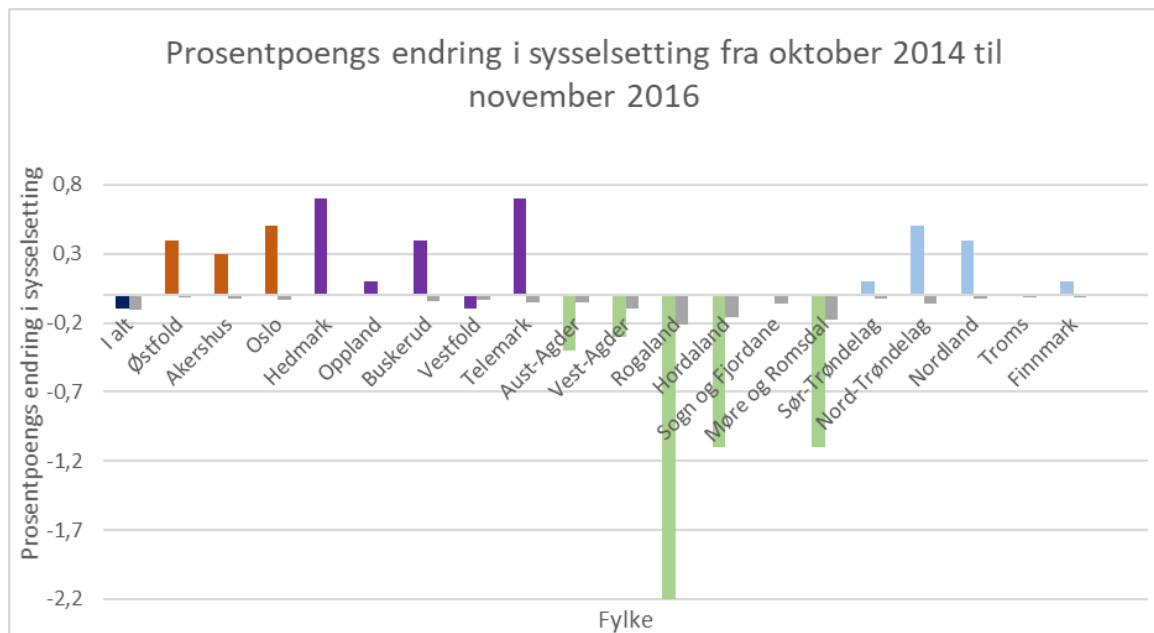
Det er viktig å se resultatene mine i sammenheng med eksisterende forskning. De viser klart en positiv sammenheng mellom oljeprisen og sysselsetting i likhet med samtlige studier. Min analyse bekrefter videre at oljesjokkene rammer ulikt i regioner med ulik oljeeksponering, dette er i tråd med forskningen om konkurranseutsatte og skjermede næringer. Jeg har også fått negative effekter for Kystfylkene og Nord-Norge, og man kan muligens spekulere i hvorvidt en vekst i oljeindustrien har hatt negativ innvirkning på annen konkurranseutsatt industri. Resultatene mine viser også at sysselsettingsandelen i Norge har holdt seg relativt godt gjennom negative oljeprissjokk, selv for svært oljeeksponerte kommuner. Dette er også i tråd med Bjørnland og Thorsrud sine funn. Likevel ser vi at sysselsettingen i Rogaland har gått ned betydelig etter oljeprisfallet i 2014 sammenliknet med tidligere sjokk. Man kan dermed stille spørsmål ved hvorvidt modellen er god nok til å predikere sjokk i tiden etter analyseperioden.

Oljeprisfallet i 2014

Et mål for utredningen var avslutningsvis å bruke modellen til å analysere sysselsettingsnedgangen etter oljeprisfallet i 2014. Tabellen under viser den reelle endringen i sysselsettingsandelen, statistikken som brukes er registrerte ledige fra NAV, som er samme type arbeidsledighetstall modellen benytter. I denne delen vil jeg sammenligne den reelle totale effekten med en marginal effekt av oljeprisen som er gitt av modellen. Dette forklarer hvorfor nivået på estimatene vil være ulikt.

Periode	Fall i Oljepris	Prosentpoengs i sysselsetting
Okt 14-nov 16	52,63 prosent	-0,121

Her er endringen i sysselsetting 0,12 prosentpoeng, mens landsmodellen min predikerte 0,1 prosentpoengs endring, alt annet likt. I sysselsettingstallene til NAV ligger det mange faktorer som har innvirkning på sysselsettingsandelen. Dette kan være strukturelle og konjunkturelle forhold som er uavhengige av oljeprisen. Slike faktorer skal ideelt sett fanges opp av de faste effektene i regresjonsmodellen min. Mine resultater tolkes følgelig som den isolerte effekten av oljeprisen på en endring i sysselsettingsraten.



Figur 14 Denne grafen viser den reelle endringen i sysselsettingsandel sammenstilt med estimatene fra modellen fordelt på fylker i samme periode. Estimatene fra modellen er i grått og er gitt som marginale effekter av oljeprisen på sysselsettingsraten. Oransje stolper representerer Østlandet, lilla stolper er Innlandet, grønne stolper er Kystfylkene, lyseblå stolper er Nord-Norge. Helt til venstre ser man den gjennomsnittlige endringen på landsbasis som er -0,12 prosentpoeng ved siden av modellens estimat på 0,1 prosentpoeng.

I figur 14 har jeg laget en grafisk fremstilling av endringen i sysselsettingsandelen i perioden oktober 2014 til november 2016. Denne perioden er valgt fordi den viser effekten av oljeprisfallet i andre halvdel av 2014 og har om lag samme horisont som responsperioden i modellene jeg bruker. For denne perioden ser man et oljeprisfall på litt i overkant av 50 prosent, noe som er lik endringen jeg bruker i modellen. I modellen er sjokkene definert som momentane sjokk, mens de reelle sjokkene inntreffer gradvis over tid. Jeg har benyttet estimatene fra landsmodellen og multiplisert inn petrosysselsettingsandelen for hvert av fylkene. Her kan jeg også vise til fylkesregresjonene som ligger i appendiks¹⁶ uten bruk av petrosysselsettingsandel, her er estimatene mye høyere og i større grad sammenlignbare med de reelle endringene i sysselsettingsraten. Her er eksempelvis effekten for Rogaland beregnet til å være 1,1 prosentpoengs endring etter 24 måneder. Dette utgjør 50 prosent av den reelle effekten sammenlignet med i underkant 10 prosent av den reelle effekten som illustrert i figur 14.

Det første en kan merke seg er hvor mye arbeidsledigheten har økt for Kystfylkene, dette ble også vist i kapittelet om sysselsetting helt innledningsvis. Her er det interessant å sammenstille resultatene fra modellen med de reelle tallene. En kan se at den marginale effekten av oljepris for sysselsetting er aller størst for Kystfylkene. Modellen har gitt negativt forhold mellom lavere oljepris og sysselsetting for samtlige fylker, men vi kan se at den reelle sysselsettingsandelen har blitt påvirket av andre forhold og har økt i 13 av 19 fylker. Likevel er det sannsynlig at oljeprisnedgangen har gitt et negativt bidrag også for disse fylkene.

Oppsummert kan man si at faktiske dataene viser et bilde hvor mesteparten av landet har hatt en positiv utvikling i sysselsettingsandelen og har blitt lite berørt av de negative oljeprissjokkene. Dersom eksempelvis Østlandet hadde vært mer berørt, kunne vi ha tenkt oss at regionen var mer avhengig av statlige inntektsoverføringer som følge av økt oljepris. Men det ser ut til at handlingsregelen lykkes med å glatte overføringene fra oljeindustrien for å forhindre en avindustrialisering. En ser at sysselsettingsandelen i de oljeuavhengige regionene totalt sett holder seg godt gjennom fallet i oljeprisen, mens sysselsettingsandelen i Kystfylkene faller betydelig mer enn den isolerte effekten fra oljeprissjokket fra modellen. Dette kan tyde

¹⁶ Se Appendiks på side 77

på at oljeprisen har negative ringvirkninger som ikke fanges opp av petrosyssettingsandelen for hvert fylke.

4. Konklusjon

Hensikten med oppgaven er å undersøke sammenhengen mellom oljepris og sysselsetting. Jeg har vist at denne sammenhengen er positiv på landsbasis og for samtlige regioner. Jeg har videre undersøkt heterogeniteten i det norske arbeidsmarkedet med hensyn på graden av oljeeksponering. De oljeavhengige Kystfylkene vil respondere dobbelt så hardt på et oljeprissjokk som de oljeuavhengige fylkene, samtidig viser den grafiske analysen hvor godt noen av de tyngste oljekommunene har klart seg gjennom oljenedturen i sammenheng med finanskrisen. Analysen gir også grunn til å tro at sysselsatte i indirekte oljeindustri vil ha høyere omstillingsevne fordi sysselsettingen i Østlandsregionen ser ut til å være lite berørt av svingninger i oljeprisen. I Nord-Norge ser sjokkene ut til å ha større betydning grunnet lav befolkningstetthet som gir store sjokk for små endringer i arbeidsstyrken. Det er også verdt å nevne at noen av effektene jeg har funnet i Nord-Norge og Kystfylkene er negative og kan tyde på at oljebransjen presser ut andre konkurranseutsatte bransjer, slik som eksempelvis havbruk, i disse regionene. Denne heterogeniteten kom imidlertid ikke frem ved bruk av petrosysselsettingsandelen på landsnivå. Jeg har sett at modellen gir mening når man sammenligner med den reelle endringen i sysselsettingsraten som følge av oljeprisfallet i 2014. Likevel er det utfordrende å sammenstille modellestimatene med den reelle endringen fordi jeg kun modellerer den marginale effekten av oljeprisendringen, mens den reelle endringen i sysselsettingsraten vil inneholde langt flere faktorer. Strukturelle endringer i befolknings sammensetning og befolkningsstørrelse, endring i aktivitetsnivået i økonomien sammen med inflasjon og valutakurs, finans- og pengepolitiske tiltak er eksempler på andre faktorer som vil påvirke sysselsettingsraten og vil være en del av den totale sysselsettingsendringen.

Forslag til videre forskning

Avslutningsvis er det interessant å trekke frem forslag til videre forskning. Det hadde eksempelvis vært interessant å se om sysselsettingsandelen responderer annerledes ved oljeprisøkning sammenlignet med oljeprisfall. Det kan være en ide å undersøke hvorvidt det er vanskeligere for bedrifter å si opp arbeidstakere i en nedgangskonjunktur sammenlignet med å foreta nye investeringer i nyansettelser i en oppgangskonjunktur.

Ellers er mangelen på data et hinder for mange interessante analyser. En videreføring av å studere kommuner med ulik eksponering mot oljesektoren kunne ha vært å ta hensyn til

næringsstrukturen på kommunenivå og se nærmere på konkurranseutsatte og skjermede næringer. En annen interessant distinksjon er å undersøke om private bedrifter blir hardere rammet enn offentlige bedrifter i en oljenedtur. Videre er det ønskelig med bedre data for ledighet, detaljerte AKU-tall på kommunenivå kunne vært nyttig å benytte i modellen for å få enda større konjunktorell respons av oljesjokk.

Petrosyssesttingsandelen fra IRIS har vært den beste tilnærmingen å bruke som en treatment i analysen. Men det hadde også vært interessant å konstruere et instrument for petrosyssesttingsandelen som er potensielt endogen i min studie.

5. Bibliografi

- Angrist, J., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press.
- Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 119, Issue 1, February 2004, Pages 249–275.
- Bjørnland, H. (2014b). *What is the effect of an oil price decrease on the Norwegian*.
- Bjørnland, H., & Thorsrud, L. (2014).)“Boom or gloom? Examining the Dutch disease in two-speed economies”, CAMP Working paper series no 6/2014.
- Bjørnland, H., & Thorsrud, L. (2014(b)). “What is the effect of an oil price decrease on the Norwegian economy? A note based on the paper by Bjørnland and Thorsrud (2014).
- Cappelen, Å., Eika, T., & Blix Prestmo, J. (2014). *Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen, Økonomiske Analyser 3/2014*. SSB.
- Cappelen, Å., Eika, T., & Prestmo, J. B. (2014). Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen. (3), 31-41.
- Cust, J., & Harding, T. (2017). *Dutch Disease Resistance: Evidence from Indonesian Firms*. https://www.economics.ox.ac.uk/materials/working_papers/4679/oxcarrerp2017192a.pdf.
- Feyrer, J. E. (2017). *Geographic dispersion of economic*.
- Finansdepartementet. (2018). *"Hollandsk syke"*.
- Galí, J. (2015). *Hysteresis and the European unemployment problem revisited*.
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., & Swift, H. (2018). Bartik Instruments: What, When, Why, and How. ss. 2,4,7.
- Hamilton, J. D. (2009). Understanding Crude Oil Prices, . *The Energy Journal, International Association for Energy Economics*, vol. 30(2), ss. 179-206.

-
- Harding, T., & Venables, A. J. (2013, Januar). Harding, Torfinn and Venables, The Implications of Natural Resource Exports for Non-Resource Trade . *CEPR Discussion Paper No. DP9318*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2210289>.
- Hvinden, E., & Nordbø, E. (2016). *Oljeprisfallet og arbeidsmarkedet*.
- IRIS. (2015). *Industribyggerne* .
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet. (2018). Regionale utviklingstrekk 2018, hentet fra: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/regionale-utviklingstrekk-rut-2018/id2596450/sec5>.
- Norsk petroleum. (2018). <https://www.norskpetroleum.no/produksjon-og-eksport/eksport-av-olje-og-gass/>.
- Norsk Petroleum. (2019). *Eksportverdier og volumer av norsk olje og gass*.
- Rystad Energi. (2015). Internasjonal omsetning fra norske oljeserviceselskaper. *Rapport til Olje- og energidepartementet*, ss. s.34 hentet fra: https://www.regjeringen.no/contentassets/71369f0dd0cd425a89af6bae7924b9b5/20151215-rystad-energy_internasjonal-omsetning-fra-norske-oljeserviceselskaper_2015.pdf.
- SSB. (2002). *Prosjekt MODAG og KVARTS*.
- SSB. (2013). Konkurransetsatte næringer i Norge, Rapporten 2013/58.
- SSB. (2015). Ringvirkninger av petroleumsnæringen i norsk økonomi, Rapporten 2015/08. hentet fra: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/ringvirkninger-av-petroleumsnæringen-i-norsk-okonomi--218266>.
- SSB. (2018). *KONJUNKTURTENDENSENE 2018/1*.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass: MIT Press.

6. Appendiks

A.Regresjonsutskrifter

A1. Regresjonstabell for landsmodellen

Δ syssetting	Model 11	Model 12	Model 13	Model 14	Model 15	Model 16	Model 17	Modell 8	Modell 9	Modell 10	Modell 11	Modell 12	Model 13
$\Delta \ln.poil * petro$	-0.316	-0.169	-0.094	-0.036	-0.083	-0.081	-0.044	-0.034	-0.03	-0.014	0.004	-0.011	-0.013
σ	0.206	-0.225	-0.222	-0.234	-0.23	-0.23	-0.223	-0.224	-0.223	-0.218	-0.234	-0.23	-0.241
$L.\Delta \ln.poil * petro$		-0.861 ***	-0.863 ***	-0.837 ***	-0.731 ***	-0.695 ***	-0.703 ***	-0.644 ***	-0.643 ***	-0.618 ***	-0.631 ***	-0.666 ***	-0.672 ***
σ		-0.237	-0.259	-0.256	-0.242	-0.241	-0.237	-0.233	-0.233	-0.233	-0.24	-0.231	-0.241
$L2.\Delta \ln.poil * petro$			-0.302	-0.286	-0.248	-0.3	-0.299	-0.307	-0.298	-0.295	-0.309	-0.301	-0.315
σ			-0.267	-0.281	-0.294	-0.273	-0.266	-0.266	-0.261	-0.261	-0.254	-0.256	-0.249
$L3.\Delta \ln.poil * petro$				-0.239	-0.19	-0.185	-0.175	-0.137	-0.14	-0.094	-0.097	-0.132	-0.128
σ				-0.277	-0.273	-0.282	-0.295	-0.295	-0.294	-0.282	-0.284	-0.273	-0.271
$L4.\Delta \ln.poil * petro$					-0.475 ***	-0.575 ***	-0.556 ***	-0.632 ***	-0.640 ***	-0.650 ***	-0.675 ***	-0.677 ***	-0.687 ***
σ					-0.157	-0.171	-0.177	-0.175	-0.174	-0.179	-0.199	-0.198	-0.198
$L5.\Delta \ln.poil * petro$						0.541 ***	0.507 ***	0.499 **	0.524 ***	0.538 ***	0.542 ***	0.476 **	0.475 **
σ						-0.166	-0.186	-0.194	-0.199	-0.2	-0.204	-0.21	-0.209
$L6.\Delta \ln.poil * petro$							0.106	0.029	0.044	0.032	0.026	0.043	0.023
σ							-0.259	-0.267	-0.268	-0.267	-0.271	-0.268	-0.258
$L7.\Delta \ln.poil * petro$								0.504** *	0.501** *	0.518** *	0.529** *	0.534** *	0.539 ***
σ								-0.186	-0.186	-0.194	-0.204	-0.205	-0.202
$L8.\Delta \ln.poil * petro$									-0.055	-0.102	-0.11	-0.167	-0.165
σ									-0.166	-0.176	-0.185	-0.196	-0.199
$L9.\Delta \ln.poil * petro$										0.232	0.262	0.201	0.18
σ										-0.158	-0.175	-0.182	-0.187
$L10.\Delta \ln.poil * petro$											-0.145	-0.097	-0.117
σ											-0.217	-0.224	-0.223
$L11.\Delta \ln.poil * petro$												-0.043	-0.03
σ												-0.284	-0.292
$L12.\Delta \ln.poil * petro$													0.001
σ													-0.206
Konstantledd	0.195 ***	0.185 ***	0.049 **	0.340 ***	-0.150 ***	-0.334 ***	-0.118 ***	0.398 ***	0,02	0,009	-0.252 ***	-0.536 ***	0.188 ***
σ	0.027	-0.026	-0.024	-0.029	-0.03	-0.032	-0.031	-0.036	-0.022	-0.023	-0.029	-0.036	-0.032
N	80036	79608	79180	78752	78324	77896	77468	77040	76612	76184	75756	75328	74900
r2	0.14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,15	0,14	0,14	0,15	0,15	0,14

<i>Δ</i> syssetting	Modell 14	Modell 15	Modell 16	Modell 17	Modell 18	Modell 19	Modell 20	Modell 21	Modell 22	Modell 23	Modell 24	Modell 25
<i>Δln.poil*petro</i>	-0,038	-0,051	-0,072	-0,103	-0,101	-0,155	-0,142	-0,024	-0,025	-0,034	-0,027	-0,078
σ	-0,261	-0,266	-0,25	-0,262	-0,263	-0,263	-0,269	-0,264	-0,257	-0,263	-0,263	-0,271
<i>L.Δln.poil*petro</i>	-	-	-	-	-0,624**	-0,586**	-0,617**	-0,588**	-0,592**	-0,578**	-0,598**	-0,472*
σ	0,679***	0,670***	0,659***	0,634***	-0,239	-0,233	-0,233	-0,243	-0,252	-0,256	-0,259	-0,255
<i>L2.Δln.poil*petro</i>	-0,279	-0,28	-0,156	-0,155	-0,16	0,002	0,018	-0,062	-0,063	-0,049	-0,02	-0,084
σ	-0,242	-0,248	-0,243	-0,244	-0,248	-0,271	-0,268	-0,268	-0,273	-0,281	-0,284	-0,298
<i>L3.Δln.poil*petro</i>	-0,063	-0,03	-0,009	0,001	0,002	-0,088	-0,017	0,023	0,026	0,023	0,048	0,113
σ	-0,28	-0,298	-0,299	-0,289	-0,288	-0,304	-0,311	-0,308	-0,316	-0,311	-0,289	-0,298
<i>L4.Δln.poil*petro</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
σ	0,719***	0,658***	0,700***	0,703***	0,688***	0,684***	0,715***	0,512***	0,514***	0,525***	0,530***	0,605***
σ	-0,201	-0,215	-0,221	-0,221	-0,218	-0,218	-0,217	-0,189	-0,185	-0,189	-0,191	-0,185
<i>L5.Δln.poil*petro</i>	0,490**	0,467**	0,411**	0,402**	0,405**	0,542**	0,546**	0,440**	0,433*	0,440*	0,419*	0,395
σ	-0,213	-0,213	-0,201	-0,202	-0,205	-0,222	-0,22	-0,203	-0,24	-0,242	-0,239	-0,242
<i>L6.Δln.poil*petro</i>	0,02	0,052	0,102	0,077	0,072	0,104	0,202	0,226	0,229	0,247	0,262	0,279
σ	-0,255	-0,251	-0,248	-0,254	-0,263	-0,266	-0,303	-0,303	-0,323	-0,318	-0,313	-0,316
<i>L7.Δln.poil*petro</i>	0,568***	0,570***	0,624***	0,636***	0,631***	0,593***	0,613***	0,799***	0,798***	0,793***	0,824***	0,838***
σ	-0,197	-0,201	-0,207	-0,212	-0,209	-0,211	-0,211	-0,237	-0,236	-0,23	-0,258	-0,257
<i>L8.Δln.poil*petro</i>	-0,177	-0,11	-0,086	-0,092	-0,085	-0,094	-0,126	-0,071	-0,078	-0,073	-0,079	-0,221
σ	-0,198	-0,218	-0,219	-0,214	-0,221	-0,242	-0,25	-0,248	-0,251	-0,251	-0,246	-0,256
<i>L9.Δln.poil*petro</i>	0,162	0,143	0,247	0,248	0,257	0,303	0,273	0,24	0,238	0,28	0,29	0,393*
σ	-0,187	-0,188	-0,189	-0,189	-0,191	-0,193	-0,204	-0,206	-0,211	-0,224	-0,227	-0,207
<i>L10.Δln.poil*petro</i>	-0,034	-0,045	-0,05	-0,053	-0,05	0,049	0,089	0,068	0,069	0,08	0,158	0,164
σ	-0,227	-0,215	-0,216	-0,218	-0,213	-0,206	-0,223	-0,234	-0,229	-0,229	-0,211	-0,211
<i>L11.Δln.poil*petro</i>	0,029	0,119	0,155	0,159	0,171	0,21	0,264	0,311	0,312	0,298	0,317	0,28
σ	-0,289	-0,282	-0,28	-0,279	-0,291	-0,297	-0,288	-0,296	-0,306	-0,305	-0,309	-0,313
<i>L12.Δln.poil*petro</i>	-0,006	0,07	0,027	0,031	0,029	0,158	0,184	0,301	0,298	0,277	0,25	0,223
σ	-0,203	-0,195	-0,217	-0,217	-0,218	-0,206	-0,205	-0,198	-0,196	-0,207	-0,204	-0,206
<i>L13.Δln.poil*petro</i>	-0,191	-0,233	-0,222	-0,253	-0,248	-0,284	-0,202	-0,126	-0,13	-0,114	-0,154	-0,179
σ	-0,235	-0,223	-0,225	-0,226	-0,227	-0,229	-0,227	-0,219	-0,22	-0,215	-0,218	-0,223
<i>L14.Δln.poil*petro</i>		-0,08	-0,176	-0,191	-0,193	-0,152	-0,169	0,009	0,006	0,028	0,058	0,021
σ		-0,262	-0,259	-0,252	-0,237	-0,233	-0,236	-0,245	-0,246	-0,248	-0,259	-0,27
<i>L15.Δln.poil*petro</i>			0,513***	0,516**	0,519***	0,550***	0,578***	0,531***	0,525**	0,541***	0,581***	0,604***
σ			-0,186	-0,201	-0,195	-0,203	-0,207	-0,203	-0,205	-0,207	-0,205	-0,202
<i>L16.Δln.poil*petro</i>				0,06	0,048	0,092	0,08	0,138	0,14	0,17	0,2	0,156
σ				-0,148	-0,147	-0,155	-0,166	-0,167	-0,166	-0,182	-0,194	-0,2
<i>L17.Δln.poil*petro</i>					0,064	-0,067	-0,054	-0,012	-0,015	-0,02	0,036	0,028
σ					-0,211	-0,218	-0,223	-0,227	-0,227	-0,225	-0,255	-0,258

<i>L18.Δln.poil*petro</i>							0,546**	0,466*	0,512**	0,512**	0,527**	0,518**	0,456*	
σ							-0,239	-0,243	-0,248	-0,248	-0,252	-0,251	-0,249	
<i>L19.Δln.poil*petro</i>								0,406	0,242	0,241	0,227	0,254	0,275	
σ								-0,284	-0,294	-0,286	-0,275	-0,26	-0,263	
<i>L20.Δln.poil*petro</i>									0,687**	0,693**	0,692**	0,665**	0,657**	
σ									-0,29	-0,301	-0,305	-0,326	-0,323	
<i>L21.Δln.poil*petro</i>										-0,029	-0,059	-0,062	-0,147	
σ										-0,165	-0,169	-0,164	-0,174	
<i>L22.Δln.poil*petro</i>											0,175	0,12	0,078	
σ											-0,175	-0,184	-0,184	
<i>L23.Δln.poil*petro</i>												0,329	0,378	
σ												-0,307	-0,298	
<i>L24.Δln.poil*petro</i>													-0,043	
σ													-0,156	
Konstantledd	0,210***	0,054*	0,197***	0,026	-	0,328***	0,03	0,422***	-0,023	-0,082**	-	0,253***	0,426***	0,217***
σ	-0,032	-0,031	-0,032	-0,025	-0,03	-0,032	-0,03	-0,03	-0,03	-0,033	-0,026	-0,034	-0,026	
N	74472	74044	73616	73188	72760	72332	71904	71476	71048	70620	70192	69764		
r²	0,14	0,14	0,14	0,14	0,15	0,14	0,15	0,14	0,15	0,15	0,15	0,15	0,14	

A2. Regresjonstabeller for regionene

A2.1 Innlandet - regresjonsutskrift

Δsysseletsingsandel	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>	<i>Modell 3</i>	<i>Modell 4</i>	<i>Modell 5</i>	<i>Modell 6</i>	<i>Modell 7</i>	<i>Modell 8</i>	<i>Modell 9</i>	<i>Modell 10</i>	<i>Modell 11</i>	<i>Modell 12</i>
<i>Δln.poil*petro</i>	-0.460	-0.459	-0.477	-0.632	-0.727*	-0.749*	-0.473	-0.432	-0.302	-0.254	-0.239	-0.154
σ	(0.359)	(0.412)	(0.396)	(0.427)	(0.430)	(0.438)	(0.387)	(0.375)	(0.372)	(0.366)	(0.374)	(0.374)
<i>L.Δln.poil*petro</i>		-0.301	-0.240	-0.350	-0.160	-0.256	-0.309	-0.044	-0.034	-0.037	-0.078	0.070
σ		(0.658)	(0.545)	(0.525)	(0.524)	(0.490)	(0.481)	(0.536)	(0.538)	(0.550)	(0.526)	(0.560)
<i>L2.Δln.poil*petro</i>			-0.259	-0.165	-0.113	0.247	0.292	0.238	0.444	0.443	0.336	0.241
σ			(1.065)	(1.128)	(1.086)	(1.241)	(1.235)	(1.213)	(1.245)	(1.246)	(1.185)	(1.153)
<i>L3.Δln.poil*petro</i>				0.065	0.204	0.446	0.430	0.458	0.417	0.412	0.400	0.357
σ				(0.628)	(0.656)	(0.654)	(0.664)	(0.651)	(0.646)	(0.669)	(0.666)	(0.670)
<i>L4.Δln.poil*petro</i>					-1.059	-1.256	-1.150	-1.128	-1.017	-1.004	-1.197	-1.205
σ					(0.736)	(0.762)	(0.710)	(0.718)	(0.708)	(0.707)	(0.797)	(0.799)
<i>L5.Δln.poil*petro</i>						-0.165	-0.440	-0.322	-0.509	-0.448	-0.402	-0.467
σ						(0.782)	(0.858)	(0.816)	(0.840)	(0.832)	(0.810)	(0.793)

<i>L6.Δln.poil *petro</i>								1.092 *	0.835	0.862	0.716	0.699	0.712		
σ								(0.587)	(0.544)	(0.577)	(0.579)	(0.575)	(0.580)		
<i>L7.Δln.poil *petro</i>									0.956	0.715	0.650	0.610	0.565		
σ									(0.787)	(0.754)	(0.754)	(0.761)	(0.749)		
<i>L8.Δln.poil *petro</i>										1.447 ** *	1.418 ** *	1.303 ** *	1.453 ** *		
σ										(0.492)	(0.520)	(0.495)	(0.518)		
<i>L9.Δln.poil *petro</i>											0.541	0.721	0.764		
σ											(0.517)	(0.599)	(0.629)		
<i>L10.Δln.poil *petro</i>												-0.624	-0.517		
σ												(0.698)	(0.696)		
<i>L11.Δln.poil *petro</i>													-0.850		
σ													(0.542)		
<i>Konstantledd</i>	0.157 ** *	0.100 ** *	0.032	0.278 ** *	-0.009	-	0.180 ** *	-0.066 *	0.310 ** *	0.023	-0.009	-	0.181 ** *	-	0.476 ** *
σ	(0.029)	(0.032)	(0.043)	(0.033)	(0.044)	(0.031)	(0.035)	(0.034)	(0.032)	(0.031)	(0.036)	(0.040)			
<i>N</i>	18887	18786	18685	18584	18483	18382	18281	18180	18079	17978	17877	17776			
<i>r2</i>	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25			

<i>Δsysselsettingsandel</i>	<i>Modell 13</i>	<i>Modell 14</i>	<i>Modell 15</i>	<i>Modell 16</i>	<i>Modell 17</i>	<i>Modell 18</i>	<i>Modell 19</i>	<i>Modell 20</i>	<i>Modell 21</i>	<i>Modell 22</i>	<i>Modell 23</i>	<i>Modell 24</i>	<i>Modell 25</i>
<i>Δln.poil *petro</i>	-0.196	-0.366	-0.343	-0.266	-0.277	-0.258	-0.428	-0.374	-0.369	-0.132	-0.228	-0.395	-0.443
σ	(0.388)	(0.378)	(0.382)	(0.399)	(0.402)	(0.407)	(0.410)	(0.413)	(0.414)	(0.418)	(0.427)	(0.437)	(0.431)
<i>L.Δln.poil *petro</i>	0.077	0.047	0.295	0.325	0.355	0.502	0.630	0.558	0.473	0.470	0.628	0.794	0.610
σ	(0.608)	(0.618)	(0.753)	(0.756)	(0.814)	(0.919)	(0.979)	(1.018)	(1.007)	(1.020)	(1.003)	(1.078)	(0.981)
<i>L2.Δln.poil *petro</i>	0.221	0.312	0.351	0.675	0.686	0.508	1.103	1.144	1.142	1.040	0.998	0.788	0.949
σ	(1.260)	(1.234)	(1.260)	(1.284)	(1.291)	(1.168)	(1.442)	(1.422)	(1.422)	(1.383)	(1.386)	(1.322)	(1.412)
<i>L3.Δln.poil *petro</i>	0.339	0.486	0.382	0.429	0.547	0.516	0.131	0.322	0.316	0.290	0.220	0.181	-0.011
σ	(0.683)	(0.682)	(0.670)	(0.671)	(0.629)	(0.629)	(0.654)	(0.719)	(0.717)	(0.731)	(0.720)	(0.706)	(0.751)
<i>L4.Δln.poil *petro</i>	-1.307	-	-	-	-	-	-	2.139* *	2.218* *	2.185* *	2.179* *	2.121* *	2.110* *
σ	(0.812)	(0.795)	(0.891)	(0.923)	(0.919)	(1.058)	(1.056)	(0.998)	(1.027)	(1.010)	(1.009)	(0.985)	(0.971)
<i>L5.Δln.poil *petro</i>	-0.474	-0.515	-0.392	-0.644	-0.700	-0.727	-0.472	-0.471	-0.361	-0.406	-0.394	-0.325	-0.262
σ	(0.795)	(0.778)	(0.725)	(0.807)	(0.844)	(0.854)	(0.743)	(0.744)	(0.746)	(0.774)	(0.776)	(0.799)	(0.777)
<i>L6.Δln.poil *petro</i>	0.526	0.494	0.588	0.783	0.690	0.864	0.949	1.107*	1.133*	1.271*	1.148*	1.063	1.085
σ	(0.581)	(0.583)	(0.583)	(0.619)	(0.585)	(0.634)	(0.660)	(0.642)	(0.643)	(0.657)	(0.675)	(0.663)	(0.667)

L11.Δln .poil * petro														-0.424
σ														(0.345)
Konstantledd	0.188** *			0.326** *	-0.234** *	-0.252** *	-	0.227** *					-0.192** *	-0.498** *
σ	(0.046)	(0.044)	(0.031)	(0.043)	(0.044)	(0.049)	(0.047)	(0.042)	(0.033)	(0.037)	(0.036)	(0.036)	(0.054)	
N	28237	28086	27935	27784	27633	27482	27331	27180	27029	26878	26727	26576		
r2	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.16	0.16	

Δsysse l setting sandel	<i>Modell 13</i>	<i>Modell 14</i>	<i>Modell 15</i>	<i>Modell 16</i>	<i>Modell 17</i>	<i>Modell 18</i>	<i>Modell 19</i>	<i>Modell 20</i>	<i>Modell 21</i>	<i>Modell 22</i>	<i>Modell 23</i>	<i>Modell 24</i>	<i>Modell 25</i>
Δln.poi l *petro	-0.342	-0.395	-0.407	-0.447*	-0.452*	-0.451*	-0.508*	-0.515*	-0.467*	-0.489*	-0.506*	-0.533*	-0.585* *
σ	(0.246)	(0.260)	(0.261)	(0.245)	(0.260)	(0.262)	(0.271)	(0.276)	(0.260)	(0.262)	(0.266)	(0.271)	(0.277)
L.Δln.p oil * petro	-0.158	-0.168	-0.160	-0.151	-0.143	-0.131	-0.092	-0.127	-0.161	-0.144	-0.115	-0.087	-0.020
σ	(0.281)	(0.279)	(0.271)	(0.272)	(0.284)	(0.293)	(0.300)	(0.304)	(0.300)	(0.307)	(0.312)	(0.318)	(0.327)
L2.Δln. poil * petro	-0.547** *	-0.510* *	-0.512* *	-0.410* *	-0.408* *	-0.416* *	-0.250	-0.233	-0.265	-0.252	-0.287	-0.322* *	-0.342* *
σ	(0.207)	(0.201)	(0.203)	(0.189)	(0.189)	(0.192)	(0.194)	(0.195)	(0.203)	(0.197)	(0.198)	(0.187)	(0.189)
L3.Δln. poil * petro	0.151	0.212	0.243	0.261	0.284	0.284	0.197	0.260	0.273	0.264	0.246	0.238	0.251
σ	(0.209)	(0.211)	(0.214)	(0.218)	(0.209)	(0.209)	(0.213)	(0.218)	(0.218)	(0.221)	(0.218)	(0.209)	(0.208)
L4.Δln. poil * petro	-0.418* *	-0.455* *	-0.398* *	-0.425* *	-0.422* *	-0.416* *	-0.410* *	-0.416* *	-0.380* *	-0.377* *	-0.358* *	-0.348* *	-0.408* *
σ	(0.194)	(0.201)	(0.193)	(0.204)	(0.204)	(0.218)	(0.216)	(0.212)	(0.189)	(0.184)	(0.187)	(0.188)	(0.185)
L5.Δln. poil * petro	0.488* *	0.483* *	0.462* *	0.434* *	0.423* *	0.425* *	0.590* *	0.602* *	0.619* **	0.651* *	0.644* *	0.656* *	0.649* *
σ	(0.249)	(0.248)	(0.239)	(0.218)	(0.218)	(0.219)	(0.247)	(0.247)	(0.231)	(0.274)	(0.277)	(0.278)	(0.281)
L6.Δln. poil * petro	0.004	-0.006	0.024	0.054	0.034	0.033	0.068	0.254	0.278	0.251	0.184	0.169	0.188
σ	(0.263)	(0.260)	(0.259)	(0.252)	(0.254)	(0.256)	(0.261)	(0.276)	(0.278)	(0.289)	(0.290)	(0.286)	(0.289)
L7.Δln. poil * petro	0.432* *	0.423* *	0.425* *	0.475* *	0.489* *	0.492* *	0.442* *	0.471* *	0.679* **	0.677* **	0.720* **	0.718* **	0.715* **
σ	(0.210)	(0.184)	(0.185)	(0.195)	(0.200)	(0.201)	(0.198)	(0.202)	(0.244)	(0.243)	(0.242)	(0.260)	(0.260)
L8.Δln. poil * petro	-0.004	-0.010	0.052	0.069	0.075	0.077	0.050	-0.029	0.003	-0.003	-0.007	-0.022	-0.125
σ	(0.215)	(0.212)	(0.233)	(0.235)	(0.225)	(0.228)	(0.248)	(0.243)	(0.239)	(0.237)	(0.236)	(0.238)	(0.241)
L9.Δln. poil * petro	0.234	0.212	0.194	0.292	0.297	0.303	0.365* *	0.259	0.167	0.170	0.148	0.140	0.197
σ	(0.210)	(0.209)	(0.209)	(0.201)	(0.200)	(0.197)	(0.207)	(0.206)	(0.209)	(0.214)	(0.231)	(0.232)	(0.221)
L10.Δl n.poil * petro	-0.025	0.045	0.035	0.028	0.041	0.042	0.152	0.247	0.102	0.115	0.105	0.047	0.045
σ	(0.167)	(0.160)	(0.159)	(0.159)	(0.168)	(0.167)	(0.167)	(0.164)	(0.179)	(0.177)	(0.178)	(0.191)	(0.190)

A.2.3 Nord- Norge – regresjonsutskrift

Asysselsettingsa ndel	Mode ll 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 9	Modell 10	Modell 11	Modell 12
$\Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$	0.808 *	1.272 **	1.563 **	1.849 **	1.705 **	1.721 **	1.382 **	1.404 **	1.376 **	1.398 **	1.627 **	1.543 **
σ	(0.46 8)	(0.453)	(0.400)	(0.474)	(0.459)	(0.466)	(0.424)	(0.420)	(0.443)	(0.430)	(0.453)	(0.449)
$L. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$		- 2.113 **	- 2.572 **	- 2.519 **	- 2.118 **	- 2.017 **	- 1.952 **	- 1.814 **	- 1.819 **	- 1.699 **	- 1.855 **	- 2.000 **
σ		(0.474)	(0.436)	(0.459)	(0.498)	(0.521)	(0.525)	(0.498)	(0.496)	(0.529)	(0.491)	(0.492)
$L2. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$			1.280	1.610	1.823	1.550	1.488	1.467	1.402	1.415	1.300	1.392
σ			(1.251)	(1.271)	(1.307)	(1.159)	(1.141)	(1.145)	(1.150)	(1.155)	(1.077)	(1.100)
$L3. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$				- 2.211 **	- 2.249 **	- 2.381 **	- 2.347 **	- 2.285 **	- 2.259 **	- 2.042 **	- 2.068 **	- 2.031 **
σ				(0.673)	(0.658)	(0.751)	(0.730)	(0.744)	(0.748)	(0.701)	(0.710)	(0.691)
$L4. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$					-0.904	-0.922 *	- 1.046 *	- 1.152 *	- 1.083 *	- 1.140 *	- 1.341 *	- 1.334 *
σ					(0.588)	(0.516)	(0.510)	(0.478)	(0.461)	(0.475)	(0.567)	(0.565)
$L5. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$						0.798 *	1.140 *	1.151 *	0.952 *	0.949 *	0.978 *	1.035 *
σ						(0.461)	(0.459)	(0.455)	(0.476)	(0.468)	(0.467)	(0.459)
$L6. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$							- 1.392 **	- 1.554 **	- 1.670 **	- 1.568 **	- 1.642 **	- 1.653 **
σ							(0.486)	(0.464)	(0.476)	(0.440)	(0.454)	(0.458)
$L7. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$								0.919 *	0.935 *	1.088 **	1.254 **	1.298 **
σ								(0.412)	(0.447)	(0.408)	(0.424)	(0.419)
$L8. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$									0.467	0.281	0.261	0.111
σ									(0.496)	(0.498)	(0.483)	(0.469)
$L9. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$										0.477	0.745	0.698
σ										(0.397)	(0.466)	(0.455)
$L10. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$											-1.522 *	- 1.621 *
σ											(0.775)	(0.806)
$L11. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$												0.814 *
σ												(0.394)
$L12. \Delta \ln. \text{poil}^* \text{petro}$												
Modell 13	Modell 14	Modell 15	Modell 16	Modell 17	Modell 18	Modell 19	Modell 20	Modell 21	Modell 22	Modell 23	Modell 24	Modell 25

1.582** *	1.780** *	1.809** *	1.748** *	1.390* *	1.416** *	1.334* *	1.423** *	1.711** *	1.529** *	1.513* *	1.409* *	1.541** *
(0.479)	(0.541)	(0.576)	(0.581)	(0.718)	(0.715)	(0.710)	(0.716)	(0.706)	(0.698)	(0.769)	(0.809)	(0.776)
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2.023** *	1.995** *	1.660** *	1.653** *	1.372** *	1.240** *	1.176** *	1.116** *	-0.987* *	-0.910	-0.886	-0.992* *	1.126** *
(0.477)	(0.483)	(0.601)	(0.599)	(0.528)	(0.529)	(0.540)	(0.544)	(0.531)	(0.579)	(0.540)	(0.556)	(0.539)
1.376	1.339	1.392	1.472	1.485	1.475	1.784	1.759	1.561	1.654	1.675	1.878	1.902
(1.021)	(1.021)	(1.058)	(1.020)	(1.020)	(1.056)	(1.109)	(1.094)	(1.090)	(1.103)	(1.152)	(1.175)	(1.251)
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2.001** *	2.041** *	2.171** *	2.156** *	2.048** *	2.012** *	2.225** *	2.264** *	2.160** *	2.190** *	2.195** *	1.827** *	-1.833* *
(0.654)	(0.663)	(0.775)	(0.780)	(0.778)	(0.770)	(0.825)	(0.877)	(0.880)	(0.926)	(0.883)	(0.885)	(0.940)
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1.260** *	1.196** *	-1.386* *	-1.398* *	1.430** *	-0.981	-0.989	-1.080	-0.520	-0.521	-0.539	-0.553	-0.412
(0.560)	(0.540)	(0.738)	(0.721)	(0.709)	(0.656)	(0.662)	(0.654)	(0.667)	(0.652)	(0.653)	(0.656)	(0.654)
1.040** *	1.152** *	1.311** *	1.313** *	1.215** *	1.296** *	1.369** *	1.323** *	0.981* *	1.138* *	1.149* *	0.883	0.892
(0.460)	(0.449)	(0.476)	(0.504)	(0.525)	(0.537)	(0.536)	(0.534)	(0.544)	(0.629)	(0.622)	(0.625)	(0.627)
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1.521** *	1.481** *	1.346** *	1.337** *	1.621** *	1.801** *	1.765** *	2.333** *	2.291** *	2.457** *	2.431** *	2.296** *	2.345** *
(0.416)	(0.409)	(0.408)	(0.425)	(0.411)	(0.433)	(0.435)	(0.531)	(0.529)	(0.572)	(0.556)	(0.549)	(0.542)
1.267** *	1.483** *	1.552** *	1.600** *	1.729** *	1.478** *	1.494** *	1.420** *	1.704** *	1.677** *	1.672** *	2.200** *	2.218** *
(0.427)	(0.462)	(0.466)	(0.453)	(0.456)	(0.522)	(0.512)	(0.520)	(0.543)	(0.544)	(0.589)	(0.607)	(0.612)
0.128	0.100	0.354	0.365	0.297	0.536	0.662	0.944	1.067	0.907	0.915	0.693	0.927
(0.472)	(0.472)	(0.516)	(0.517)	(0.526)	(0.552)	(0.611)	(0.642)	(0.647)	(0.717)	(0.715)	(0.737)	(0.734)
0.716	0.760* *	0.747* *	0.842* *	0.857* *	1.047** *	1.025** *	1.452** *	1.474** *	1.464** *	1.532** *	1.629** *	1.513** *
(0.436)	(0.439)	(0.445)	(0.437)	(0.438)	(0.446)	(0.419)	(0.444)	(0.445)	(0.456)	(0.413)	(0.416)	(0.403)
-1.557* *	-1.553* *	1.454** *	1.462** *	1.500** *	1.394** *	-1.270* *	1.605** *	-1.476* *	-1.350* *	-1.334* *	-0.446	-0.437
(0.827)	(0.799)	(0.720)	(0.718)	(0.687)	(0.668)	(0.665)	(0.713)	(0.748)	(0.755)	(0.771)	(0.755)	(0.771)
0.693* *	0.778* *	0.610	0.629	0.676	0.994** *	1.022** *	0.807* *	0.798* *	1.018** *	0.994** *	1.233** *	1.443** *
(0.372)	(0.422)	(0.415)	(0.415)	(0.428)	(0.405)	(0.413)	(0.409)	(0.415)	(0.436)	(0.418)	(0.415)	(0.466)
0.447	0.266	0.266	0.290	0.327	0.303	0.432	0.288	0.528	0.398	0.361	0.100	0.174
(0.643)	(0.615)	(0.494)	(0.530)	(0.532)	(0.533)	(0.512)	(0.499)	(0.473)	(0.467)	(0.578)	(0.578)	(0.559)
	0.729	0.490	0.529	0.176	0.316	0.255	-0.099	0.044	-0.012	0.014	-0.358	-0.379
	(0.519)	(0.482)	(0.479)	(0.558)	(0.568)	(0.558)	(0.534)	(0.529)	(0.566)	(0.530)	(0.530)	(0.560)
		1.455	1.373	1.205	0.984	1.005	1.039	1.391	1.351	1.386	1.674	1.629
		(1.218)	(1.259)	(1.304)	(1.232)	(1.210)	(1.221)	(1.246)	(1.277)	(1.251)	(1.275)	(1.379)
			0.262	0.308	0.299	0.500	0.324	0.209	0.184	0.210	0.691	0.729
			(0.470)	(0.498)	(0.512)	(0.511)	(0.525)	(0.531)	(0.541)	(0.557)	(0.563)	(0.589)
				0.657* *	0.338	0.454	0.862** *	0.947** *	0.913** *	0.960** *	1.286** *	1.429** *

A.2.4 Østlandet-regresjonsutskrift

Δsyssetting sandel	<i>Model 11</i>	<i>Model 12</i>	<i>Model 13</i>	<i>Model 14</i>	<i>Model 15</i>	<i>Model 16</i>	<i>Model 17</i>	<i>Model 18</i>	<i>Model 19</i>	<i>Model 110</i>	<i>Model 111</i>	<i>Model 112</i>
$\Delta \ln.poil * petro$	- 1.976 ***	- 2.654 ***	- 2.766 ***	- 3.031 ***	- 2.919 ***	- 2.950 ***	- 2.462 ***	- 2.368 ***	- 2.228 ***	- 2.103 ***	- 2.019 ***	- 1.838 ***
σ	(0.582)	(0.895)	(0.956)	(1.092)	(1.042)	(1.055)	(0.874)	(0.833)	(0.813)	(0.753)	(0.732)	(0.650)
<i>L1.</i>$\Delta \ln.poil *$ <i>petro</i>		4.218 **	3.819 **	3.721 **	3.436 **	3.243 **	3.122 **	3.727 **	3.731 **	3.917 **	3.842 **	4.154 **
σ		(1.863)	(1.633)	(1.570)	(1.415)	(1.329)	(1.281)	(1.556)	(1.555)	(1.654)	(1.626)	(1.776)
<i>L2.</i>$\Delta \ln.poil *$ <i>petro</i>			2.618 *	2.477	2.344	2.882 *	2.779 *	2.664 *	2.835 *	2.854 *	2.751 *	2.547 *
σ			(1.548)	(1.526)	(1.443)	(1.669)	(1.602)	(1.549)	(1.552)	(1.562)	(1.520)	(1.424)
<i>L3.</i>$\Delta \ln.poil *$ <i>petro</i>				1.365 **	1.334 *	1.607 *	2.035 *	2.166 *	2.166 *	2.506 *	2.490 *	2.388 *
σ				(0.671)	(0.721)	(0.824)	(1.024)	(1.075)	(1.088)	(1.272)	(1.266)	(1.206)
<i>L4.</i>$\Delta \ln.poil *$ <i>petro</i>					0.877 **	0.868 *	1.252 **	1.136 **	1.498 **	1.430 **	1.247 **	1.229 **
σ					(0.404)	(0.454)	(0.558)	(0.548)	(0.664)	(0.635)	(0.588)	(0.582)
<i>L5.</i>$\Delta \ln.poil *$ <i>petro</i>						- 1.394 *	- 1.776 **	- 1.578 **	- 2.398 **	- 2.291 **	- 2.253 **	- 2.413 **
σ						(0.759)	(0.869)	(0.772)	(1.098)	(1.042)	(1.027)	(1.110)
<i>L6.</i>$\Delta \ln.poil *$ <i>petro</i>							0.301	-0.326	-0.583	-0.687	-0.722	-0.688
σ							(0.263)	(0.476)	(0.599)	(0.655)	(0.667)	(0.649)
<i>L7.</i>$\Delta \ln.poil *$ <i>petro</i>								2.780 **	2.426 **	2.552 **	2.582 **	2.485 **
σ								(1.216)	(1.133)	(1.199)	(1.210)	(1.162)

<i>L8.Δln.poil *</i> <i>petro</i>										3.577 ***	3.223 ***	3.147 ***	3.457 ***
σ										(1.299)	(1.126)	(1.098)	(1.237)
<i>L9.Δln.poil *</i> <i>petro</i>											1.767	1.964 *	2.042 *
σ											(1.066)	(1.148)	(1.168)
<i>L10.Δln.poil *</i> <i>petro</i>												- **	- **
σ												(0.381)	(0.254)
<i>L11.Δln.poil *</i> <i>petro</i>													- *
σ													(0.985)
<i>Konstantledd</i>	0.004 ***	0.000	-0.001	- 0.005 ***	- 0.011 ***	- 0.006 ***	0.001 *	0.001	- 0.006 ***	- 0.008 ***	- 0.010 ***	- 0.007 ***	- 0.007 ***
σ	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
<i>N</i>	7667	7626	7585	7544	7503	7462	7421	7380	7339	7298	7257	7216	
<i>r2</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

<i>Δsyssettin</i> <i>gsandel</i>	<i>Mode</i> <i>ll 13</i>	<i>Mode</i> <i>ll 14</i>	<i>Mode</i> <i>ll 15</i>	<i>Mode</i> <i>ll 16</i>	<i>Mode</i> <i>ll 17</i>	<i>Mode</i> <i>ll 18</i>	<i>Mode</i> <i>ll 19</i>	<i>Mode</i> <i>ll 20</i>	<i>Mode</i> <i>ll 21</i>	<i>Mode</i> <i>ll 22</i>	<i>Mode</i> <i>ll 23</i>	<i>Mode</i> <i>ll 24</i>	<i>Mode</i> <i>ll 25</i>
-------------------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------	-----------------------------

<i>Δln.poil *petro</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	2.054 ***	1.586 ***	1.506 ***	1.406 ***	1.674 ***	1.605 ***	1.893 ***	1.874 ***	2.039 ***	1.927 ***	2.092 ***	2.410 ***	2.401 **
<i>σ</i>	(0.75 1)	(0.48 3)	(0.45 2)	(0.42 4)	(0.57 2)	(0.55 2)	(0.66 2)	(0.63 1)	(0.73 9)	(0.70 9)	(0.76 0)	(0.87 3)	(0.89 2)
<i>L.Δln.poil *petro</i>	4.555 **	4.636 **	5.363 **	5.434 **	5.650 **	6.115 **	6.352 **	6.243 **	5.969 **	6.082 **	6.354 **	6.609 **	5.871 **
<i>σ</i>	(1.96 9)	(2.01 7)	(2.29 4)	(2.32 8)	(2.44 6)	(2.59 0)	(2.69 7)	(2.63 2)	(2.48 2)	(2.52 4)	(2.61 5)	(2.69 8)	(2.35 9)
<i>L2.Δln.poil *petro</i>	3.201 *	2.955 *	3.073 *	3.848 *	3.861 *	3.441 *	4.607 *	4.664 *	4.782 *	4.755 *	4.688 *	4.386 *	4.919 *
<i>σ</i>	(1.73 4)	(1.60 7)	(1.65 2)	(2.03 0)	(2.03 2)	(1.88 6)	(2.43 3)	(2.46 8)	(2.56 1)	(2.55 6)	(2.56 9)	(2.48 1)	(2.74 7)
<i>L3.Δln.poil *petro</i>	2.024 *	1.626 *	1.292 *	1.407 *	1.523 *	1.485 *							
<i>σ</i>	(1.03 1)	(0.85 9)	(0.74 1)	(0.79 6)	(0.77 7)	(0.76 2)	0.641	0.871	0.795	0.705	0.586	0.628	0.018
<i>L4.Δln.poil *petro</i>	1.156 *	1.427 **											
<i>σ</i>	(0.57 3)	(0.69 0)	0.921	0.577	0.559	0.224	0.182	0.107	0.417	0.362	0.356	0.259	0.053
<i>L5.Δln.poil *petro</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	2.428 **	2.312 **	1.928 **	2.463 **	2.553 **	2.539 **	2.455 *	2.432 *	1.971 **	1.802 *	1.780 *	1.740 *	1.531 *
<i>σ</i>	(1.11 8)	(1.03 3)	(0.88 5)	(1.13 0)	(1.15 0)	(1.15 8)	(1.22 3)	(1.21 6)	(0.95 8)	(0.89 7)	(0.88 1)	(0.88 4)	(0.79 1)
<i>L6.Δln.poil *petro</i>	-	-	-	-	-	-			0.541 *	0.576 *	0.547 **		
	0.771	0.683	0.430	0.006	0.244	0.011	0.103					0.343	0.236
<i>σ</i>	(0.73 7)	(0.68 4)	(0.60 2)	(0.41 9)	(0.50 9)	(0.42 0)	(0.38 9)	(0.29 2)	(0.28 6)	(0.26 2)	(0.24 6)	(0.25 7)	(0.24 7)
<i>L7.Δln.poil *petro</i>	2.479 **	2.700 **	2.850 **	3.125 **	3.241 **	3.773 **	3.921 **	3.998 **	4.409 **	4.461 **	4.649 **	4.814 **	4.617 **
<i>σ</i>	(1.17 2)	(1.33 2)	(1.38 9)	(1.53 0)	(1.55 6)	(1.77 5)	(1.89 7)	(1.93 8)	(2.08 1)	(2.09 8)	(2.13 4)	(2.22 0)	(2.11 7)
<i>L8.Δln.poil *petro</i>	3.254 ***	3.267 ***	3.735 ***	3.907 ***	3.868 ***	3.586 ***	4.203 **	4.037 **	4.008 ***	4.387 ***	4.407 ***	4.171 ***	4.698 ***
<i>σ</i>	(1.14 4)	(1.14 2)	(1.29 3)	(1.36 8)	(1.33 1)	(1.21 3)	(1.55 8)	(1.50 7)	(1.47 9)	(1.59 5)	(1.60 8)	(1.51 9)	(1.72 7)
<i>L9.Δln.poil *petro</i>	2.744 *	2.914 *	2.912 *	3.420 *	3.438 *	3.469 *	3.279 *	3.088 *	2.731 *	2.814 *	3.050 *	2.997 *	2.409 *
<i>σ</i>	(1.47 7)	(1.56 6)	(1.56 8)	(1.83 6)	(1.82 9)	(1.81 7)	(1.66 0)	(1.60 3)	(1.43 1)	(1.46 1)	(1.60 7)	(1.59 5)	(1.33 2)
<i>L10.Δln.poil *petro</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	0.267	0.676 **	0.444 *	0.458 *								1.007 **	1.097 **
<i>σ</i>	(0.16 9)	(0.30 4)	(0.22 9)	(0.23 6)	(0.29 0)	(0.32 7)	(0.22 8)	(0.18 2)	(0.42 4)	(0.45 9)	(0.42 9)	(0.48 1)	(0.52 6)
<i>L11.Δln.poil *petro</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1.579 *	1.733 *	2.227 **	1.987 **	1.953 **	2.031 *	1.972 *	1.752 *	1.346 *	1.538 **	1.696 **	1.733 **	2.143 **
<i>σ</i>	(0.81 9)	(0.86 5)	(1.07 1)	(0.96 0)	(0.94 1)	(1.01 1)	(1.00 8)	(0.90 0)	(0.71 5)	(0.75 5)	(0.81 9)	(0.81 9)	(1.05 1)
<i>L12.Δln.poil *petro</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3.050 *	3.319 *	3.424 *	3.942 *	3.903 *	3.961 *	3.591 *	3.477 *	3.464 *	3.302 *	3.605 *	3.425 *	-
<i>σ</i>	(1.62 7)	(1.80 1)	(1.85 8)	(2.09 8)	(2.09 8)	(2.11 6)	(2.01 6)	(1.96 2)	(2.00 5)	(1.95 6)	(2.07 2)	(2.02 7)	(2.04 9)
<i>L13.Δln.poil *petro</i>		2.210 *											
			1.740	1.652	1.362	1.268	1.044	1.382	1.446	1.645	1.789	2.081 *	2.403 *
<i>σ</i>		(1.30 5)	(1.14 9)	(1.11 4)	(0.98 5)	(0.93 5)	(0.84 0)	(0.99 6)	(1.01 0)	(1.07 1)	(1.12 8)	(1.20 5)	(1.36 6)
<i>L14.Δln.poil *petro</i>			3.321 **	2.821 **	2.691 **	3.315 **	3.339 **	3.280 **	3.358 **	3.492 **	3.575 **	3.368 **	3.903 **

σ			(1.32 8)	(1.09 0)	(1.02 9)	(1.26 8)	(1.25 0)	(1.21 6)	(1.20 8)	(1.25 1)	(1.30 7)	(1.25 1)	(1.51 7)
<i>L15.Δln.poil * petro</i>				3.523 *	3.536 *	3.786 *	4.681 *	4.808 *	4.877 *	5.146 *	5.224 *	5.114 *	4.740 *
σ			(1.76 3)	(1.82 1)	(1.91 2)	(2.41 4)	(2.47 2)	(2.52 9)	(2.62 3)	(2.67 5)	(2.66 3)	(2.46 5)	
<i>L16.Δln.poil * petro</i>				0.651 **	0.716 **	1.181 **	1.050 **	1.189 **	1.147 **	1.199 **	1.056 *	0.957 *	
σ				(0.29 7)	(0.31 4)	(0.45 9)	(0.49 2)	(0.54 5)	(0.53 9)	(0.58 4)	(0.56 3)	(0.52 4)	
<i>L17.Δln.poil * petro</i>					- 1.791 *	- 2.189 **	- 2.168 **	- 2.977 **	- 2.855 **	- 2.827 *	- 2.958 **	- 3.177 **	
σ					(0.93 2)	(1.05 1)	(1.01 4)	(1.43 8)	(1.40 0)	(1.40 5)	(1.41 2)	(1.53 7)	
<i>L18.Δln.poil * petro</i>						- 0.244	- 0.580	- 0.886	- 1.014	- 0.917	- 0.918	- 1.005	
σ						(0.71 3)	(0.87 7)	(1.05 3)	(1.08 2)	(1.03 1)	(1.03 8)	(1.12 9)	
<i>L19.Δln.poil * petro</i>							1.892 **	1.775 *	1.769 *	1.444 *	1.319	1.280	
σ							(0.89 3)	(0.92 5)	(0.93 3)	(0.83 5)	(0.81 2)	(0.80 6)	
<i>L20.Δln.poil * petro</i>								2.463 **	2.205 **	2.075 **	2.423 **	2.234 **	
σ								(1.09 2)	(1.02 0)	(0.99 2)	(1.09 9)	(1.00 5)	
<i>L21.Δln.poil * petro</i>									1.559 ***	1.473 ***	1.594 ***	2.316 ***	
σ									(0.53 9)	(0.46 1)	(0.50 3)	(0.84 5)	
<i>L22.Δln.poil * petro</i>										1.198 *	1.361 *	1.639 *	
σ										(0.70 5)	(0.72 5)	(0.84 4)	
<i>L23.Δln.poil * petro</i>											- 1.608 ***	- 1.445 ***	
σ											(0.41 9)	(0.34 3)	
<i>L24.Δln.poil * petro</i>												- 2.501 *	
σ												(1.47 5)	
<i>Konstantledd</i>	0.001 **	0.004 ***	0.008 ***	0.012 ***	0.014 ***	0.012 ***	0.004 ***	0.005 ***	0.013 ***	0.015 ***	0.018 ***	0.015 ***	0.007 ***
σ	(0.00 0)	(0.00 1)	(0.00 1)	(0.00 2)	(0.00 2)	(0.00 2)	(0.00 1)	(0.00 2)	(0.00 2)	(0.00 2)	(0.00 2)	(0.00 2)	(0.00 2)
<i>N</i>	7175	7134	7093	7052	7011	6970	6929	6888	6847	6806	6765	6724	6683
<i>r2</i>	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.02

B.Tabeller og oversikter

Region	Δsysselsetting	Std. Err.	t	P-verdi	95 prosent KI		Oljeandel
Innlandet	0,03	0,02	1,67	0,097	-0,01	0,07	0,016
Kystfylkene	0,08	0,03	2,50	0,013	0,02	0,15	0,089
Nord-Norge	0,09	0,02	6,09	0,000	0,06	0,12	0,018
Østlandet	-0,02	0,01	-1,79	0,081	-0,05	0,00	0,014

Tabell 3 Estimer som har kommunefaste- og tidsfaste effekter, konfidensintervaller er også tatt med i tabellen.

Denne tabellen inneholder konfidensintervaller for regionsmodellen med kommunefaste- og tidsfaste effekter.

Oversikt over regioninndeling, merket med fylkesnummer.

Østlandet
1. Østfold
2. Akershus
3. Oslo

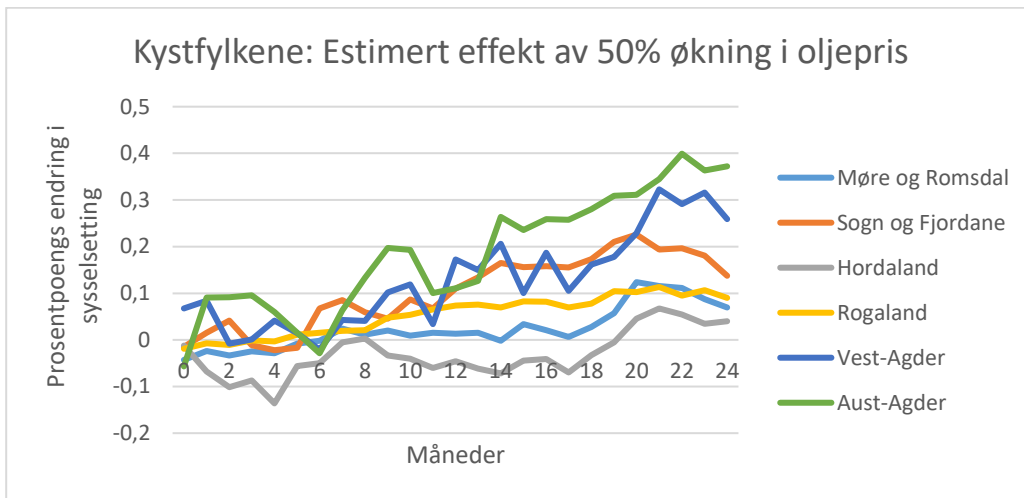
Innlandet
4. Hedmark
5. Oppland
6. Buskerud
7. Vestfold
8. Telemark

Kystfylkene
9. Aust-Agder
10. Vest-Agder
11. Rogaland
12. Hordaland
14. Sogn og Fjordane
15. Møre og Romsdal

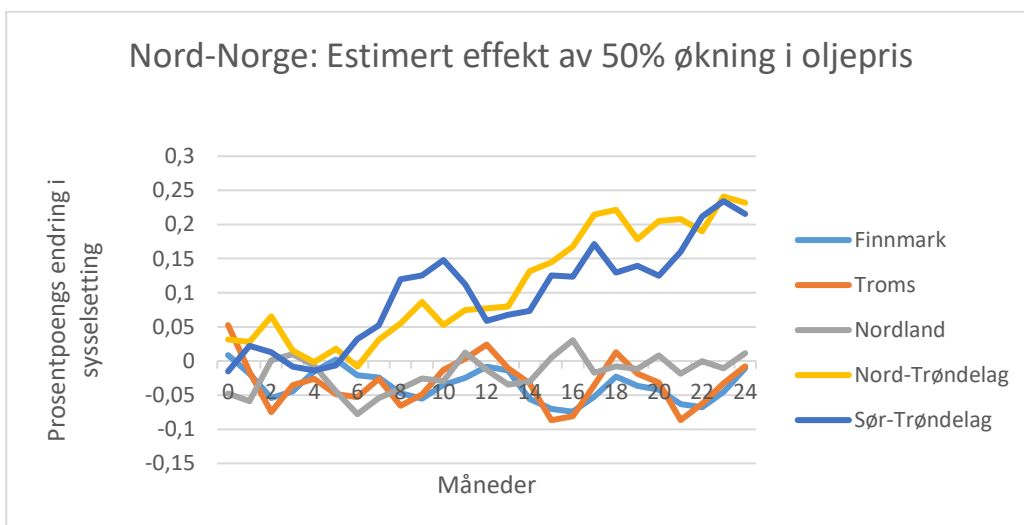
Nord-Norge
16. S-Trøndelag
17. N-Trøndelag
18. Nordland
19. Troms
20. Finnmark

C.Figurer for fylkesregresjoner

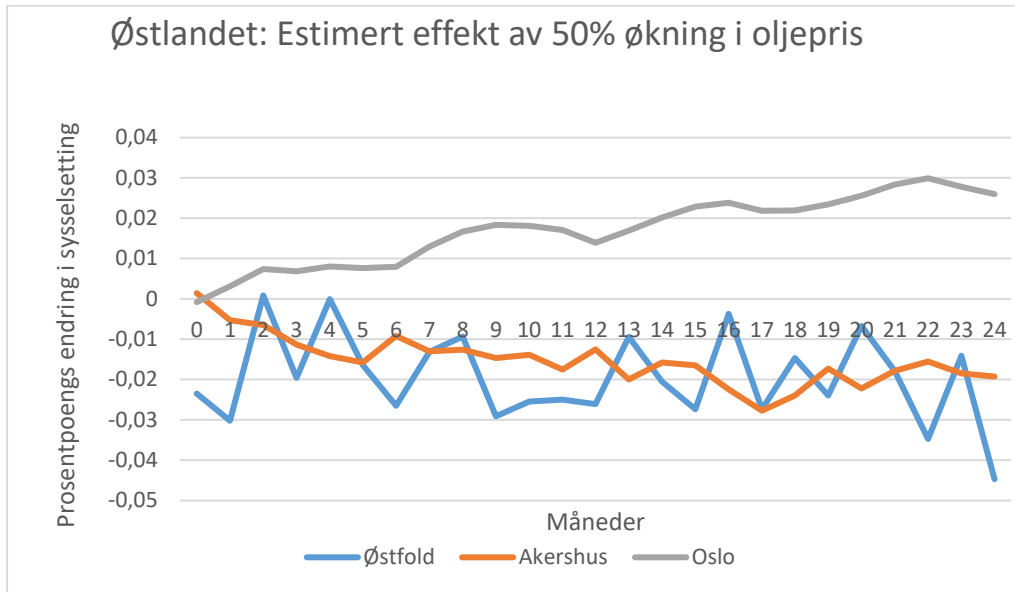
Kystfylkene



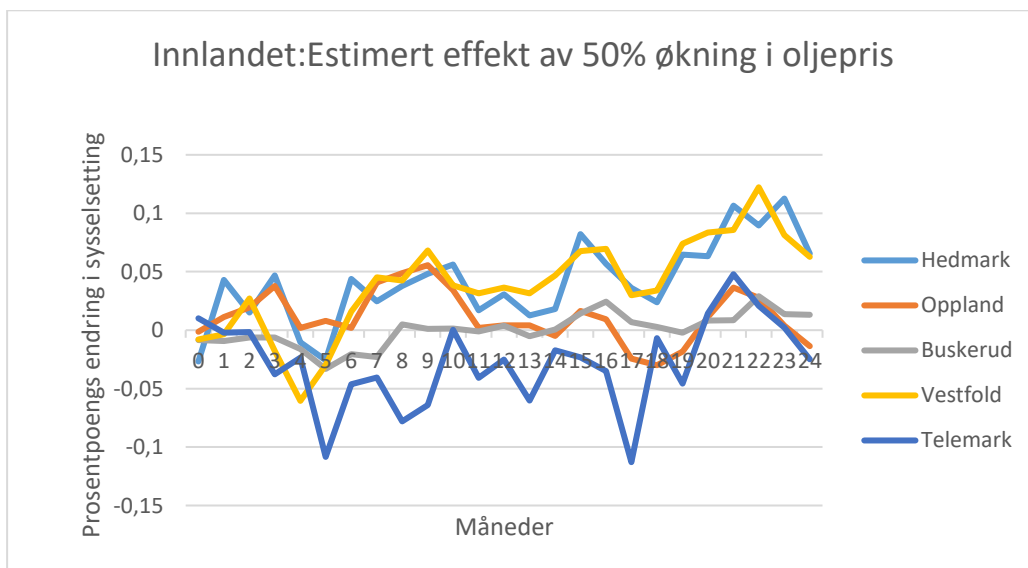
Nord-Norge



Østlandet



Innlandet



Fylkesregresjoner uten bruk av petrosysselesettingsandel

Her følger fylkesregresjoner uten petrosysselesettingsandel. Årsaken til at jeg utelukker faste effekter for fylkene er for å vise heterogenitet på fylkesnivå som ikke avhenger av den potensielt endogene oljeandelen. Jeg har plottet de akkumulerte koeffisientene for samtlige modeller med 1-24 lags av oljeprisen. Punktene som tilhører samme modellkjøring har samme farge. Den største modellen har 24 lags av oljeprisen og gir 25 punkter for hvert fylke. Dette er samme type modell som er kjørt innad i hver kommune og akkumulert på landsnivå i del

Oljeprisen er oppgitt på logaritmisk skala og på førstedifferensform. For å lese av effekten på sysselsettingsandelen etter en 50% økning i oljepris, må man f.eks multiplisere koeffisienten med 0,41 for å få en prosentpoengs endring. Etter 24 måneder er sysselsettingseffekten i Østfold $2,4 * 0,41 = 0,98$ prosentpoeng. For Rogaland er sysselsettingseffekten $2,6 * 0,41 = 1,1$ prosentpoeng.

Periode	Oljepris	Ln	Førstedifferanse
$t-1$		50 3,912023	
t		75 4,317488	0,405465108

