

STAFF MEMO

Langvarige konsekvenser i arbeidsmarkedet

NR. 1 | 2021

NICOLAI ELLINGSEN
OG SIGURD MØLSTER
GALAASEN



NORGES BANK

Staff Memo inneholder utredninger og dokumentasjon skrevet av Norges Banks ansatte og andre forfattere tilknyttet Norges Bank. Synspunkter og konklusjoner i arbeidene er ikke nødvendigvis representative for Norges Bank

NORGES BANK
STAFF MEMO
NR 1 | 2021

LANGVARIGE
KONSEKVENSER I
ARBEIDSMARKEDET

© 2021 Norges Bank

Det kan siteres fra eller henvises til dette arbeid, gitt at forfatter og Norges Bank oppgis som kilde.

ISSN 1504-2596 (online)

ISBN 978-82-8379-182-2 (online)

Langvarige konsekvenser i arbeidsmarkedet^{*}

Nicolai Ellingsen[†]

Norges Bank

Sigurd Mølster Galaasen[‡]

Norges Bank

20. januar 2021

Sammendrag

Vi studerer langvarig sysselsettingskonsekvenser av dype økonomiske nedgangstider ved å utnytte den geografiske variasjonen i lokale økonomiske forhold i etterkant av oljepriskollapsen i 2014. Vi dokumenterer en negativ sammenheng mellom det å være bosatt i områder med stor økning i arbeidsledigheten i 2014-2015 og sannsynligheten for å være sysselsatt ved utgangen av 2019. Beregningene våre viser at en økning i lokal ledighet på 1 prosentpoeng er forbundet med en reduksjon i sysselsettingen på omtrent 0.4 prosentpoeng i 2019. Sammenhengen er spesielt sterk blant personer med lav inntekt og svak tilknytning til arbeidsmarkedet i forkant av oljeprisfallet. En stor del av sysselsettingsfallet forklares trolig av personer som forlater arbeidsstyrken etter å ha mistet jobben i et svakt lokalt arbeidsmarked.

1 Introduksjon

Økonomiske nedgangstider har store konsekvenser både for enkeltpersoner og makroøkonomien. I perioder med høy arbeidsledighet og svake arbeidsmarkeder står mange personer ufrivillig uten jobb. Dette vil være en belastning for de personene det gjelder, men i tillegg risikerer vi som samfunn at arbeidsstyrken reduseres ved at mange av disse

^{*}Synspunktene og konklusjonene i denne publikasjonen er forfatterens egne og deles ikke nødvendigvis av Norges Bank. De må derfor ikke rapporteres som Norges Banks synspunkter. Vi takker Per Espen Lilleås, Torbjørn Hægeland, Ørjan Robstad, Kasper Roszbach og Ingrid Solberg for synspunkter og innspill. Eventuelle feil og mangler er utelukkende vårt ansvar.

[†]Norges Bank. E-post: nicolai.ellingsen@norges-bank.no.

[‡]Norges Bank. E-post: sigurd-molster.galaasen@norges-bank.no.

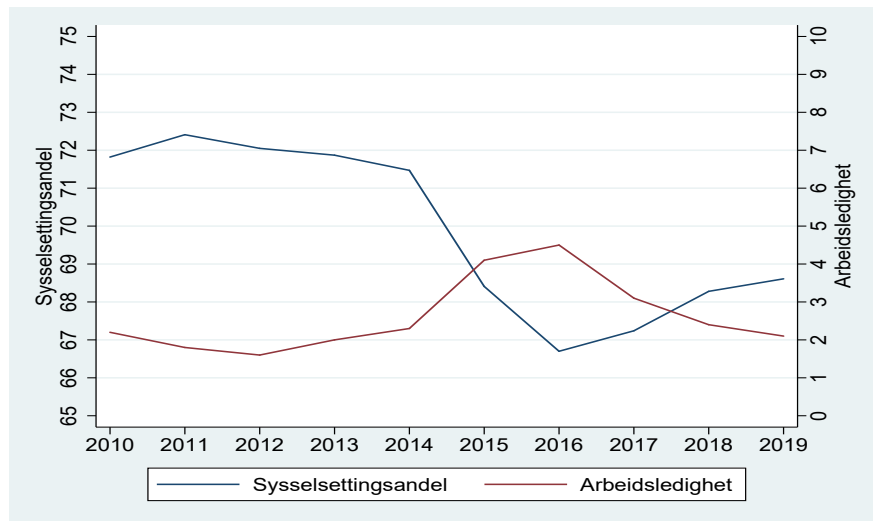
trekker seg helt ut av arbeidsmarkedet. En rekke empiriske studier dokumenterer langvarige negative konsekvenser for enkeltpersoner som mister jobben. Jobbtap kan føre til lavere inntekt og lavere sannsynlighet for å være sysselsatt i flere år, kanskje permanent. I perioder med kraftige tilbakeslag kan de negative konsekvensene for enkeltpersoner også gjør seg gjeldende på makronivå. Fører nedgangstider til langsiktig lavere sysselsettingsnivå i økonomien? Dette spørsmålet vil alltid være relevant, men kanskje i enda større grad nå under koronapandemien, en periode der vi har sett historisk høy arbeidsledighet. I denne artikkelen studerer vi hvordan sysselsettingen utvikler seg etter store økonomisk tilbakeslag, ved å utnytte den lokale variasjonen i økonomisk forhold som oppstod i Norge i etterkant av oljeprismålet i 2014.

Fra midten av 2014 til slutten av 2015 falt oljeprisen fra godt over 100 USD per fat til under 40 USD per fat. I samme periode opplevde enkelte regioner i Norge en kraftig økning i arbeidsledigheten. Til tross for at ledigheten etter hvert falt til nivået fra før tilbakeslaget, ser det ut til at sysselsettingen i de hardest rammede områdene ikke har hentet seg inn igjen ved utgangen av 2019. Figur 1 viser arbeidsledighet og sysselsettingsandelen i Rogaland mellom 2010 og 2019. Arbeidsledigheten økte kraftig fra 2014 og nådde en topp på 4.5 prosent i 2016. Samtidig falt andelen sysselsatte fra om lag 71 til 67 prosent. Ved utgangen av 2019 var ledigheten i Rogaland tilbake til nivået før oljeprisen falt, men sysselsettingen hadde ikke hentet seg inn igjen.

Figur 1 antyder at kraftige regionale økonomisk tilbakeslag kan påvirke den lokale sysselsettingen over lang tid. Da flyttemønstre virker inn på regional sysselsetting er det likevel ikke åpenbart at enkeltpersoners jobbsituasjon er varig påvirket. Vi kan heller ikke utelukke at den relativt lave sysselsettingen observert i 2019 er drevet av underliggende trender som er ikke er forbundet med tilbakeslaget i 2014. For å undersøke nærmere om oljekrisen hadde en langvarig effekt på sysselsetting analysere vi derfor individdata. Den empiriske metoden baserer seg på Yagan (2019)¹, og går ut på å sammenligne sysselsettingsforløpet til relativt like personer med ulik grad av eksponering for oljeprissjokket. Eksponering er målt ved økningen i registrert arbeidsledighet mellom 2014-2015 i kommunen personen var bosatt i ved starten av 2014, benevnt som personens lokale sjokk.

1. Yagan (2019) utnytter geografisk variasjon i økning i arbeidsledighet under finanskrisen i USA til å studere det påfølgende sysselsettingsforløpet til enkeltpersoner.

Figur 1: Utviklingen i Rogaland etter oljeprisfallet



Figur 1 viser utviklingen i sysselsettings- og arbeidsledighetsraten i Rogaland mellom 2010 og 2019. Data på arbeidsledigheten er hentet fra NAV og data for sysselsettingsraten er hentet fra SSB. Sysselsettingsraten er basert på registrert sysselsetting og er bruddjustert med rater beregnet av SSB bakover fra 2014.

Regresjonsanalysene våre viser at det lokale sjokket er forbundet med et fall i sysselsettingen i perioden 2015-2019. Sammenhengen er sterk og signifikant, tilstede både med og uten en rekke kontrollvariabler, og ser ikke ut til å være drevet av sysselsettningstrender som startet forut for 2014. Selv om vi studerer en annen tidsperiode, et annet land, og et annet type sjokk, så avdekker resultatene våre i stor grad sammenhenger i tilsvarende størrelsesorden som i Yagan (2019).

Vi starter i avsnitt 3 med først å dokumenterer en negativ sammenheng mellom sysselsettingsutviklingen og en indikatorvariabel for om en person er betydelig berørt av oljeprisfallet.² Beregningene våre viser at personer som var bosatt i en kommune som var betydelig rammet av oljekrisen opplevde et fall i sysselsettingen fra perioden før 2014 til 2019 på 0.66 prosentpoeng. I avsnitt 4 finner vi videre at sysselsettingsfallet er større jo mer den lokale arbeidsledigheten økte: en økning i lokal ledighet på 1 prosentpoeng bidro til en reduksjon i sannsynligheten for å være sysselsatt i 2019 på omtrent 0.4 prosentpoeng. Separate analyser på undergrupper av befolkningen i avsnitt 4.3 indikerer at sammenhengen er spesielt sterkt blant personer med lav inntekt og svak tilknytning til arbeidsmarkedet. Vi viser også at resultatene ikke er drevet av at sterkt berørte områder består av en høyere andel personer ansatt i oljerelaterte næringer.

2. 15 prosent av befolkningen er definert som betydelig berørt, og tilsvarer å være bosatt i en kommune hvor arbeidsledigheten økte mer enn 0.6 prosentpoeng.

I avsnitt 4.4 undersøker vi nærmere hva slags forløp som ligger bak den relativt lave sysselsettingen i 2019. Formålet er blant annet å forstå hvorvidt effekten kan være drevet av at personer faller helt ut av arbeidsmarkedet. Sammenhengen mellom lokal ledighet og lavere sysselsetting i 2019 er spesielt sterkt blant personer som ikke var sysselsatt i 2014. Videre er et typisk forløp for de berørte personene at de var uten arbeid i hele perioden 2015-2019. Betinget på å være sysselsatt i 2014 er punktestimatet fremdeles sterkt og signifikant på -0.3 . Resultatene indikerer at forløpet typisk startet med et jobbtap som etter hvert førte til at man falt ut av arbeidsstyrken og ikke kom tilbake i arbeid. Hypotesen om at jobbtap er en viktig kanal styrkes av at vi ikke finner små eller ingen effekter av det lokale sjokket blant personer som jobbet i næringer dominert av offentlig sektor i 2014. Personer i disse næringene har typisk en stabil og lite konjunkturavhengig jobbsituasjon, noe som støttes av beregningen vår. Analysen avdekker videre at fallet i sysselsetting trolig ikke isolert forklares av hyppigere jobbtap, men derimot av kombinasjonen av jobbtap i svake lokale arbeidsmarkeder.

Resultatene våre viser en negativ sammenheng mellom midlertidig økt arbeidsledighet og fremtidig sysselsetting, og i så måte indikerer de at selv midlertidige sjokk kan ha langvarige konsekvenser. Det er likevel viktig å poengtere at vår empiriske metode i utgangspunktet kun identifiserer konsekvensen av oljeprisfallet. Vi kan med andre ord ikke direkte skille mellom konsekvensen av midlertidig høy arbeidsledighet og det underliggende sjokket som førte til økningen. I vår kontekst kan det tenkes at det underliggende sjokket er av en mer strukturell karakter, hvor Vestlands-regioner ble varig berørt av et langvarig fall i etterspørsel fra oljenæringer og permanent bortfall av jobber. Uavhengig av om sjokket er midlertidig eller permanent, avdekker likevel analysen vår en risiko for at negative arbeidsmarkedssjokk har varig konsekvenser for sysselsettingen. Vi diskuterer dette nærmere i avsnitt 4.5.

Et relatert tolknings spørsmål er hvorvidt resultatene reflekterte slutten på en langvarig, oljedrevet lokal oppgangstid, fremfor konsekvensene av det påfølgende kraftige tilbakeslaget. Fraværet av pre-trender i perioden 2006-2014 når vi kontrollerer for observerbare kjennetegn taler dog imot en slik tolkning. Vi ser altså ingen tegn til at sysselsettingen blant personer bosatt i mer eksponerte områder i 2014 vokste spesielt sterkt i perioden 2006-2014. Til tross for dette er det likevel påfallende at Vestlands-regioner ser ut til å ha en stabilt høyere sysselsetting i årene 2006-2014, en periode med høy aktivitet i oljenæringen. Vi kan ikke utelukke at deler av denne forskjellen skyldes en gruppe av arbeidere som ikke ville vært sysselsatt i perioden 2006-2014 hvis det ikke var for oljeboomen. Et langsiktig sysselsettingsfall i etterkant av oljepriskollapsen kan i så fall delvis tilskrives at arbeidsmarkedet i disse regionene ikke lenger er unormalt sterkt og at derfor

noen marginale arbeidere ikke kommer tilbake i arbeid.

Langvarig konsekvenser av tilbakeslag i arbeidsmarkedet har lenge vært et tema blant økonomer, og vår analyse bidrar inn mot denne litteraturen. Flere studier dokumenterer at jobbtap har varig negativ effekt på personers fremtidige arbeidsmarkedsutfall. En stor del av denne litteraturen fokuserer på fremtidig lønnsinntekt, og finner at personer som mister jobben opplever lavere lønn i mange år etter jobbtap, spesielt når man mister jobben nedgangstider (Jacobson et al., 1993; Davis og Von Wachter, 2011). Færre studier ser på sysselsetting. Stevens (1997) dokumenterer imidlertid negative sysselsettingseffekter i amerikanske data. Han finner at personer som mister jobben har 9 prosent lavere forventet arbeidsinntekt 6 år etter en oppsigelse. Mesteparten av inntektsfallet forklares av påfølgende jobbtap og fravær av arbeidsinntekt. Jung og Kuhn (2019) dekomponerer også inntektstapet i lønn og sysselsetting, og finner at rundt 40 prosent av inntektstapet 6 år etter forklares av lavere sysselsetting.³ Farber (2017) dokumenter langvarig lavere sysselsetting blant personer som mistet jobben under finanskrisen i USA. I en studie på norske data anslår Huttunen et al. (2011) at sannsynligheten for å forlate arbeidsstyrken øker med om lag 5 prosentenheter etter å ha mistet jobben. Raaum og Røed (2006) finner lavere fremtidig sysselsetting blant personer som avslutter skolegangen i spesielt dårlige lokale økonomiske tider. Våre beregninger støtter opp under denne litteraturen. Analysene i avsnitt 4.4 indikerer at jobbtap, spesielt i tider hvor arbeidsmarkedet fremstår som svakt, har varig negativ innvirkning på sysselsettingen.

En annen del av litteraturen studerer konsekvensene av spesifikke lokale arbeidsmarkedssjokk, som blant annet handelssjokk (Autor et al., 2013; Autor et al., 2014; Hakobyan og McLaren, 2016), finanskrisen (Yagan, 2019) og fall i råvarepriser Black et al. (2002). Disse studiene finner at lokale fall i etterspørselen etter arbeidskraft bidrar til lavere sysselsetting og lønn, og økt uføretrygd både for enkeltpersoner og regioner som helhet. Spesielt relevant er Yagan (2019) som anslår at om lag halvparten av nedgangen i sysselsettingsnivået i USA mellom 2007 og 2015 skyldes finanskrisen. Studien bruker individuelle skattedata og viser at personer som bodde i områder i USA som var hardt rammet av finanskrisen i 2007-2008, målt ved økningen i lokal arbeidsledighet, fortsatt hadde lavere sannsynlighet for å være sysselsatt syv år senere. Det er denne studien som ligger nærmest vår analyse, der vi utnytter at oljeprisfallet rammet norske kommuner ulikt, målt ved økningen i arbeidsledighet mellom 2014-2015. Vi finner sammenhenger mellom arbeidsledighetsøkning og sysselsetting på linje med Yagan (2019).

Hovedformålet med våre analyser er ikke å skille mellom ulike teorier, men en rekke

3. Jung og Kuhn (2019) estimerer en teoretisk modell på amerikanske data. Dekomponeringen gjøres både på simulerte data, og direkte på observerte data fra PSID.

mekanismer har blitt lansert for å forklare hvorfor midlertidig høy arbeidsledighet kan føre til sysselsettingen fester seg på et varig lavere nivå. Etter en lengre periode med høy arbeidsledighet i Europa presenterte Blanchard og Summers (1986) en teori om at sysselsetting forblir lav dersom langtids arbeidsledige har liten innflytelse på lønnsdannelsen. I perioder med høy langtidsledighet fører dette til et relativt høyt lønnsnivå, som igjen gjør det vanskeligere for de langtidsledige å komme tilbake i jobb. I senere tid har det vært større fokus på tap av ferdigheter eller motivasjon hos personer som går uten jobb. Slike mekanismer innebærer at sannsynligheten for å komme tilbake i jobb gradvis faller jo lenger man går arbeidsledig. Ljungqvist og Sargent (1998) utvikler en generell likevektsmodell hvor arbeidsledige mister ferdigheter når de over tid er uten jobb. I denne modellen viser forfatterne at kriser, kombinert med en generøs ledighetstrygd, kan bidra til langvarig arbeidsledighet fordi ferdighetstapet innebærer at man blir mindre attraktiv på arbeidsmarkedet. Denne typen effekter er også dokumentert empirisk, blant annet av Edin og Gustavsson (2008) i Sverige. Ideen om at arbeidere kan miste motivasjonen og falle fra arbeidsstyrken finnes i litteraturen tilbake til 1950-tallet.⁴ Folk som går lenge uten arbeid og har få jobbmuligheter kan etter hvert slutte å søke etter jobber på mer eller mindre permanent basis. Dette kan forklare hvorfor sysselsettingen forblir lav etter økonomiske kriser, selv etter at arbeidsledigheten har normalisert seg. Benati (2001) finner støtte for en slik motivasjonsfaktor i det amerikanske arbeidsmarkedet. Nyere studier lanserer teorien om at langvarige effekter skyldes tap av stabile jobber og de påfølgende nye jobbene er preget av et mistilpasset arbeidsforhold som letter oppløses (Krolkowski, 2017; Jung og Kuhn, 2019; Jarosch, 2015). Mistilpasning i arbeidsmarkedet kan også forklare hvorfor det tar lang tid før arbeidsledige finner seg en ny jobb. En slik mistilpasning kan blant annet oppstå dersom ferdighetene som etterspørres av arbeidsgiver ikke samsvarer med hva de arbeidsledige har å tilby. Dette er spesielt relevant når kriser fører til store endringer i næringsstrukturen, og Şahin et al. (2014) viser at næringsstrukturell mistilpasning bidro til å opprettholde arbeidsledigheten i USA på et høyt nivå under finanskrisen. Oljeprisfallet i 2014 hadde også implikasjoner for næringsstrukturen. I en gjennomgang av ulike arbeidsmarkedsindikatorer i tiden etter 2014 finner imidlertid Hvinden og Nordbø (2016) finner ingen tydelig tegn til økt mistilpasning i det norske arbeidsmarkedet som følge av tilbakefallet i oljenæringen. At våre resultater ikke drives spesifikt av oljearbeidere, tyder også på at næringsrelatert mistilpasning ikke var den primære årsaken til sysselsettingsfallet vi finner.

I neste avsnitt beskriver vi datamaterialet vårt. I avsnitt 3 deler vi befolkningen inn i en eksponert og ikke-eksponert gruppe, ut ifra hvor mye arbeidsledigheten økte i hjemkom-

4. Se Long (1953) og Long et al. (1958).

munen mellom 2014-2015, og sammenligner sysselsettingen i 2019 på tvers av disse to gruppene. I avsnitt 4 ser vi nærmere på sammenhengen mellom økningen i lokal arbeidsledighet og sysselsetting i 2019, studerer heterogenitet på tvers av ulike befolkningsgrupper, og analyserer mulige kanaler bak sysselsettingsfallet. Vi konkluderer til slutt i avsnitt 5.

2 Data

Vi benytter administrative data fra Statistisk sentralbyrå (SSB) bestående av en rekke register med individopplysninger som er koblet sammen via personspesifikke løpenummer.

Som mål på sysselsetting benytter vi årlig arbeidsinntekt og personer blir definert som sysselsatt om de har inntekt over grunnbeløpet i folketrygden.⁵ Hovedkilde for inntekt kommer fra a-ordningen for perioden 2015-2019. Her er alle lønnstakerforhold i Norge registrert med blant annet inntekt, yrkes- og næringskode. Datasettet inneholder også inntektsopplysninger fra skattemeldingen til og med 2017. For perioden før 2015 benytter vi skattemeldingen som kilde for arbeidsinntekt. I motsetning til skattemeldingen mangler imidlertid a-ordningen opplysninger om selvstendig næringsdrivende. Vi velger derfor å fokusere på lønnstakere. Vårt mål på arbeidsinntekt er dermed årlig lønnsinntekt fra skattemeldingen (før 2015) og årlig lønnsinntekt fra a-ordningen (fra 2015). Fordi vi ikke observerer selvstendig næringsdrivende i a-ordningen, og dermed kan ende opp med å feilklassifisere en person som ikke-sysselsatt, velger vi videre å utelukke alle personer identifisert som selvstendig næringsdrivende i perioden 2006-2017 basert på næringsinntekt fra skattemeldingen.⁶ Dette eliminerer imidlertid ikke potensialet for feilklassifisering i perioden 2018-2019. For å undersøke om dette har konsekvenser for resultatene våre gjennomfører vi en sensitivitetsanalyse basert på en alternativ datakilde med informasjon fra skattemeldingen til og med 2018 i avsnitt 3.3.

Datasettet er supplert med demografiske opplysninger fra registeret. Hovedutvalget består av individer i aldersgruppen 30-54 år per 1.1.2014 som er bosatt i Norge i hele analyseperioden (2006-2019). Vi utelater yngre og eldre personer, da sysselsettingsutviklingen i disse gruppen er sterkt påvirket av utdanning og pensjonering. Vi utelater også personer som flytter inn/ut av landet da vi mangler informasjon om deres sysselsetting

5. Vi presenterer også resultater for alternative definisjoner av sysselsetting

6. Vi klassifiserer en person som selvstendig næringsdrivende i et gitt år dersom enten (i) netto næringsinntekt < 0 og lønnsinntekt $< 2G$ eller (ii) netto næringsinntekt > 0 og utgjør minst 50 prosent av yrkesinntekt (netto næringsinntekt+lønnsinntekt). Deretter kaster vi ut personer som er definert som selvstendig næringsdrivende i mer enn 20 prosent av årene.

utenfor Norge. Etter at vi også dropper personer som er definert som selvstendig næringsdrivende ender vi opp med et utvalg bestående av 1,37 millioner individer, hvorav 83.2 prosent er definert som sysselsatt i 2013. Til sammenligning var det om lag 1,75 millioner personer i samme aldersgruppe i Norge i 2014, hvorav 84.2 prosent var sysselsatt i første kvartal 2014 ifølge arbeidskraftundersøkelsen.

3 Gruppesammenligning: eksponert og ikke-eksponert

I dette avsnittet sammenligner vi sysselsettingsutviklingen på tvers av to grupper av individer, referert til som henholdsvis *eksponert* og *ikke-eksponert*. Gruppeinndelingen er basert på hvor mye arbeidsledigheten økte i personens hjemkommune i etterkant av oljeprisfallet.

Den eksponerte gruppen består av individer som ved inngangen til 2014 var bosatt i kommuner med stor økning i arbeidsledighet fra januar 2014 til desember 2015. De utgjør 15 prosent av utvalget og ble i gjennomsnitt eksponert for en økning i arbeidsledigheten på mellom 0.6 og 11 prosentenheter. Tabell 1 viser hvordan noen nøkkelvriabler varierer på tvers av de to gruppene. Vi kontrollerer for alle disse dimensjonene i regresjonsanalysene nedenfor. Den største forskjellen finner vi i andelen som jobbet i petroleumsnæringen. I den eksponerte gruppen jobbet 8.3 prosent i denne næringen, mot 1.4 prosent i resten av landet. Den eksponerte gruppen hadde også noe lavere utdanningsnivå, høyere sysselsettingsandel før oljeprisfallet, og var bosatt i mindre kommuner. Alders- og kjønnsinndelingen er relativt lik.

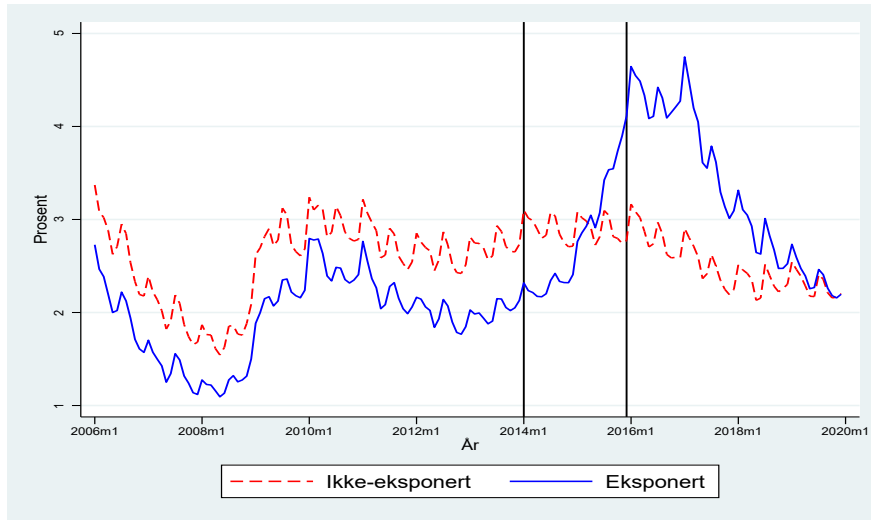
Tabell 1: Deskriptiv statistikk

| | Ekspontert | | Ikke-Ekspontert | |
|--------------------------|----------------|------------|-----------------|------------|
| | (Gjennomsnitt) | (std.avik) | (Gjennomsnitt) | (std.avik) |
| Alder | 43.8 | 7.3 | 43.9 | 7.3 |
| Høyere utd. (%) | 35.1 | 47.7 | 39.9 | 49.0 |
| Menn (%) | 50.9 | 50.0 | 52.0 | 50.0 |
| Lønnsinntekt | 476,244 | 378,612 | 424,850 | 343,015 |
| Sysselsettingsandel (%) | 85.6 | 35.1 | 82.8 | 37.7 |
| År sysselsatt 06'-13' | 6.8 | 2.3 | 6.6 | 2.5 |
| Arb.ledighetssjokk (pp.) | 1.8 | 0.9 | -0.3 | 0.5 |
| Arbeidsstyrke | 23,090 | 24,900 | 79,314 | 122,774 |
| Petroleumsnæring (%) | 8.3 | 27.5 | 1.4 | 11.6 |
| Antall personer | 203,112 | | 1,168,279 | |

Tabell 1 viser gjennomsnitt og standardavvik for utvalgte variabler innad i de eksponerte og ikke-eksponerte gruppene. *Alder*, *Høyere utd.*, og *Menn* er situasjonsopplysninger målt ved utgangen av 2013. *Lønnsinntekt* er årlig lønnsinntekt fra skattemeldingen i 2013, og *Sysselsettingsandel* er andelen med lønnsinntekt over 1 G i 2013. *År sysselsatt 06'-13'* er antall år som sysselsatt i perioden 2006-2013. *Arb.ledighetssjokk* er økningen i registrert arbeidsledighet i personens hjemkommune (per 1.1.2014) fra januar 2014 - desember 2015. *Arbeidsstyrke* er a størrelsen på arbeidsstyrken i personens hjemkommune i januar 2014. *Petroleumsnæring* er andelen som jobber i petroleumsnæringen ved utgangen av 2013.

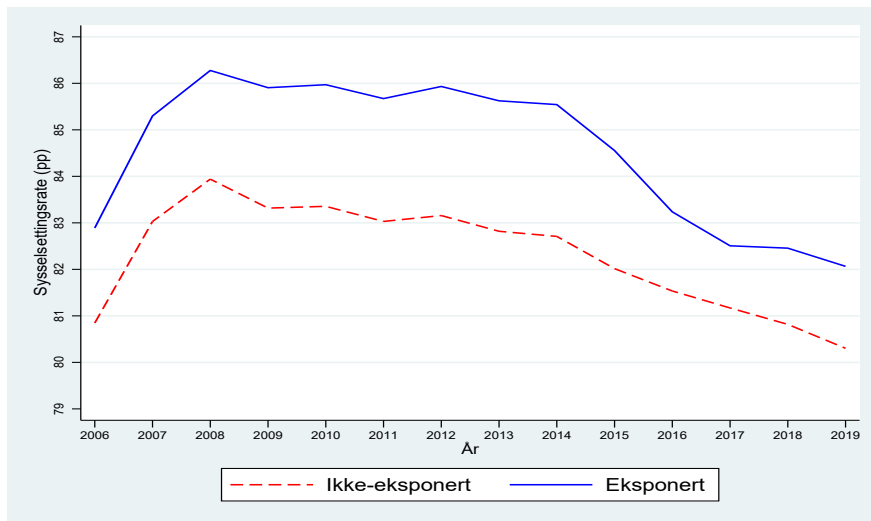
Den eksponerte gruppen var bosatt i områder med en gjennomsnittlig økning i arbeidsledighet på 1.8 prosentenheter. Totalt 14 fylker er representert i den eksponerte gruppen, hovedsakelig dominert av vestlandsfylkene med Rogaland (57%), Hordaland (19%), Møre og Romsdal (12%) og Vest-Agder (4%) som de største. Den ikke-eksponerte gruppen er representert i alle fylker og var bosatt i områder med gjennomsnittlig endring i arbeidsledigheten på -0.3 prosentenheter, med variasjon fra -6.8 til 0.5 prosentenheter. Figur 2 viser utviklingen i arbeidsledighetsraten i hjemkommunene til henholdsvis eksponerte og ikke-eksponerte personer over tid. Arbeidsledighetssjokket er målt ved utviklingen mellom de to vertikale linjene i figuren.

Figur 2: Utviklingen i arbeidsledighetsraten



Figur 2 viser utviklingen i arbeidsledighetsraten i hjemkommunene til henholdsvis eksponerte og ikke-eksponerte personer over tid, basert på registrerte ledige fra NAV. Data er månedlig på kommunenivå. For hver av de to populasjonsgruppene viser serien det vektete snittet av registrert ledighet på kommunenivå. Vektene tilsvare andelen av populasjonsutvalget som er bosatt i kommunen. Ledighetssjokket er beregnet på endringen fra januar 2014 til desember 2015, indikert ved de to vertikale linjene.

Figur 3: Utviklingen i sysselsetting



Figur 3 viser utviklingen i sysselsettingsandelen over tid i henholdsvis eksponert og ikke-eksponert gruppe.

Figur 3 viser hvordan sysselsettingsandelen i de to populasjonsgruppene har utviklet seg over tid. Den eksponerte gruppen hadde i utgangspunktet den høyeste syssel-

settingsandelen. Mellom 2008 og 2019 falt sysselsettingen i begge grupper.⁷ I den eksponerte gruppen er nedgangen spesielt markant i årene etter 2014, og fra 2014 til 2019 falt differansen mellom eksponert og ikke-eksponert gruppe fra om lag 2.5 prosentenheter til om lag 1.5 prosentenheter. Det kan altså se ut som at innbyggere i kommuner med stor økning i arbeidsledigheten etter oljeprisfallet har hatt en relativt svak utvikling i sysselsettingen i perioden 2015-2019. I det neste avsnittet analyserer vi dette i et mer formelt metodisk rammeverk. Der adresserer vi blant annet potensielle seleksjonsproblemer, som kan oppstå hvis gruppene ikke er tilstrekkelig sammenlignbare.

3.1 Empirisk spesifisering

For å undersøke om oljeprisfallet hadde langvarige konsekvenser for sysselsettingen estimerer vi følgende relasjon på individnivå i:

$$\Delta E_{i2019} = \alpha + \beta I_{k(i2013)} + \Theta_{g(i2013)} + \varepsilon_{i2019} \quad (1)$$

hvor sysselsettingsutviklingen fra før oljeprisfallet til 2019 (ΔE_{i2019}) forklares av et mål på eksponering for oljeprissjokket gitt ved $I_{k(i2013)}$, samt en rekke kontrollvariabler gitt ved $\Theta_{g(i2013)}$. Uobserverbare faktorer fanges opp av feilledet ε_{i2019} . Spesifikasjonen er inspirert av Yagan (2019) og formålet er å undersøke hvorvidt det er en statistisk signifikant årsakssammenheng mellom utviklingen i sysselsetting og det å være bosatt i det eksponerte området ved utgangen av 2013 (representert ved 0-1 indikatorvariabelen $I_{k(i2013)}$). En negativ verdi på β betyr at personer bosatt i det eksponerte området har hatt en relativt sett svak utvikling i sysselsettingen etter oljeprisfallet. I $\Theta_{g(i2013)}$ kontrollerer vi for en rekke faktorer som kan samvariere med både eksponering og sysselsettingsvekst. Før vi går nærmere inn på definisjoner av utfalls- og kontrollvariabler, diskuterer vi først noen metodiske aspekter.

Identifikasjon og tolkning av β

Vi tolker β som sysselsettingsfall utløst av oljeprisfallet. Koeffisienten estimeres ved å sammenligne sysselsettingsutviklingen i eksponert gruppe med utviklingen i ikke-eksponert gruppe. Enhver forskjell i sysselsettingsutvikling på tvers av de to gruppene tilskrives altså oljeprisfallet. Den ikke-eksponerte gruppen representerer i så måte det kontrafaktiske forløpet som tilskrives personer i det eksponerte området i fravær av oljeprisfallet. Un-

7. Da populasjonsutvalget blir eldre ettersom tiden går er det ikke overraskende at sysselsettingsandelen har en omvendt u-form som vist i figur 3.

der antakelsen at eksponering for sjokket er tilfeldig identifiserer dette β . Gitt den sterke geografiske dimensjonen i eksponering er det imidlertid lite trolig at antakelsen holder. Potensielle forskjeller mellom gruppene kan føre til at koeffisientestimatet $\hat{\beta}$ delvis reflekterer utvalgsseleksjon fremfor effekter av oljeprisfallet. Dette oppstår dersom det eksponerte området består av en selektert gruppe individer, som uavhengig av oljeprisfallet ville hatt en relativ svak sysselsettingsutvikling i etterkant av 2014. For å redusere muligheten for utvalgsseleksjon kontrollerer vi derfor for en rekke individkjennetegn (seleksjon på observerbare faktorer).

Det kan også være at sammenhengen fanger opp sysselsettingstrender som samvarierer med hvor oljekrisen rammet hardest. I så fall reflekterer $\hat{\beta}$ delvis ulike sysselsettingstrender som allerede eksisterer, fremfor effekter av oljeprisfallet. Vi studerer i hvilken grad dette er tilfellet ved å estimere relasjonen i (1) for hvert år i perioden 2006-2019.⁸

Utfallsvariabel

Utfallsvariablen er individuell sysselsetting i år t relativt til gjennomsnittlig sysselsetting i årene før oljeprisfallet:

$$\Delta E_{it} = E_{it} - (1/8) \sum_{j=2006}^{2013} E_{ij} \quad (2)$$

Person i er definert som sysselsatt i år t , $E_{it} = 1$, dersom årlig lønnsinntekt overstiger grunnbeløpet i folketrygden (99 858 kr i 2019). $E_{it} = 0$ om lønnsinntekten er lavere enn dette. I avsnitt 3.3 viser vi at resultatene våre holder seg ved alternative definisjoner for sysselsetting.

Kontrollvariabler

Vektoren $\Theta_{g(i2013)}$ representerer kontrollvariabler. Den består hovedsakelig av et sett med faste effekter på gruppenivå (g), definert på individuelle kjennetegn i 2013 ($i2013$). Vi følger Yagan (2019) og inkluderer en fast effekt bestående av interaksjon mellom individets alder, inntektsnivå og næringskode i 2013. I tillegg kontrollerer vi for kjønn, utdanningsnivå, yrkeskode og tilknytning til arbeidsmarkedet. I hovedspesifikasjonen kontrollerer vi også for størrelsen på bostedskommunen per 1.1.2014, da personer i den eksponerte gruppen var bosatt i relativt sett mindre kommuner (se tabell 1).

8. Vi estimerer med andre ord $\Delta E_{it} = \alpha + \beta I_{k(i2013)} + \Theta_{g(i2013)} + \varepsilon_{it}$ separat for årene $t = 2006 : 2019$, hvor de uavhengig variablene holdes uendret i alle regresjonene.

Divergerende sysselsettingsutvikling grunnet ulik alderssammensetning fanges opp av faste effekter på ett-årige aldersgrupper ved årsskifte 2013/14. Alderseffektene interageres med inntektsdesiler, samt den 4-sifrede næringskoden til arbeidsgiver. Inntektsgrupperingen baseres på total yrkesinntekt⁹ i 2013, mens næringsgruppene tilsvarende hovedarbeidsgivers (i desember 2013) næringskode. Personer som mangler næringsinformasjon blir plassert i egne grupper. Dette gjelder: (i) personer i registrert arbeidsforhold, men uten informasjon om næring, (ii) personer uten registrert arbeidsforhold, men med positiv lønnsinntekt i 2013, (iii) personer med hverken registrert arbeidsforhold eller lønnsinntekt, men med næringsinntekt i 2013 (primært selvstendig næringsdrivende),¹⁰ og (iv) resterende personer uten næringsinformasjon (primært de uten arbeid). Utdanningsgruppene reflekterer 1-sifret kode for høyeste fullførte utdanning per 1.1.2014, og personer uten informasjon om utdanning plasseres i en egen gruppe. Yrkesgrupperingen baseres på 4-sifret yrkeskode på tilsvarende måte som næringsgruppene. Vi konstruerer videre tre grupper for arbeidsmarkedstilknytning ut ifra personens inntektshistorikk i årene 2010-2013. De med yrkesinntekt under grunnbeløpet i hele denne perioden samles i første gruppe (lav arbeidsmarkedstilknytning), mens de med yrkesinntekt over grunnbeløpet i hele perioden samles i andre gruppe (høy arbeidsmarkedstilknytning). Resten utgjør den tredje gruppen (medium arbeidsmarkedstilknytning). Kommunestørrelse beregnes ut ifra størrelsen på arbeidsstyrken i januar 2014 fra NAVs månedlige statistikk for arbeidsledighet på kommunenivå.¹¹

Det er verdt å poengtere at å kontrollere for næringseffekter innebærer at resultatene våre ikke drives av arbeidere i petroleumsnæringen. Et mulig scenario er at oljeprisfallet først og fremst rammet oljearbeidere. Hvis eksponert populasjon består av en større andel oljearbeidere enn ikke-eksponert populasjon, og i fravær av næringskontroller, ville $\hat{\beta} < 0$ i et slikt scenario hovedsakelig reflektert svak sysselsettingsutvikling blant oljearbeidere.

3.2 Resultat

Figur 4 illustrerer den estimerte differansen i sysselsettingsvekst mellom de to gruppene. I figuren plottes vi det årlige punkttestimatet $\hat{\beta}$ fra ligning (1) for perioden 2006-2019. Koeffisienten tolkes som sammenhengen mellom sysselsettingsraten i år t (relativt til gjennomsnittlig sysselsettingsrate i perioden 2006-2013) og det å være bosatt i ekspo-

9. Yrkesinntekt er summen av lønnsinntekt og næringsinntekt i selvangivelsen.

10. Gruppe (iii) faller i all hovedsak ut i hovedutvalget vårt, hvor vi kaster ut selvstendig næringsdrivende i henhold til fotnote 6.

11. Alternativt kan vi bruke antall personer i aldersgruppen 20-64. Resultatene er uendret.

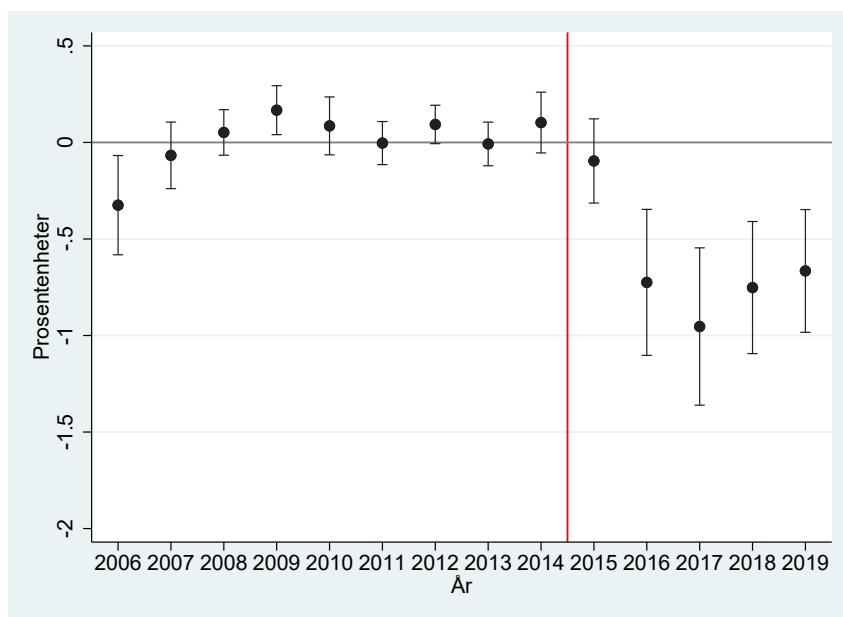
nert området da oljeprisen falt. Et negativt punkttestimat betyr at personer i eksponert område opplevde en svakere sysselsettingsvekst enn personer i ikke-eksponert område. Kontrollert for ulike trender finner vi altså at eksponering for oljeprisfallet er forbundet med fall i sysselsettingen fra perioden før 2014 til 2019 på om lag 0.66 prosentenheter. Dette tyder på at oljeprisfallet hadde langsiktige konsekvenser for sysselsettingen, selv etter at den økonomiske situasjonen i de hardt rammede områdene hadde normalisert seg.

Det eksponerte området var i gjennomsnitt utsatt for omtrent 2 prosentenheter større økning i arbeidsledigheten sammenlignet med det ikke-eksponert området. Det vil si at per prosentenheter økning i ledighet så falt sysselsettingen med om lag 0.33 prosentenheter. Dette er i størrelsesorden på linje med hva Yagan (2019) finner for USA i etterkant av finanskrisen.¹² I avsnittet 4 går vi nærmere inn på sammenhengen mellom ledighetsøkningen og sysselsettingsfallet.

Videre ser vi fra figuren at den relative sysselsetting ser ut til å være på sitt laveste nivå i 2017, om lag ett år etter at arbeidsledigheten nådde en topp i rundt årsskifte 2015/16. Deretter styrker sysselsetting seg gradvis, i takt med en normalisering av arbeidsledigheten. Forbedringen er imidlertid svak og ser ut til å avta fra 2018-2019. Til slutt er det ikke tegn til at sysselsettingsfallet startet før 2014. Det ser med andre ord ikke ut til at den eksponerte gruppen var på en nedadgående sysselsettingstrend allerede før oljeprisen falt i 2014.

12. Yagan (2019) studerer en 3 års lengre tidshorisont enn det vi gjør, fra finanskrisen i 2007-2009 til 2015. Resultatene fra USA viser imidlertid at den relative sysselsettingen var stabilt lav i hele perioden 2010-2015.

Figur 4: Sysselsettingseffekter av oljeprisfallet



Figur 4 viser effekten på sysselsetting av å være bosatt i eksponert område per 1.1.2014. Figuren plottet OLS punkttestimatet for β fra relasjonen i (1), for hvert år 2006-2019, og tolkes som prosentenheters endring i sysselsetting forbundet med å være bosatt i eksponert område. Hvert års utfall er endringen i sysselsetting fra år t til gjennomsnittet over perioden 2006-2013. Det er kun utfallsvariabelen som varierer med t . Personer er eksponert dersom de per 1.1.2014 er bosatt i en kommune som hadde en økning i arbeidsledigheten fra januar 2014 til desember 2015 på mer enn 0.6 prosentpoeng. Kommunestørrelse og individfaste karakteristika er definert før oljeprisfallet. 95-prosent konfidensintervall er plottet rundt punkttestimatet, og feilledet er gruppert på kommunenivå.

3.3 Robusthet

I dette avsnittet undersøker vi hvorvidt resultatene i avsnitt 3.2 står seg når vi endrer definisjonen av sysselsatt, benytter mer data eller andre datakilder, og når vi endrer settet av kontrollvariabler.

Vi definerer en person som sysselsatt dersom årlig lønnsinntekt overstiger grunnbeløpet i folketrygden. En alternativ og mildere variant er å definere personer som sysselsatt dersom årlig lønnsinntekt er positiv.¹³ Panel (a) i figur 5 viser at sysselsettingsforløpet forblir tilnærmet uendret ved å pålegge den alternative definisjonen.

Hovedanalysen begrenser utvalget til et balansert panel. I panel (b) inkluderes alle personer som enten har flyttet inn eller ut av landet eller ble registrert som død i perioden. Resultatene holder seg, hvilket indikerer at personer som flytter ut eller dør ikke har en særegen utvikling i perioden før det forsvinner fra registeret. Panel (b) viser imidlertid at den relative sysselsettingen er noe lavere i 2017 sammenlignet med hovedana-

13. Positiv årsinntekt er for øvrig samme definisjon som i Yagan (2019).

lysen. En forklaring kan være at personer i det eksponerte området i større grad flytter ut av landet, på grunn av dårlige jobbutsikter i et svakt arbeidsmarked.

Panel (c) og (d) viser resultatene der utfallsvariabelen er definert ut ifra inntektsopplysninger fra skattemeldingen for årene 2015-2018. I hovedspesifikasjonen henter vi opplysninger om lønnsinntekt fra skattemeldingen i årene før 2015 og a-ordningen i årene etter. At funnene holder seg i panel (c) betyr at hovedresultatet ikke drives av at vi endrer datakilden for arbeidsinntekt fra og med 2015. Skattemeldingen inneholder informasjon om næringsinntekt, hvilket betyr at vi kan ta med selvstendig næringsdrivende i populasjonsutvalget og inkluderer deres næringsinntekt i definisjonen av arbeidsinntekt. I tillegg kan vi også definere syke- og foreldrepenger som arbeidsinntekt. Da skattemeldingen kun gir oss data til og med 2018, kan vi ikke direkte teste sensitiviteten til 2019 estimatet. Det tilnærmet identiske forløpet forut for 2019 i panel (d) er imidlertid en sterk indikasjon på at funnene i figur 4 står seg.¹⁴ Det betyr for det første at overganger mellom lønnsarbeid og selvstendig arbeid ikke har stor påvirkning på hovedresultatet. Det viser også at funnene våre ikke er avgrenset til kun lønnstakere.

I panel (e) kontrolleres det for endring i kommunal arbeidsledighet fra 2014 til 2019. Dette er for å påse at fallet i sysselsettingen ikke er drevet av enkelte kommuner med sterk økning i arbeidsledigheten i perioden 2014-2015, som fremdeles har relativt høy ledighet i 2019. En slik vedvarende høy ledighet kan i seg selv være en konsekvens av hystereseeffekter i arbeidsmarkedet, og dermed ikke være noe vi ønsker å kontrollere for i hovedspesifikasjonen. Vedvarende høy arbeidsledighet kan imidlertid også indikere at oljeprissjokket ikke er fullt ut reversert, selv i 2019. Resultatet står seg like fullt og er om noe litt sterkere enn uten denne kontrollen.

Panel (f) viser en rå sammenligning mellom personer i eksponerte og ikke-eksponerte grupper uten noen kontrollvariabler. Her er resultatene for 2015-2019 om lag det samme som i hovedspesifikasjonen. Figuren viser imidlertid tegn til ulike pre-trender i de to gruppene, men forskjellen forsvinner som vi har sett når vi inkluderer kontrollvariabler.

Videre finner vi ingen sammenheng mellom eksponering og sysselsetting blant personer som før oljeprisfallet jobbet i næringer dominert av offentlig sektor. Når vi estimerer sammenhengen i ligning (1) på personer som i desember 2014 jobbet virksomheter med næringskode 84-88,¹⁵ får vi et ikke-signifikant 2019-punkttestimat på 0.162 (standardfeil 0.187). Personer som jobber i offentlig sektor har typisk mindre konjunkturavhengig arbeid, og vi forventer derfor heller ikke å finne en signifikant sammenheng

14. Om noe ser sysselsettingsfallet ut til å være mer persistent i panel (d) sammenlignet med figur 4.

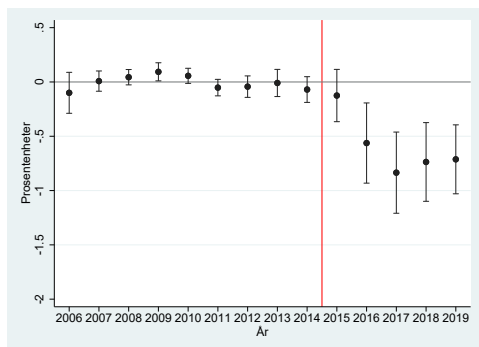
15. Næringskode 84-88 består av henholdsvis: "Offentlig administrasjon og forsvar, og trykdeordninger underlagt offentlig forvaltning", "Undervisning", "Helsetjenester", "Pleie- og omsorgstjenester i institusjon", og "Sosial omsorgstjenester uten botilbud".

i denne populasjonen.

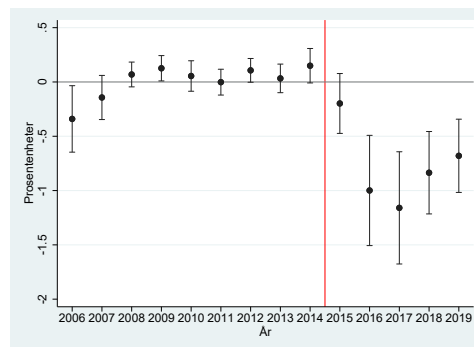
Funnene våre er også robust for enda en definisjon på sysselsatt (inntekt > 0.1 G) og dersom vi grupperer feilleddene på fylkes- eller arbeidsregionsnivå heller enn på kommunenivå.

Figur 5: Alternative regresjoner

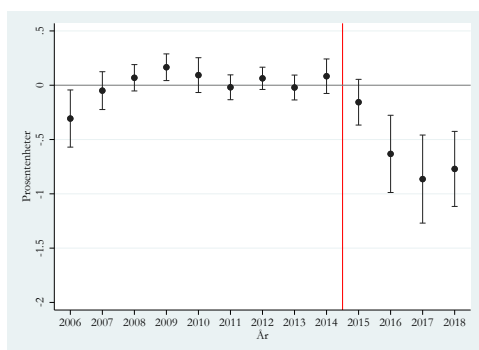
(a) Alternativ definisjon av sysselsatt



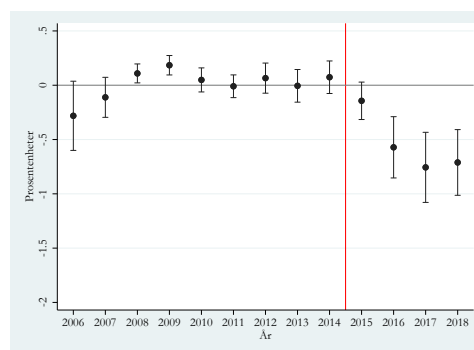
(b) Ubalansert panel



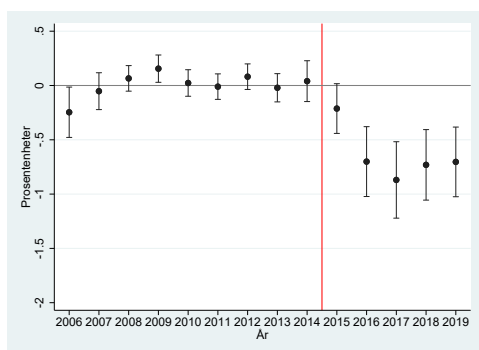
(c) Skattedata



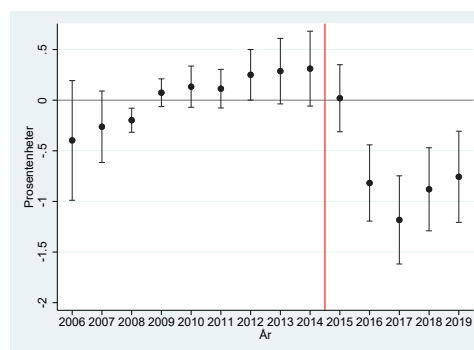
(d) Skattedata med næringsinntekt



(e) Persistens i ledighet



(f) Ingen kontroller



Figur 5 viser alternative estimeringer av relasjonen i likning 1. *Panel (a)*: Sysselsetting definert som positiv lønnsinntekt. *Panel (b)*: Utvalg hvor med personer som er registrert bosatt per 1.1 i minst to år i perioden 2006-2019. *Panel (c)*: Måler sysselsetting fra lønnsinntekt i skattedata i hele perioden 2006-2018. *Panel (d)*: Måler sysselsetting fra yrkesinntekt (summen av lønns- og næringsinntekt) i skattedata i hele perioden 2006-2018 hvor vi også inkludere foreldrepenger og sykepenge i målet på yrkesinntekt. Fordi vi observerer næringsinntekt i hele analyseperioden beholder vi selvstendig næringsdrivende i utvalget. *Panel (e)*: Kontrollerer for endringen i registrert arbeidsledighet fra 2014 til 2019 i personens hjemkommune per 1.1.2014. *Panel (f)*: Ingen kontrollvariabler.

4 Arbeidsledighet og sysselsetting

Gruppesammenligning i avsnitt 3 dokumenter en sterk negativ sammenheng mellom å være bosatt i eksponert området og fremtidig utvikling i sysselsettingen. Analysen sier imidlertid lite om hvorvidt sysselsettingsfallet er forbundet med størrelsen på den lokale ledighetsøkningen. I dette avsnittet undersøker vi derfor om sterkere økning i arbeidsledigheten innebærer større fall i sysselsettingen, ved å estimere sammenheng mellom *hvor mye* ledigheten endret seg etter oljeprisfallet og sysselsettingen i 2019.

Vi starter i avsnitt 4.1 med å studere denne sammenhengen innad i populasjonen som bodde i kommuner hvor arbeidsledighet økte fra 2014-2015. Vi pålegger denne restriksjonen da vi forventer at hystereseeffekter først og fremst spiller en rolle i nedgangstider når ledigheten øker. En slik asymmetrisk sammenheng er blant annet poengtert i Blanchard (2018). I avsnitt 4.2 går vi nærmere inn på dette og dokumenterer asymmetri i våre data. I avsnitt 4.3 studerer om sammenhengen varierer tvers av ulike populasjonsgrupper, og i avsnitt 4.4 analyserer vi ulike kanaler som kan forklare relasjonen.

4.1 Ledighetsøkning og sysselsettingsfall

Er det en sammenheng mellom hvor mye den lokale ledigheten økte og fremtidig sysselsetting? Vi undersøker dette ved å estimere følgende relasjon, for alle personer bosatt i kommuner med $s_{k(i2013)} > 0$:

$$\Delta E_{i2019} = \alpha + \beta s_{k(i2013)} + \Theta_{g(i2013)} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Til forskjell fra i avsnitt 3 måler vi nå eksponering for oljeprissjokket ($s_{k(i2013)}$) ut ifra hvor mye arbeidsledighet økte fra januar 2014 og desember 2015 i personens hjemkommune ved årsskifte 2013/14. Utfall og kontrollvariabler er fremdeles definert som i avsnitt 3.

Resultatene er rapportert i tabell 2. Kolonne (3) representerer hovedspesifikasjonen, hvor punkttestimatet $\hat{\beta} = -0.429$ tolkes som følger: 1 prosentpoeng høyere ledighetsøkning mellom 2014 og 2015 er forbundet med et fall i 2019-sysselsetting på 0.429 prosentpoeng. Dette punkttestimatet er signifikant og i størrelsesorden på linje med den impliserte sammenhengen vi fant i avsnitt 3.2. Videre viser figur 7 få tegn til at det relative fallet i sysselsetting startet før 2014.

Punkttestimatet holder seg relativt stabilt på tvers av flere alternative spesifikasjoner. I kolonne (1)-(2) estimerer vi ligning (3) uten kontrollvariabler. I (4) ser vi at sammenhengen ikke ser ut til å drives av personer bosatt i kommuner med vedvarende høy ar-

beidsløshet. Faktisk forsterkes sammenhengen noe når vi kontrollerer for persistensen i arbeidsløshet på personens hjemkommunenivå. Punkttestimatet er fremdeles signifikant når vi i (5) grupperer feilledet på fylkesnivå fremfor kommunenivå. Hovedspesifikasjonen estimeres på et utvalg hvor vi ekskluderer selvstendig næringsdrivende. I (6) pålegger vi en mildere definisjon av selvstendig næringsdrivende, slik at flere personer ekskluderes. Til sist i (7) endrer vi definisjonen av sysselsatt til lønnsinntekt > 0.

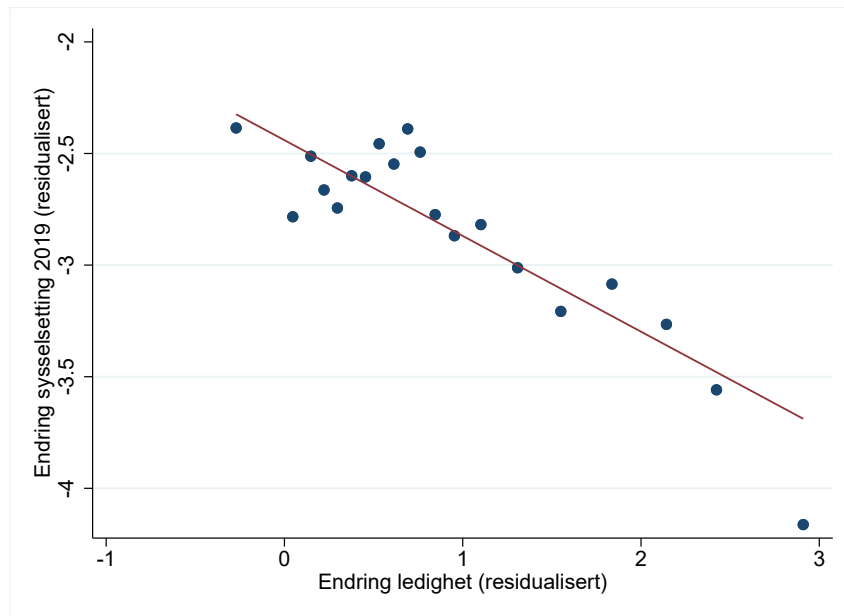
Tabell 2: **Sysselsettingsendring ΔE_{i2019} (pp) og ledighetssjokk**

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $s_{k(i2013)}$ | -0.346 (0.106) | -0.374 (0.103) | -0.429 (0.078) | -0.476 (0.083) | -0.429 (0.102) | -0.413 (0.073) | -0.482 (0.079) |
| Hovedkontroller | | | X | X | X | X | X |
| Δ Ledighet 2014-19 | | | | X | | | |
| Fylkecluster | | | | | X | | |
| Alt. næringsdrivende | | | | | | X | |
| Alt. sysselsatt | | | | | | | X |
| $E(\Delta E_{i2019})$ | -2.8 | -2.7 | -2.7 | -2.7 | -2.7 | -2.6 | -6.1 |
| N | 475300 | 455071 | 455071 | 455071 | 455071 | 410358 | 455071 |

Tabell 2 viser sammenhengen mellom ledighetssjokket og sysselsetting i 2019 i populasjonen bosatt i kommuner med økning i ledigheten fra januar 2014 til desember 2015. Standardfeil i parentes. Gjennomsnittet av utfallsvariabelen og antall observasjoner er rapportert i de to siste radene. Kolonne (1): Ingen kontrollvariabler. (2): Ingen kontrollvariabler, men dropper personer vi mister når vi inkluderer kontrollvariabler. (3): Hovedspesifikasjonen: Faste effekter for $\text{alder} \times \text{næring} \times \text{inntekt}$, kjønn, arbeidsmarkedstilknytning, yrke og utdanningsnivå, samt kommunestørrelse (antall personer i arbeidsstyrken i kommunen) i januar 2014. (4): Kontrollerer for endring i årlig ledighet fra 2014 til 2019 i personens hjemkommune per 1.1.2014. Årlig ledighet er beregnet som uvektet snitt av månedlig ledighet. (5): Gruppering av standardfeil på fylkesnivå. (6): Alternativ definisjon av selvstendig næringsdrivende. (7): Alternativ definisjon av sysselsatt (lønnsinntekt > 0).

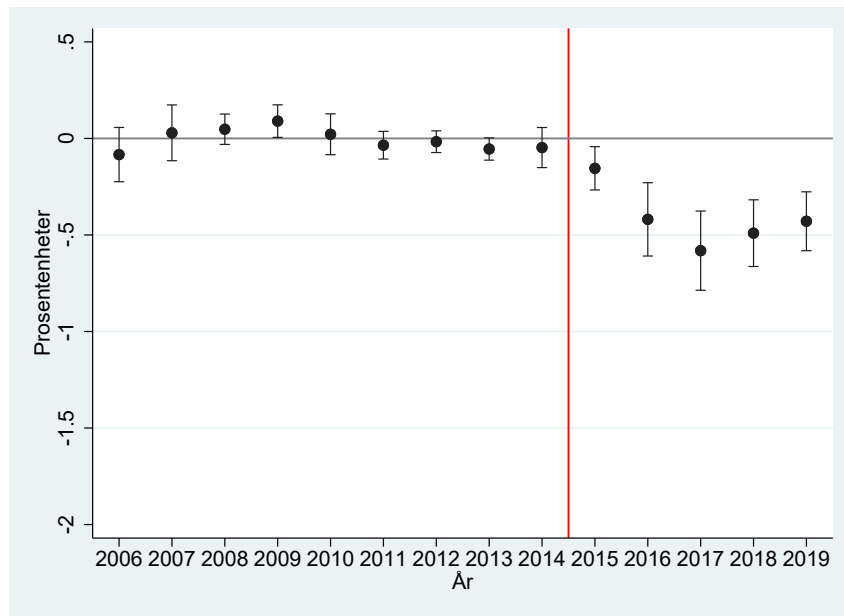
Relasjon (3) pålegger en lineær sammenheng mellom sysselsetting og sjokket. Figur 6 bekrefter at sysselsettingsfallet ser ut til å øke lineært i ledighetssjokket. Figuren er konstruert ved først å beholde residualet vi får fra å estimere både utfallet ΔE_{i2019} og sjokket $s_{k(i2013)}$ på $\Theta_{g(i2013)}$. Deretter grupperer vi det residualiserte sjokket i 20 like store grupper, etter størrelsen på sjokket. Sirkene representerer gjennomsnittlig residualisert utfall i hver av gruppene, mens linjen representerer best lineære føyning til de underliggende residualiserte datapunktene. Helningen tilsvarer punkttestimatet i tabell (2) kolonne (3). Figuren illustrerer en sterk lineær relasjon mellom variablene.

Figur 6: **Sammenheng mellom 2019 sysselsetting og ledighetsøkning 2014-2015**



Figur 6 visualiserer sammenhengen mellom ledighetssjokket og sysselsetting I 2019 blant personer bosatt i kommuner med økning i arbeidsledighet fra januar 2014 til desember 2015. Først foretas en regresjon av henholdsvis sjokket og sysselsettingsutfallet på resterende kontrollvariabler, og residualene beholdes. Deretter deles personer inn i 20 like store grupper basert på det residualiserte sjokket. Sirklene viser snittet av residualiserte sjokk mot residualisert sysselsetting i hver gruppe. Linjen representerer beste lineære føyning til underliggende data, med en helning på -0.429 (tilsvarende kolonne 3 i tabell 2).

Figur 7: Sysselsettingseffekter av ledighetsøkning

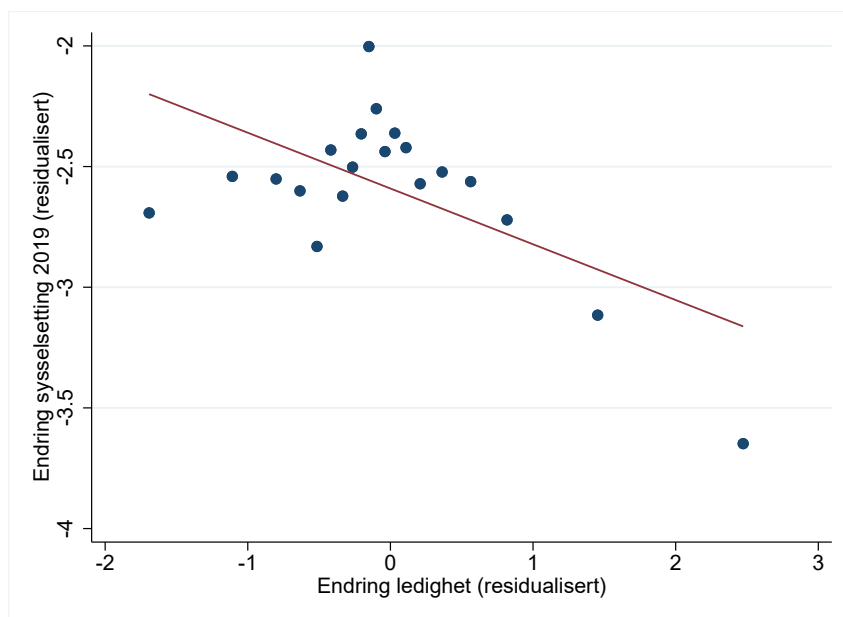


Figur 7 viser sammenhengen mellom ledighetssjokket og sysselsetting i populasjonen bosatt i kommuner med økning i ledigheten fra januar 2014 til desember 2015. Figuren viser OLS punkttestimatet for β fra ligning (3), for hver år 2006-2019, og tolkes som prosentenheters endring i sysselsetting forbundet med å være bosatt i et område med 1 prosentpoeng høyere ledighetssjokk. Hvert års utfall er endringen i sysselsetting fra år t til gjennomsnittet over perioden 2006-2013. Det er kun utfallsvariabelen som varierer med t . Kommunestørrelse og individfaste karakteristika er definert før oljeprisfallet. 95-prosent konfidensintervall er plottet rundt punkttestimatet, og standardfeil er gruppert på kommunenivå.

4.2 Asymmetrisk sammenheng

Punkttestimatet reduseres til $\hat{\beta} = -0.23$ når vi estimerer ligning (3) på hele populasjonen. Figur 8 indikerer at dette primært skyldes at vi forsøker å føye en rett linje til en presumptivt ikke-lineær sammenheng. Derimot, hvis vi interagerer sjokket med en indikator for hvorvidt man er bosatt i eksponert område, finner vi igjen tilsvarende sammenheng som i tabell 2, med $\hat{\beta} = -0.39$ (standardfeil 0.06) i den eksponerte populasjonen. Resultatene er rapportert i tabell 3. Tilsvarende finner vi ingen sammenheng i resten av populasjonen $\hat{\beta} = 0.049$ (standardfeil 0.145), hvilket indikerer asymmetriske effekter. Dette viser altså at den negative sammenheng er drevet av personer bosatt i kommuner som er relativt kraftig påvirket av oljeprisfallet.

Figur 8: **Sammenheng mellom 2019 sysselsetting og ledighetsøkning 2014-2015**



Figur 8 visualiserer sammenhengen mellom ledighetssjokket og sysselsetting i 2019 blant alle personer uavhengig av størrelsen på ledighetssjokket. Figuren er konstruert på samme måte som figur 6. Linjen representerer beste lineære føying til underliggende data, med en helning på -0.231 (tilsvarende kolonne 2 i tabell 3).

Tabell 3: **Sysselsettingsendring ΔE_{i2019} (pp) og ledighetssjokk**

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $s_{k(i2013)}$ | -0.429 (0.078) | -0.231 (0.074) | |
| $s_{k(i2013)} _{I_{k(i2013)}=1}$ | | | -0.391 (0.060) |
| $s_{k(i2013)} _{I_{k(i2013)}=0}$ | | | 0.049 (0.145) |
| Hovedkontroller | X | X | X |
| Personer m/ $s_{k(i2013)} > 0$ | X | | |
| All personer | | X | X |
| $E(\Delta E_{i2019})$ | -2.7 | -2.5 | -2.5 |
| N | 455071 | 1350953 | 1350953 |

Tabell 3 viser sammenhengen mellom ledighetssjokket og sysselsetting i 2019 i hele populasjonen. Kolonne (1) gjentar resultatet fra kolonne (3) i tabell 2. I kolonne (2) estimeres sammenhengen på alle individer i utvalget. I kolonne (3) inkluderer vi en interaksjon mellom sjokket og en indikatorvariabel for om personen er bosatt i eksponert området som definert i avsnitt 3.

4.3 Heterogenitet

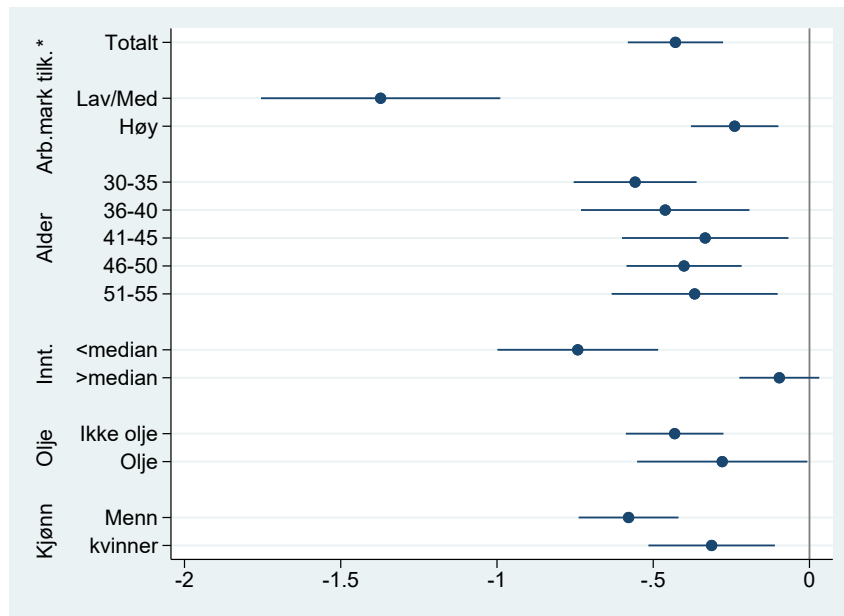
I dette avsnittet undersøker vi hvorvidt sammenhengen beskrevet i ligning (3) varierer på tvers av ulike grupper av personer. Vi studerer heterogenitet langs fem dimensjoner. For hver dimensjon deler vi populasjonen inn i undergrupper og estimerer β fra ligning (3) separat for hver undergruppe.

Resultatene, rapportert i figur 9, avdekker betydelig grad av heterogenitet, primært langs dimensjonene inntekt og arbeidsmarkedstilknytning. Personer med lav inntekt og lav tilknytning til arbeidsmarkedet er langt sterkere påvirket enn gjennomsnittspersonen. Dette føyer seg inn rekken av studier som dokumenterer at lavinntektsgrupper er særlig utsatt for lokale arbeidsmarkedssjokk (Yagan, 2019; Autor et al., 2013; Hakobyan og McLaren, 2016). Gjennomsnittseffekten er i all hovedsak drevet av personer med inntekt under medianen i 2013. For denne lavinntektsgruppen er en sterk og signifikant sammenheng, mens for personer med inntekt over medianen er sammenhengen derimot lav og ikke-signifikant. Det kan tyde på at de med godt betalte jobber i større grad var skjermet fra langsiktige konsekvenser av oljeprisfallet enn resten. I tråd med dette finner vi også at personer med svak tilknytning til arbeidsmarkedet i årene før 2014 er langt mer påvirket enn de med sterk arbeidsmarkedstilknytning, selv om også den siste gruppen er betydelig negativt påvirket.

Videre undersøker vi også om det er en forskjell mellom arbeidere i og utenfor oljenæringen. Når vi ekskluderer oljearbeidere fra utvalget, er punkttestimat tilnærmet likt som i hovedspesifikasjonen. Dette forsterker påstanden at sammenheng ikke ser ut til å være drevet av oljearbeidere. Det er dog ikke overraskende, i og med at vi kontrollerer for næring i hovedspesifikasjonen. Mer interessant er det at vi faktisk finner en betydelig og signifikant effekt blant oljearbeidere. Dette betyr at den negative konsekvensen av oljeprissjokket for en arbeider i oljenæringen var større hvis man var bosatt i områder med sterkere økning i ledigheten.

Til slutt i figur 9 studerer vi heterogenitet langs alder og kjønn. Det utpeker seg en liten tendens til at yngre aldersgrupper og menn er mer utsatt, men disse forskjellene er ikke statistisk signifikante.

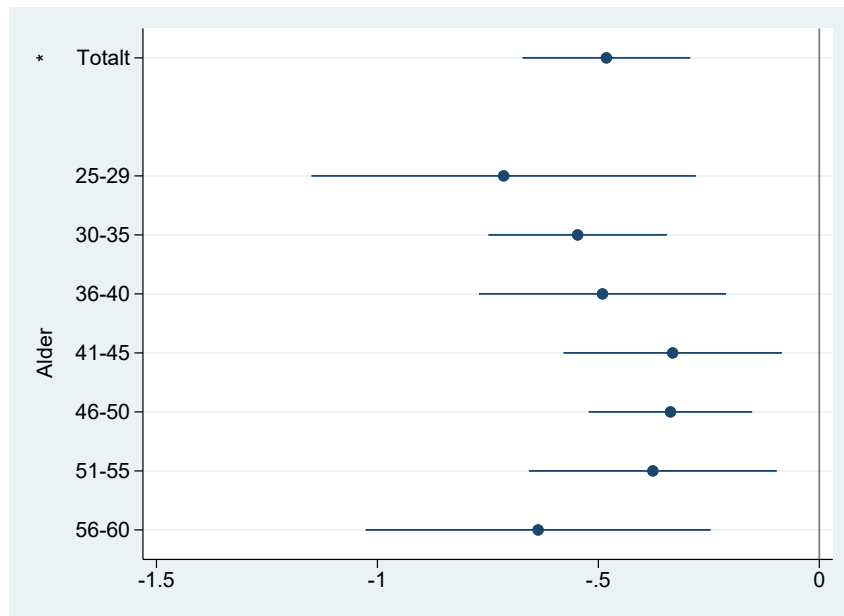
Figur 9: Effekter på sub-grupper



Figur 9 viser punktestimert og 95 prosent konfidensintervall fra estimering av relasjon (3) på ulike undergrupper av populasjonsutvalget brukt i tabell (2) kolonne (3). * refererer til hovedspesifikasjonen i tabell (2) kolonne (3). I *Arb.mark.tilk.* deler vi populasjonen inn i to grupper etter arbeidsmarkedstilknytning (lav/medium og høy). I *Alder* deler vi populasjonen inn i 5 aldersgrupper. I *Innt.* deler vi populasjonen i to (over og under populasjonens medianinntekt). I *Olje* er populasjonen delt i to etter hvorvidt de jobber i oljenæringer eller ikke. Oljenæringer er definert som følgende næringskoder (SN2007): 06100, 06200, 09101, 30113, 30116, 52223.

I figur 10 utvider vi populasjonsutvalget med aldersgruppene 25-29 og 56-60. Tendensen blant de yngste forsterkes og vi finner tilsvarende sterke effekter i den eldste gruppen. Da det antagelig er større grad av seleksjonsproblematikk blant disse aldersgruppene, og forskjellene fremdeles ikke er signifikante, bør resultatene tolkes med forsiktighet. Likevel, analysen viser en tendens til at personer i starten eller i slutten av arbeidskarrieren er spesielt utsatte for negative arbeidsmarkedssjokk, i tråd med Raaum og Røed (2006), Liu et al. (2016) og Huttunen et al. (2011).

Figur 10: Utvidet aldersanalyse



Figur 10 viser punktestimatet og 95 prosentens konfidensintervall fra estimering av relasjon (3) på ulike undergrupper av populasjonsutvalget brukt i tabell (2) kolonne (3) utvidet til å inkludere aldersgruppene 25-29 og 56-60. * refererer til gjennomsnittseffekten over alle aldersgrupper.

4.4 Forløp

Vi vil nå undersøke nærmere hvilke type forløp som ligger bak den lave sysselsettingsandelen i 2019. Dette vil kunne belyse de bakenforliggende årsakene til den observerte sammenhengen mellom det lokale ledighetsjokket og sysselsettingen i 2019. Resultatene i dette avsnittet dokumenterer en signifikant og sterk sammenhengen når vi begrenser utvalget til personer som var sysselsatt da oljeprisen falt. Et typisk forløp for disse personene var å miste jobben for deretter å være uten arbeid helt frem til 2019. Resultatene er i tråd med funnene i Yagan (2019). I tillegg finner vi at deler av sammenhengen drives av personer som var uten jobb da sjokket inntraff i 2014.

Vi starter med å estimerer sammenhengen i ligning (3) separat for personer definert som henholdsvis ikke-sysselsatt og sysselsatt i 2014. Resultatene rapportert i tabell 4, kolonne (1) og (2), viser en sterk og signifikant sammenheng blant de sysselsatte. Relasjonen er imidlertid betydelig sterkere blant personer i den ikke-sysselsatte gruppen. I kolonne (9) ser vi nærmere på den ikke-sysselsatte gruppen og undersøker om den reduserte sysselsettingen som følge av oljeprisfallet skyldes et vedvarende forløp uten arbeid forut for 2019. I regresjonen erstattes derfor utfallsvariabelen med en indikator for om

man er sysselsatt minst ett av årene 2015-2019, fratrukket gjennomsnittlig sysselsetting i perioden 2006-2013. Punkttestimatet er om lag på samme nivå som i kolonne (2), hvilket indikerer at den relativt lave sysselsettingen i 2019 drives av personer som i liten grad var i arbeid i perioden 2015-2018.¹⁶ Personer utenfor arbeidsstyrken som var bosatt i områder med sterk økning i arbeidsledigheten opplevde altså en betraktelig redusert sannsynlighet for å komme tilbake i jobb. Den ikke-sysselsatte gruppen utgjør dog en liten andel av det totale populasjonsutvalget, og er derfor ikke hoveddriveren for totaleffekten.

Majoriteten av populasjonsutvalget tilhører gruppen som var sysselsatt i 2014, og punkttestimatet i kolonne (1) viser at det også i denne gruppen er en sterk og signifikant negativ sammenheng mellom lokal ledighetsøkning og sysselsetting i 2019. I kolonne (3) og (4) ser vi nærmere på denne gruppen og undersøker om den reduserte sysselsettingen drives av personer som var på dagpenger forut for 2019. Først, i kolonne (3) finner vi, ikke overraskende, en sterk positiv sammenheng mellom dagpengemottak i perioden 2014-2017 og ledighetssjokket. Her erstatter vi utfallsvariabelen med en indikator for om man har mottatt dagpenger i løpet av perioden 2014-2017. Punkttestimatet viser at 1 prosentpoeng større lokalt ledighetssjokk er forbundet med en økning i andelen dagpengemottakere fra 2014-2017 på 0.7 prosentpoeng. I kolonne (4) erstatter vi utfallsvariabelen med en indikator for om personen er dagpengemottaker i løpet av 2014-2017 *eller* er sysselsatt i 2019. Om alle som ikke er sysselsatt i 2019 også var på dagpenger i perioden 2014-2017 vil utfallsvariablene til alle individer ta verdien 1 og koeffisienten gå mot 0. Er det derimot ingen sammenheng mellom dagpengemottak og sysselsetting i 2019 vil vi få samme punkttestimat som i kolonne (1). Vi ser at sammenhengen dempes kraftig, punkttestimatet på -0.302 i kolonne (1) forklares dermed i stor grad av dagpengemottakere. I den grad mottak av dagpenger reflekterer jobbtap indikerer disse resultatene at den relative lave 2019 sysselsettingen skyldes personer som mistet jobben i perioden 2014-2017. At jobbtap er en sentral mekanisme styrkes av at punkttestimatet i tabell 4 kolonne (1) reduseres til -0.144 (standardfeil 0.089) når vi betinger på at personen også jobbet i næringer dominert av offentlig sektor, hvor risikoen for å miste jobben er langt lavere sammenlignet med privat sektor.¹⁷

16. Vi finner heller ingen støtte for at personer i den ikke-sysselsatt gruppen som bodde i mer eksponerte områder i større grad ender opp som dagpengemottakere i perioden 2014-2017, i kolonne (8).

17. Dersom vi ekskluderer næringskode 88 i definisjonen av offentlig sektor-dominerte næringer faller punkttestimatet videre til 0.024. Personers næring er klassifisert som offentlig sektor-dominert dersom virksomheten personen jobbet i per desember 2014 hadde næringskode 84-88 (beskrevet i fotnote 15). Disse næringskodene varierer imidlertid betraktelig med hensyn til innslag av private virksomheter. Vi observerer ikke direkte i våre data om en person er sysselsatt i offentlig sektor i 2014, men fra a-ordningsdata (2015) observerer vi om personens virksomhet er en del av offentlig forvaltning. Andelen virksomheter med næringskode 84-88 som også er en del av offentlig sektor varierer fra 99.9 prosent (kode 84) til 70 prosent (kode 88).

Vi har så langt etablert at et typisk bakenforliggende forløp består av å miste jobben etter oljeprisfallet. En rekke empiriske studier finner nettopp at jobbtap fører til langsiktige negative konsekvenser på individnivå (Davis og Von Wachter, 2011; Huttunen et al., 2011). En grunn til at personer utsatt for et sterkt lokalt oljeprissjokk har lavere sysselsetting i 2019 kan dermed simpelthen skyldes hyppigere forekomst av jobbtap, med påfølgende langvarige konsekvenser. Men som i Yagan (2019) finner heller ikke vi støtte for denne hypotesen i våre data. Resultatet i kolonne (5) viser nemlig at sysselsettingseffekten av oljeprissjokket reduseres med kun 0.04 prosentpoeng når vi kontrollerer for en indikator for dagpengemottak i perioden 2014-2017. Det stabile punkttestimatet kan tolkes som at effekten av oljeprissjokket i liten grad skyldes at jobbtap er mer utbredt blant personer bosatt i områder med sterk økning i arbeidsledigheten. Det indikerer derimot at å miste jobben i et relativt svakt lokalt arbeidsmarked har større negative konsekvenser sammenlignet med å miste jobben i et solid arbeidsmarked. Hadde effekten utelukkende vært drevet av at flere enn normalt mistet jobben, burde ikke oljeprissjokket hatt separat forklaringskraft når vi kontrollerer for jobbtap. Dette er i tråd med hva Yagan (2019) finner for USA, og konsistent med inntektseffekter av å miste jobben i svake arbeidsmarkeder (Jacobson et al., 1993; Davis og Von Wachter, 2011) og inntekts- og sysselsettingseffekter av å uteksamineres i dårlige økonomiske tider (Raaum og Røed, 2006; Liu et al., 2016). En svakhet med denne tolkningen er imidlertid at vi i kolonne (5) antar at den isolerte effekten av å miste jobben er den samme for alle personer. I realiteten vil noen være mindre berørt av jobbtap, mens andre igjen vil oppleve langvarig negative konsekvenser. En slik heterogenitet kan være systematisk på en måte som samvarierer med sjokket. Hvis korrelasjonen er positiv kan det fremstå som at oljeprissjokket har separat forklaringskraft når det i realiteten kun samvarierer med heterogene effekter av jobbtap.¹⁸

Personer som mistet jobben etter oljeprisfallet kan ha hatt flere ulike forløp frem mot 2019. De kan ha beveget seg inn og ut av arbeid eller forblitt utenfor hele perioden. Avslutningsvis, i kolonne (6)-(7) undersøker vi nærmere i hvilken grad effekten skyldes at personer forblir utenfor arbeidsmarkedet. I (6) ser vi at punkttestimatet er tilnærmet null, når vi kontrollerer separat for sysselsettingsindikatorer i årene 2015-2017. Det betyr at den relativt lave sysselsettingen i 2019 blant personer eksponert for større sjokk, i stor grad forklares av relativt lav sysselsetting også i forutgående år. Dette bekreftes når vi i

18. Normalt vil en imidlertid tenke seg at korrelasjonen er negativ. Dette er tilfellet dersom personer som mister jobben i perioder hvor ledigheten øker kraftig, sammenlignet med de som mister jobben i normale tider, i snitt er mer produktive arbeidere som isolert sett klarer seg bedre etter jobbtap. Men en positiv samvariasjon kan for eksempel oppstå om personer som mistet jobben i hardt rammede områder var marginale, mindre produktive arbeidere som var sysselsatt før oljeprisfallet primært på grunn av den lokale oppgangstiden.

(7) erstatter utfallsvariabelen med en indikator for om man har vært sysselsatt minst ett av årene 2017-2019. Den estimerte sammenheng er tilnærmet identisk med hovedspesifikasjonen i kolonne (1).

Resultatene i tabell 4 indikerer altså at en potensiell kanal bak effekten er jobbtap som i det lengre løp leder til at personer forlater arbeidsmarkedet. Dette er i tråd med norske funn i blant annet Rege et al. (2009) og Bratsberg et al. (2013) som dokumenterer en sammenheng mellom jobbtap og senere uføretrygd, samt Huttunen et al. (2011) som finner økt sannsynligheten for frafall fra arbeidsmarkedet etter jobbtap.

Tabell 4: **Veien til sysselsettingsfall**

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|---------------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| | ΔE_{i19} | ΔE_{i19} | DP_{14-17} | $\Delta E \& DP_{i19}$ | ΔE_{i19} | ΔE_{i19} | ΔE_{i17-19} | DP_{14-17} | ΔE_{i15-19} |
| S_{k2013} | -0.303 (0.086) | -1.053 (0.163) | 0.729 (0.171) | -0.120 (0.057) | -0.261 (0.080) | -0.035 (0.039) | -0.270 (0.063) | -0.056 (0.162) | -1.187 (0.180) |
| DP_{14-17} | | | | | -5.793 (0.371) | | | | |
| Hovedkontroller | X | X | X | X | X | X | X | X | X |
| Sysselsatt før 2019 | | | | | | X | | | X |
| Pop: Sysselsatt 2014 | X | | X | X | X | X | X | | |
| Pop: Ikke sysselsatt 2014 | | X | | | | | | X | X |
| E(Y) | -1.1 | -10.1 | 10.8 | 0.6 | -1.1 | -1.1 | 2.1 | 7.5 | -5.2 |
| N | 380359 | 70054 | 380365 | 380359 | 380359 | 380359 | 380365 | 70054 | 70054 |

Tabell 4 rapportere resultater fra alternative estimeringer av relasjonen i likning 3 rapportert i kolonne (3) i tabell 2. I kolonne (1) og (3)-(7) er populasjonsutvalget avgrenset til personer klassifisert som sysselsatt i 2014. I kolonne (2) og (8)-(9) er utvalget avgrenset til personer klassifisert som ikke-sysselsatt i 2014. Kolonne (1) og (2) er identisk med hovedspesifikasjonen i tabell 2 kolonne (3), bortsett fra det avgrensede utvalget. Øvrige kolonner: (3) Utfallsvariabelen erstattet med en indikatorvariabel for om personen har mottatt dagpenger i løpet av perioden 2014-2017. (4) Utfallsvariabelen erstattet med en indikatorvariabel for om personen har mottatt dagpenger i løpet av perioden 2014-2017 eller er sysselsatt i 2019, fratrukket gjennomsnittlig sysselsettingsindikator i perioden 2006-2013. (5) Kontrollerer for indikatorvariabel for mottak av dagpenger i løpet av perioden 2014-2017. (6) Kontrollerer for separate indikatorvariabler for sysselsetting i henholdsvis 2015, 2016, og 2017. (7) Utfallsvariabelen erstattet med en indikatorvariabel for om personen er sysselsatt minst ett år i løpet av perioden 2017-2019. (8) Utfallsvariabelen erstattet med en indikatorvariabel for om personen har mottatt dagpenger i løpet av perioden 2014-2017. (9): Utfallsvariabelen erstattet med en indikatorvariabel for om personen er sysselsatt minst ett år i løpet av perioden 2015-2019.

4.5 Tolkninger

Vi avslutter med noen generelle betraktninger omkring tolkningen av resultatene våre. Den empiriske metoden tar ikke hensyn til generelle likevektseffekter. En ekstrapolering av $\hat{\beta}$ til et makrosjokk innebærer dermed en potensiell undervurdering av makroøkonomiske konsekvenser. I episoden vi studerer kan det tenkes at de negative konsekven-

sene for eksponerte personer delvis dempes ved at de flytter til et mindre eksponert område med stabil økonomisk utvikling. I et makrosenario forsvinner denne muligheten, som igjen kan forsterke de negative konsekvensene på individnivå.

Vi skal også være forsiktig med å overføre funnene våre til andre episoder med tilsvarende økning i arbeidsledigheten. Som poengtert i Yagan (2019) skiller ikke den empiriske metoden mellom langsiktige effekter av oljeprisfallet og langsiktige effekter av midlertidig økt arbeidsledighet. Det kan være at det underliggende sjokket som førte til lavere oljepris og høyere ledighet vedvarte til 2019. At oljeprisen fremdeles ikke er tilbake på pre-2014 nivå antyder at vi kan ha stått overfor et vedvarende fall i etterspørselen til petroleumsnæringen. Det faktum at vi finner er relativt like effekter i avsnitt 3.2, hvor vi studerer hele landet, og i 4.1, hvor vi studerer regioner som er mer sammenlignbare med hensyn til nærhet til oljenæringen, taler likevel for at effekter av midlertidig høy ledighet er den viktigste faktoren. I tillegg endres ikke resultatene seg hverken når vi kontrollerer for arbeidsledighet i 2019 (se tabell 3 kolonne 4) eller for ledige stillinger på kommunenivå,¹⁹ noe som kan tyde på at en langvarig svak tilbudsside ikke er hoveddriver for resultatet.

Et relatert spørsmål til slutt er om resultatene skal tolkes som en konsekvens av den økonomiske nedturen i etterkant av oljeprisfallet, eller som en konsekvens av at oljeprisfallet markerte slutten på en langvarig, oljedrevet lokal oppgangstid. Både det faktum at resultatene våre er relativt stabile i avsnitt 3.2 og i 4.1, og at pre-trend analysen i figur 7 viser få tegn til at personer i mer eksponerte områder opplevde en spesielt sterk sysselsettingsvekst i perioden 2006-2014, tilsier at den lave sysselsettingen i 2019 primært kan tilskrives det kraftige tilbakeslaget i 2014-2015. Det er dog påfallende at personer i mer eksponert område hadde varig høyere sysselsetting i perioden 2006-2014. Deler av denne forskjellen kan trolig forklares av relativt høy arbeidstilflytning til regionen i denne perioden. Det kan imidlertid også være at noe av forskjellen forklares av arbeidere som ikke ville vært sysselsatt i perioden 2006-2014 hadde det ikke vært for oljeboomen. Deres som slike personer falt ut av arbeidsmarkedet da oljeboomen var over, vil deler av den beregnede sammenhengen skyldes at oljepriskollapsen markerte slutten på ekstraordinært gode tider.

19. Når vi kontrollerer for ledige stillinger endres punkttestimatet i tabell 3 kolonne (4) fra -0.429 til -0.419 (standardfeil 0.0773). Kontrollvariabelen for ledige stillinger prosent vekst i ledige stillinger i personens hjemkommune (per 1.1.2014) fra 2015 til 2018. Ledige stillinger er målt som total antall stillinger i 2014 og 2018 rapportert hos NAV.

5 Oppsummering

Oljeprisfallet i 2014 resulterte i et kraftig økonomisk tilbakeslag i deler av landet som gjenspeilet seg i en markant, men midlertidig økning i lokal arbeidsledighet. I denne analysen har vi undersøkt hvordan det har gått med sysselsettingen til personer som var bosatt i de rammede områdene i forkant av tilbakeslaget. Siktemålet har vært å anslå hvorvidt oljeprisfallet påvirket sysselsettingen selv etter at arbeidsledigheten hadde normalisert seg. Beregningene våre viser at sysselsettingen falt betydelig i årene rett etter oljeprisfallet, samtidig med den kraftige veksten i lokal arbeidsledighet. Sysselsettingen økte deretter noe i takt med at ledigheten beveget seg tilbake til mer normale nivåer, men sannsynligheten for å være i arbeid var imidlertid fremdeles lavere i 2019 sammenlignet med årene før krisen.

Under antakelsen om at uobserverbare faktorer er tilfeldig fordelt, betinget på kontrollvariablene, vil den empiriske metoden vår identifisere effekten av oljeprisfallet. Fraværet av ulike sysselsettingstrender i forkant av oljeprisfallet, styrker denne antagelsen. Vi kan imidlertid ikke skille mellom konsekvensen av tilbakeslaget og eventuelle konsekvenser av at en lokal, oljedrevet oppgangstid nådde sin slutt. Vi kan derfor ikke utelukke at deler av sysselsettingsfallet drives av at oppgangstiden førte til at enkelte grupper av personer hadde en unormalt høy sysselsettingsandel før 2014 og at sysselsettingsandelen blant disse personene falt tilbake til sitt normale, lavere sysselsettingsnivå etter oljeprisfallet.

Resultatene våre indikerer likevel en fare for at sysselsettingen kan bli varig påvirket av dype økonomiske kriser. I 2020 har arbeidsledigheten i Norge nådd historisk høye nivåer og det er utsikter til at ledigheten vil holde seg høy en god stund. Ser vi dette i lys av resultatene i denne analysen risikerer vi å oppleve svakere sysselsetting i årene fremover. Det at korona-sjokket er nasjonalt, for ikke å si globalt, tilsier at effektene på sysselsettingen kan bli enda sterkere enn etter oljeprisfallet. Arbeidsledigheten økte også mer i 2020 enn i 2014/15. Likevel er en global pandemi en helt annen type sjokk og det er usikkert om resultatene våre kan anvendes til å predikere effektene av denne krisen. Kanskje var oljeprisfallet et uttrykk for en strukturell endring, mens koronapandemien er et midlertidig sjokk uten de samme langvarige effektene på arbeidsmarkedet.

Referanser

- Autor, D. H., D. Dorn og G. H. Hanson. 2013. "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States". *American Economic Review* 103 (6): 2121–68.
- Autor, D. H., D. Dorn, G. H. Hanson og J. Song. 2014. "Trade Adjustment: Worker-Level Evidence". *The Quarterly Journal of Economics* 129 (4): 1799–1860.
- Benati, L. 2001. "Some empirical evidence on the 'discouraged worker' effect". *Economics Letters* 70 (3): 387–395.
- Black, D., K. Daniel og S. Sanders. 2002. "The Impact of Economic Conditions on Participation in Disability Programs: Evidence from the Coal Boom and Bust". *American Economic Review* 92 (1): 27–50.
- Blanchard, O. 2018. "Should We Reject the Natural Rate Hypothesis?" *Journal of Economic Perspectives* 32 (1): 97–120.
- Blanchard, O. J., og L. H. Summers. 1986. "Hysteresis and the European Unemployment Problem". *NBER Macroeconomics Annual* 1:15–78.
- Bratsberg, B., E. Fevang og K. Røed. 2013. "Job loss and disability insurance". *Labour Economics* 24:137–150.
- Davis, S. J., og T. M. Von Wachter. 2011. "Recessions and the Cost of Job Loss". *Brookings Papers Econ. Activity*, nr. 2: 1–55.
- Edin, P.-A., og M. Gustavsson. 2008. "Time Out of Work and Skill Depreciation". *ILR Review* 61 (2): 163–180.
- Farber, H. S. 2017. "Employment, Hours, and Earnings Consequences of Job Loss: US Evidence from the Displaced Workers Survey". *Journal of Labor Economics* 35 (S1): S235–S272.
- Hakobyan, S., og J. McLaren. 2016. "Looking for Local Labor Market Effects of NAFTA". *Review of Economics and Statistics* 98 (4): 728–741.
- Huttunen, K., J. Møen og K. G. Salvanes. 2011. "How Destructive is Creative Destruction? Effects of Job Loss on Job Mobility, Withdrawal and Income". *Journal of the European Economic Association* 9 (5): 840–870.

- Hvinden, E. C., og E. W. Nordbø. 2016. "Oljeprisfallet og arbeidsmarkedet". *Aktuell Kommentar* 7:Norges Bank.
- Jacobson, L. S., R. J. LaLonde og D. G. Sullivan. 1993. "Earnings Losses of Displaced Workers". *American Economic Review*: 685–709.
- Jarosch, G. 2015. "Searching for Job Security and the Consequences of Job Loss". *Unpublished Manuscript: Princeton University*.
- Jung, P., og M. Kuhn. 2019. "Earnings Losses and Labor Mobility Over the Life Cycle". *Journal of the European Economic Association* 17 (3): 678–724.
- Krolikowski, P. 2017. "Job Ladders and Earnings of Displaced Workers". *American Economic Journal: Macroeconomics* 9 (2): 1–31.
- Liu, K., K. G. Salvanes og E. Ø. Sørensen. 2016. "Good skills in bad times: Cyclical skill mismatch and the long-term effects of graduating in a recession". *European Economic Review* 84:3–17.
- Ljungqvist, L., og T. J. Sargent. 1998. "The European Unemployment Dilemma". *Journal of Political Economy* 106 (3): 514–550.
- Long, C. D. 1953. "Impact of Effective Demand on the Labor supply". *American Economic Review* 43 (2): 458–467.
- Long, C. D., et al. 1958. "The labor force under changing income and employment". *NBER Books*.
- Raaum, O., og K. Røed. 2006. "Do Business Cycle Conditions at the Time of Labor Market Entry Affect Future Employment Prospects?" *The Review of Economics and Statistics* 88 (2): 193–210.
- Rege, M., K. Telle og M. Votruba. 2009. "The Effect of Plant Downsizing on Disability Pension Utilization". *Journal of the European Economic Association* 7 (4): 754–785.
- Şahin, A., J. Song, G. Topa og G. L. Violante. 2014. "Mismatch Unemployment". *American Economic Review* 104 (11): 3529–64.
- Stevens, A. H. 1997. "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses". *Journal of Labor Economics* 15 (1, Part 1): 165–188.

Yagan, D. 2019. “Employment Hysteresis from the Great Recession”. *Journal of Political Economy* 127 (5): 2505–2558.