



# Oljeprisfallets påvirkning på husholdningsgjelden i en todelt økonomi

*Et naturlig eksperiment av effekten fra oljeprisfallet i Norge*

**Malene Nettet og Martin Hoang Nguyen**

**Veileder: Trond M. Døskeland**

Masterutredning i økonomi og administrasjon

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 inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.



---

## Sammendrag

Med data fra levekårsundersøkelsene, utført av SSB i første halvår i 2012 og 2015, har vi undersøkt hvordan oljeprisfallet har påvirket husholdningsgjelden i Norge ved bruk av et naturlig eksperiment. Det er store regionale forskjeller, og oljeprisfallet har til nå primært påvirket Rogaland og Agder, hvor arbeidsledigheten har økt og boligprisveksten avtatt. Vi kan derfor bruke en difference-in-difference-modell hvor Rogaland og Agder er treatmentgruppe, og resten av Norge er kontrollgruppe for å undersøke effekten av oljeprisfallet.

Konklusjonen er at effekten av oljeprisfallet er tvetydig, og dens påvirkning på husholdningsgjelden i Norge er uklar. Vi finner ingenting som tilsier at oljeprisfallet har påvirket husholdningsgjelden i Norge. Utviklingen i husholdningsgjelden i Rogaland og Agder har utviklet seg på lik linje med resten av Norge.

Veksten i husholdningsgjelden har økt i hele Norge, og vi finner ingenting som tilsier at veksten i husholdningsgjelden har endret seg i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge. Her har vi sett på gjeldsbelastning, belåningsgrad og «cash-out» som andel av inntekt. Vi har definert «cash-out» refinansieringseffekt som husholdningene som tar ut verdistigningen av boligen ved å refinansiere boliglånet. Ved nærmere undersøkelser av «cash-out» refinansieringseffekten finner vi heller ingen signifikant forskjell i utviklingen i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge. Andelen med betalingsproblemer eller husholdninger med vanskeligheter i økonomien har overraskende falt i 2015 sammenlignet med 2012 i hele Norge. Heller ikke her skiller Rogaland og Agder seg ut fra resten av Norge.

Siden levekårsundersøkelsen ble gjennomført i første halvår av 2015, har økonomien i Rogaland og Agder forverret seg ytterligere med enda høyere arbeidsledighet og fortsatt fallende boligpriser. Resten av Norge har ikke blitt påvirket i like stor grad per mai 2016. Det er muligens for tidlig å dra en konklusjon på hvordan oljeprisfallet har påvirket husholdningsgjelden ved bruk levekårsundersøkelsene.

## Forord

De data som er benyttet er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) sine levekårsundersøkelser fra 2012 og 2015. Data er tilrettelagt og stilt til disposisjon i anonymisert form av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste AS (NSD). Verken SSB eller NSD er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her.

Takk til Christopher Autzen i NSD, Lene Sandvik og Mathias Kilengreen Revold i SSB for tilrettelegging og utlevering av levekårsundersøkelsene. Uten disse dataene hadde ikke gjennomføringen av masteroppgaven vært mulig. Også takk til Ann Håkonsen, kommunikasjonssjef i Finans Norge, for å ha vært behjelpelig med å skaffe data fra undersøkelser, deriblant forventningsbarometeret og finansbarometeret, som TNS Gallup utfører.

Vi vil også takke postdoktor Xunhua Su og førsteamanuensis Aline Bütikofer, begge fra NHH, for innspill og bidrag til oppgaven. Su har bidratt med spørsmål rundt «cash-out» og Bütikofer med spørsmål rundt økonometri. Dette har løftet opp kvaliteten på oppgaven.

Til slutt ønsker vi å takke veilederen vår, førsteamanuensis Trond Døskeland, for veiledning og kommentarer til oppgaven.

Bergen, mai 2016

Malene Nesset

Martin Hoang Nguyen

# Innholdsfortegnelse

<b>1</b>	<b>INNLEDNING .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>HØYE BOLIGPRISER OG HUSHOLDNINGSGJELD GJØR NORGE SÅRBAR.....</b>	<b>5</b>
2.1	BOLIGPRISENE OG HUSHOLDNINGSGJELDEN HAR STEGET I NORGE .....	5
2.1.1	<i>Høy gjeldsbelastning i Norge.....</i>	7
2.1.2	<i>Lavere rentebelastning i Norge.....</i>	8
2.1.3	<i>Bekymringsfullt med høy husholdningsgjeld.....</i>	9
2.2	HUSHOLDNINGER I NORGE REFINANSIERER BOLIGLÅNET FOR Å TA UT VERDISTIGNING.....	10
2.2.1	<i>En «cash-out» refinansieringseffekt eksisterer i Norge .....</i>	11
2.2.2	<i>Økt husholdningsgjeld og «cash-out» kan rettferdiggjøres .....</i>	12
2.3	ANDELEN MED BETALINGSPROBLEMER HAR ØKT SIDEN FINANSKRISEN .....	14
2.3.1	<i>Boligprisfall kan true den finansielle stabiliteten .....</i>	16
2.4	HØYE BOLIGPRISER OG HUSHOLDNINGSGJELD TRUER NORGE.....	17
<b>3</b>	<b>EN TODELT ØKONOMI .....</b>	<b>18</b>
3.1	NORGE – ET OLJEAVHENGIG LAND.....	18
3.1.1	<i>Olje- og gassindustrien er viktig for norsk økonomi.....</i>	19
3.1.2	<i>Høy vekst i BNP og inntekt i Norge siden slutten av 90-tallet .....</i>	20
3.2	OLJEPRISFALLET OG PESSIMISMEN SPREER SEG OVER ROGALAND OG AGDER .....	25
3.2.1	<i>Oljeprisen har falt nesten 70 prosent siden sommeren 2014 .....</i>	25
3.2.2	<i>Arbeidsledigheten har økt signifikant i Rogaland.....</i>	28
3.2.3	<i>Fallende boligpriser i Stavanger .....</i>	29
3.3	NATURLIG EKSPERIMENT FOR Å UNDERSØKE EFFEKTEN FRA OLJEPRISFALLET.....	30
3.4	EN LANG SOMMER ER OVER, NÅ KOMMER VINTEREN .....	32
<b>4</b>	<b>DATA OG METODE.....</b>	<b>33</b>
4.1	DATASETT FRA LEVEKÅRSUNDERSØKELSENE .....	33
4.1.1	<i>Timingproblem.....</i>	34
4.1.2	<i>Utvalgskjevhet – Ikke tilfeldig frafall.....</i>	35
4.1.3	<i>Korrigerer av frafall .....</i>	36
4.1.4	<i>Anonymisert datasett og kobling av registerdata.....</i>	37
4.1.5	<i>Klargjøring av datasett.....</i>	38
4.2	DESKRIPTIV ANALYSE.....	39
4.2.1	<i>Andelen med «Cash-out» har gått noe ned i Rogaland og Agder.....</i>	42

---

4.2.2	<i>Forhold rundt husholdningenes økonomi har forbedret seg</i> .....	42
4.3	REGRESJONSANALYSE .....	45
4.4	DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE: MODELL FOR Å MÅLE KAUSALITET .....	46
4.5	MODELL FOR «CASH-OUT» .....	47
4.5.1	<i>Hvorfor kan «cash-out» måles med regresjonsmodellen?</i> .....	48
4.5.2	<i>Hvordan estimere størrelsen på «cash-out»</i> .....	49
4.5.3	<i>Utfordringer knyttet til beregning av «cash-out»</i> .....	50
4.5.4	<i>DiD-modellen for «cash-out»</i> .....	50
4.6	BETALINGSPROBLEMER UNDERSØKES VED BRUK AV LOGISTISK REGRESJON.....	51
4.6.1	<i>Kan bruke maximum likelihood estimering</i> .....	52
4.6.2	<i>Problemer med tolkning av interaksjonsleddet i ikke-lineære modeller</i> .....	53
4.7	OPPSUMMERING AV DATA OG METODE.....	54
<b>5</b>	<b>OLJEPRISFALLETS PÅVIRKNING PÅ HUSHOLDNINGSGJELD ER UKLAR.....</b>	<b>55</b>
5.1	VEKSTEN I HUSHOLDNINGSGJELDEN I ROGALAND OG AGDER SKILLER SEG IKKE UT.....	56
5.1.1	<i>Finner ingen kausal sammenheng mellom gjeldsbelastningen og oljeprisfallet</i> .....	56
5.1.2	<i>Finner heller ingen signifikans for belåningsgraden</i> .....	58
5.1.3	<i>Samme gjelder for «cash-out»</i> .....	59
5.1.4	<i>Kan ikke si at oljeprisfallet har påvirket veksten i husholdningsgjelden</i> .....	60
5.2	HUSHOLDNINGENE TILPASSER SEG OLJEPRISFALLET FORSKJELLIG.....	60
5.2.1	<i>Subsample analyse – ingen signifikant forskjell</i> .....	61
5.2.2	<i>Ingen signifikant forskjell med difference-in-difference</i> .....	63
5.2.3	<i>Oljeprisfallet påvirkning på «cash-out» er usikkert</i> .....	65
5.3	INGEN SIGNIFIKANT PÅVIRKNING PÅ BETALINGSPROBLEMER ELLER VANSKELIGHETER .....	66
5.3.1	<i>Andel med betalingsproblemer har gått ned i hele Norge</i> .....	66
5.3.2	<i>Vanskeligheter i husholdningenes økonomi har også gått ned</i> .....	68
5.3.3	<i>Usikkert om oljeprisfallet har påvirket betalingsproblemer eller vanskeligheter</i> .....	69
<b>6</b>	<b>KONKLUSJON .....</b>	<b>70</b>
<b>7</b>	<b>LITTERATURLISTE .....</b>	<b>72</b>
<b>8</b>	<b>APPENDIX .....</b>	<b>79</b>
8.1	APPENDIX I: OVERSIKT OVER VARIABLER .....	79
8.2	APPENDIX II: FORUTSETNINGER FOR REGRESJONSANALYSE .....	80
8.3	APPENDIX III: «CASH-OUT» JUSTERT FOR BOLIGPRISER .....	81

## Liste over figurer

Figur 1.1: Boligprisindeks for alle typer boliger, sesongjustert. 2005=100. (Kilde: SSB) .....	1
Figur 1.2: Husholdningsgjeld over disponibel inntekt. (Kilde: OECD).....	2
Figur 2.1: Utviklingen i reelle boligpriser, skalert til 1992. (Kilde: OECD) .....	6
Figur 2.2: Nominelle boligpriser over nominelle lønninger, skalert til 1992. (Kilde: OECD) .....	6
Figur 2.3: Husholdningsgjeld over disponibel inntekt i 2014. (Kilde: OECD).....	7
Figur 2.4: Husholdningens gjeld, renteutgifter og gjeldsbetjening (renteutgifter og avdrag) i forhold til disponibel inntekt i prosent (Kilde: Norges Bank, Statistisk Sentralbyrå) .....	8
Figur 2.5: Andel med fleksibelt boliglån. (Kilde: Norsk Finansbarometer, TNS Gallup) .....	11
Figur 2.6: Hva fleksibelt lån brukes til. (Kilde: Finansbarometeret, TNS Gallup) .....	12
Figur 2.7: Andelen med betalingsproblemer. (Kilde: SIFO) .....	14
Figur 2.8: Bankenes utlånstap i prosent av brutto utlån til kunder i Norge. (Kilde: Norges Bank) .....	15
Figur 3.1: Sammensetningen av vareeksport i 2013. Norge og Sverige. (Kilde: Center for International Development) .....	20
Figur 3.2: Bytteforhold i Norge fra 1990 frem til 2013. 2000=100. (Kilde: Statistisk Sentralbyrå og Finansdepartementet) .....	21
Figur 3.3: Utviklingen av oljeprisen i USD. (Kilde: Bloomberg).....	21
Figur 3.4: Utviklingen i BNP per innbygger i USD for OECD land. (Kilde: OECD) .....	22
Figur 3.5: Lønnsutvikling for OECD land i 2014 priser i 2014 USD justert for kjøpekraftsparitet, skalert til 1996. (Kilde: OECD) .....	23
Figur 3.6: Årlig lønn i 2014 i USD justert for kjøpekraftsparitet. (Kilde: OECD) .....	23
Figur 3.7: Arbeidsledigheten de siste 10 årene. (Kilde: OECD).....	24
Figur 3.8: Arbeidsledigheten (i %) i Q3 2015 for ulike land. (Kilde: OECD).....	24
Figur 3.9: Oljeprisen de siste fem årene i USD. (Kilde: Bloomberg) .....	26
Figur 3.10: Forventningsbarometeret 2005Q1 til 2016Q1, ujustert. (Kilde: TNS Gallup og Finans Norge).....	27
Figur 3.11: Registrert arbeidsledighet totalt i Norge og Rogaland. Ikke sesongjustert. (Kilde: SSB).....	28
Figur 3.12: Boligprisindeks for alle typer boliger, sesongjustert. 2005=100. (Kilde: SSB) .....	29

---

## Liste over tabeller

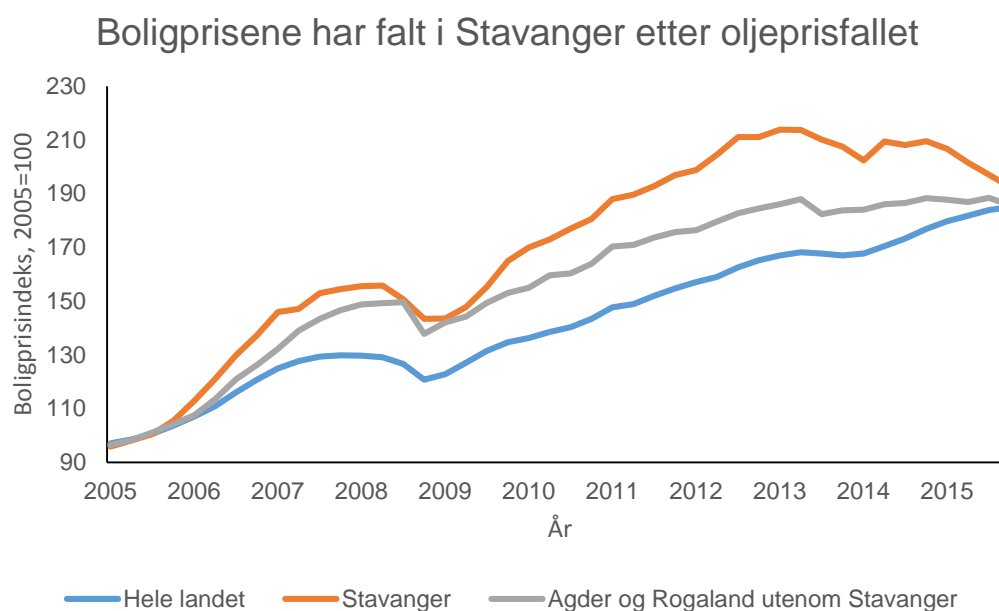
Tabell 4.1: Oppsummerende statistikk over de viktigste variablene.....	39
Tabell 4.2: Oppsummerende statistikk etter år og region.....	41
Tabell 4.3: Andelen personer med «cash-out» har gått ned. ....	42
Tabell 4.4: Andelen personer med betalingsproblemer har halvert seg. ....	43
Tabell 4.5: Andelen personer med vanskeligheter i økonomien har gått betydelig ned.....	44
Tabell 5.1: Har oljeprisfallet påvirket husholdningsgjelden?.....	57
Tabell 5.2: Har «cash-out» økt etter oljeprisfallet?.....	62
Tabell 5.3: Ingen signifikant påvirkning på «cash-out» i Rogaland og Agder.....	64
Tabell 5.4: Har andelen med betalingsproblemer og vanskeligheter økt etter oljeprisfallet? .....	67
Tabell 8.1: Ingen forskjell i «cash-out» ved prisjustering. ....	81
Tabell 8.2: Endringer i boligpriser fra 2. kvartal i 2014 til 2. kvartal i 2015. ....	82



# 1 Innledning

OECD (2016) advarer Norge om at lave renter og stadig høyere boligpriser kan føre til en norsk boligboble, og at dette kan true den økonomiske stabiliteten. Nobelprisvinnerne Paul Krugman, Vernon Smith og Robert Shiller er blant de som har advart om dette. I perioden 2005 til 2015 har boligprisene steget med 85 prosent i Norge, som vist i Figur 1.1.

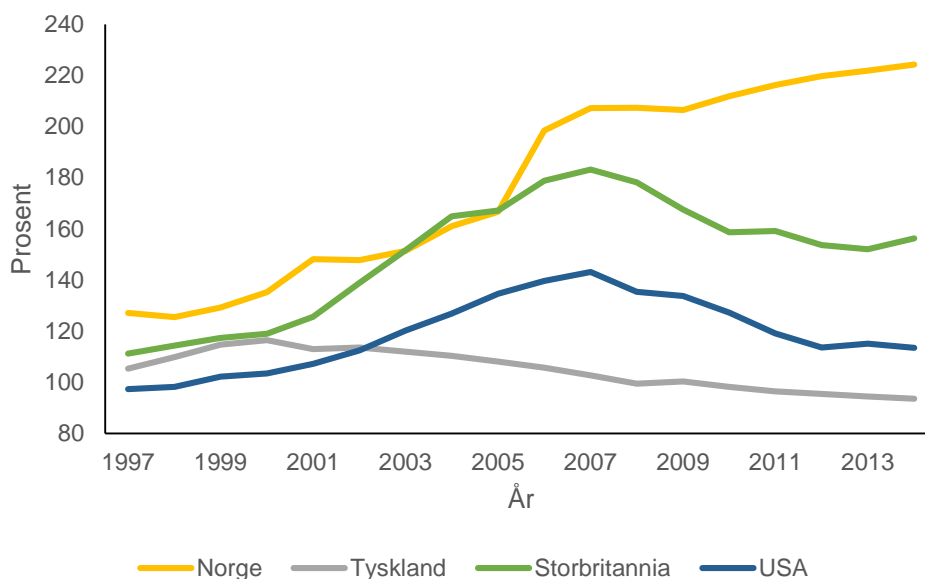
Imidlertid vokser ikke boligprisene like mye overalt i Norge lenger, noe vi ser fra Figur 1.1. Siden oljeprisfallet sommeren 2014, har boligprisene *falt* med 8,1 prosent i Stavanger per 4. kvartal 2015, mens boligprisene i Norge sett under ett har *økt* med 8,5 prosent i samme periode ifølge boligprisindeksen til SSB.



*Figur 1.1: Boligprisindeks for alle typer boliger, sesongjustert. 2005=100. (Kilde: SSB)*

Samtidig som boligprisene har økt i Norge de siste årene, har også husholdningsgjelden økt betraktelig. Figur 1.2 viser at gjeldsbelastningen, husholdningsgjeld som andel av disponibel inntekt, har økt betraktelig de siste ti årene. Økende boligpriser og husholdningsgjeld kan skape en oppadgående spiral i gode tider, samtidig som fallende priser kan skape en nedadgående spiral i dårlige tider (Dobbs, Lund, Woetzel, & Mutafchieva, 2015). Gjeldsbelastningen i Norge har økt betydelig mer enn i land som Tyskland, Storbritannia og USA. En høy gjeldsbelastning er i seg selv ikke et problem, og kan komme av landsspesifikke faktorer (Rinaldi & Sanchis-Arellano, 2014).

## Gjeldsbelastning i Norge er høy sammenlignet med andre land



Figur 1.2: Husholdningsgjeld over disponibel inntekt. (Kilde: OECD)

Det har blitt påvist en «cash-out» refinansieringseffekt i Norge, en refinansiering av boliglån ved å øke lånet ettersom boligprisene stiger for å ta ut verdistigningen (Bystrøm & Almaas, 2014; Almaas, Bystrøm, Carlsen, & Su, 2015). Denne refinansieringseffekten er påvist å være en av hoveddriverne til subprimekrisen i USA (Mian & Sufi, 2011). Mens Bystrøm & Almaas (2014) og Almaas mfl. (2015) har undersøkt «cash-out» refinansieringseffekten i en periode boligprisene har økt, har vi nå også muligheten til å undersøke denne effekten når boligprisene faller.

Vi har, i likhet med Bystrøm & Almaas (2014) og Almaas mfl. (2015), tverrsnittsdata som lar oss observere den *akkumulerte* «cash-out» refinansieringseffekt på et angitt tidspunkt. De fleste empiriske studier undersøker imidlertid årlig «cash-out» ved bruk av paneldata (se Almaas mfl. (2015), s. 4 for liste over studier). Denne oppgaven ser imidlertid ikke kun utelukkende på «cash-out» refinansieringseffekten, men også hvordan oljeprisfallet har påvirket andre forhold knyttet til husholdningsgjelden i Norge.

Oljeprisfallet har primært påvirket husholdningene i Rogaland og Agder, hvor arbeidsledigheten har økt og boligprisene har falt, noe som gir et negativt inntektssjokk for husholdningene. I resten av Norge er arbeidsledigheten og boligprisene mindre påvirket. Dette åpner opp for at vi kan undersøke husholdningsgjeldens påvirkning ved bruk av et naturlig

---

eksperiment, ved å se på effekten fra oljeprisfallet (se Card & Krueger (1994), Kiel & McClain (1995) og Bharadwaj mfl. (2012) for eksempler på studier ved bruk av naturlig eksperiment). Vi har et naturlig eksperiment når en eksogen endring påvirker en gruppe annerledes enn en sammenlignbar gruppe. I vårt tilfelle er oljeprisfallet den eksogene endringen som påvirker Rogaland og Agder ulikt sammenlignet med resten av Norge.

### *Hvordan påvirker oljeprisfallet husholdningsgjeld?*

I denne utredningen fokuserer vi på hvordan oljeprisfallet påvirker husholdningsgjelden. Helt konkret ønsker vi i denne oppgaven å svare på følgende problemstilling:

#### *Hvordan påvirker oljeprisfallet husholdningsgjelden i Norge?*

For å svare på denne problemstillingen ønsker vi å undersøke tre hypoteser:

1. Oljeprisfallet fører til at husholdninger i Rogaland og Agder reduserer veksten i husholdningsgjelden sammenlignet med andre husholdninger i resten av Norge.
2. «Cash-out» refinansieringseffekten har fortsatt å øke i resten av Norge, men stoppet opp eller blitt redusert i Rogaland og Agder.
3. Andelen med betalingsproblemer har økt i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge etter oljeprisfallet.

I denne oppgaven ser vi på datasett fra Levekårsundersøkelsene 2012 og 2015, en undersøkelse som årlig gjennomføres av Statistisk sentralbyrå (SSB). Det endelige datasettet vi bruker i analysen er på 5 648 observasjoner, 2 816 og 2 832 observasjoner fra henholdsvis 2012 og 2015. Vi har fått utlevert data fra Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD). Undersøkelsene ble gjennomført i løpet av første halvår i 2012 og 2015, og vi har sett at situasjonen har forverret seg siden undersøkelsens slutt i 2015. Siden vi fortsatt er midt oppi krisen per våren 2016, byr dette på utfordringer ved at det er usikkert om datasettet fanger opp alle konsekvensene av oljeprisfallet.

### *Oppgavens struktur*

Oppgaven er delt som følger: Vi starter med å se på utviklingen av boligpriser og husholdningsgjeld, samt betalingsproblemer i Norge i kapittel 2. Her gir vi leseren en oversikt over temaet, hvor vi blant annet diskuterer om hvorfor høy husholdningsgjeld gjør Norge sårbar, men viser også til litteratur som kan rettferdiggjøre gjeldsutviklingen.

Det er en sterk sammenheng mellom utviklingen av boligpriser, husholdningsgjeld og den økonomiske veksten som vi ser på i kapittel 3, hvor fokuset er den økonomiske utviklingen i Norge sammenlignet med andre land. I dette kapitlet argumenterer vi også hvorfor et naturlig eksperiment er mulig å gjennomføre. I kapittel 4 presenterer vi metoden, modellen samt datasettet for analysen vi bruker for å svare på problemstillingen. Kapittel 5 presenteres funnene fra analysen og tolkningen. Til slutt konkluderer vi i kapittel 6.

---

## 2 Høye boligpriser og husholdningsgjeld gjør Norge sårbar

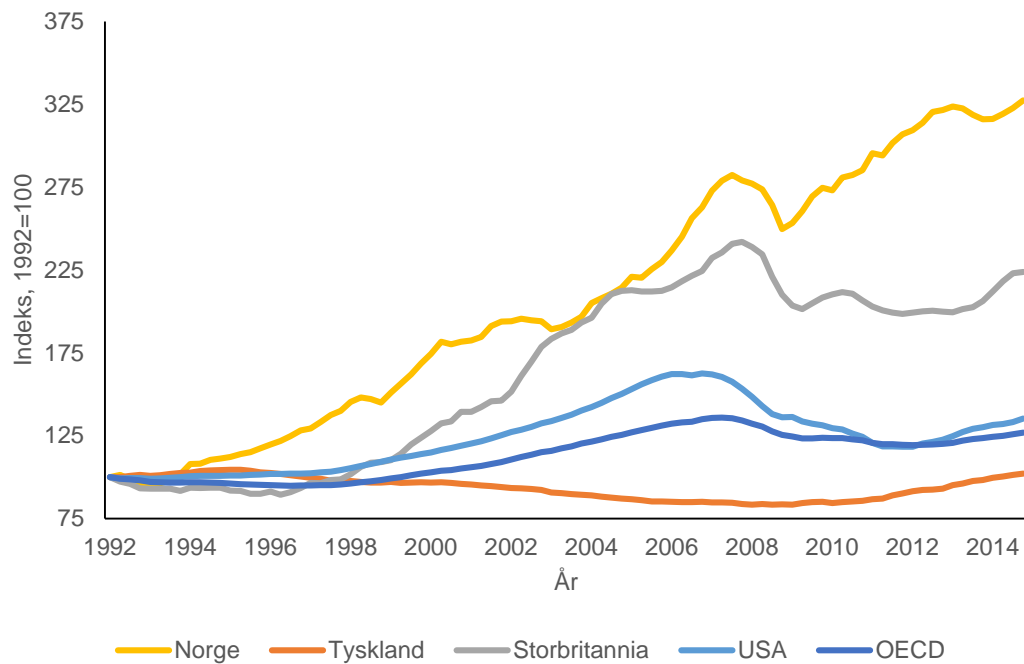
Som nevnt innledningsvis har boligprisene og husholdningsgjelden økt betraktelig i Norge, en større økning enn land som Storbritannia, USA og Tyskland. Forskning har vist at det er en sterk sammenheng mellom boligpriser og konsum, og boligpriser og boliggjeld er derfor viktig for den økonomiske stabiliteten i et land (se Campbell & Cocco (2007), Muelbauer & Murphy (2008) og Ludwig & Sløk (2004)). Forskning viser at økningen av boliggjeld er hovedgrunnen til at husholdningsgjelden har økt siden 1950 til 2011 (Jordà, Schularick, & Taylor, 2016), og vi finner det derfor rimelig å anta at husholdningsgjelden primært består av boliggjeld.

For å svare på problemstillingen er vi avhengig av å få en oversikt over husholdningsgjeld og boligpriser. I dette kapitlet ser vi derfor først på utviklingen i boligpriser og husholdningsgjeld, og deretter diskuterer vi hvordan boligpriser og husholdningsgjeld påvirker den økonomiske stabiliteten i Norge. Vi mener at høye boligpriser og husholdningsgjeld gjør Norge sårbar, noe som kan støttes fra litteraturen. Vi ser også nærmere på «cash-out» refinansiering av boliglån, konsekvensen av dette og motivasjonen til husholdningens tilpasning av en slik refinansiering. Til slutt ser vi nærmere på utviklingen av betalingsproblemer og mislighold.

### 2.1 Boligprisene og husholdningsgjelden har steget i Norge

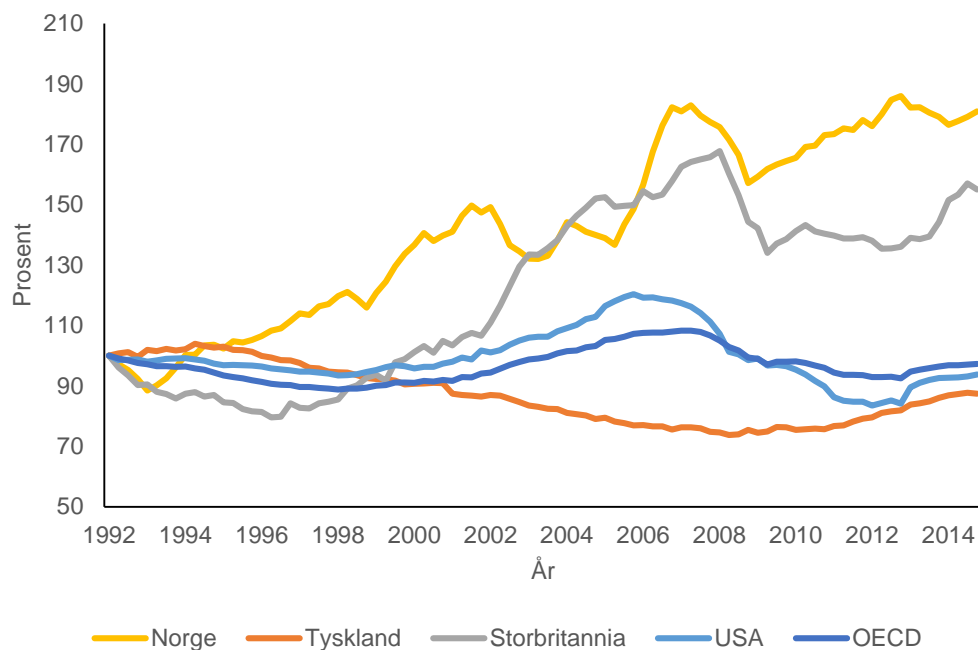
Siden boligprisene traff bunnen etter bankkrisen i 1992, har boligprisene skutt fart i Norge sammenlignet med andre land, noe vi ser fra Figur 2.1 og Figur 2.2. Som sagt innledningsvis i oppgaven, er flere økonomer bekymret for denne boligprisutviklingen – og flere har tatt til orde for at vi er inne i en boligprisboble. Krakstad & Oust (2015) har estimert at boligprisene i Oslo er overpriset med rundt 35 prosent når vi ser på langsiktige fundamentale forhold som leiepris, bygningskostnader og rentenivå.

### Boligprisene har steget mest i Norge siden 1992



Figur 2.1: Utviklingen i reelle boligpriser, skalert til 1992. (Kilde: OECD)

### Boligprisene i forhold til inntekt har også steget mest i Norge siden 1992



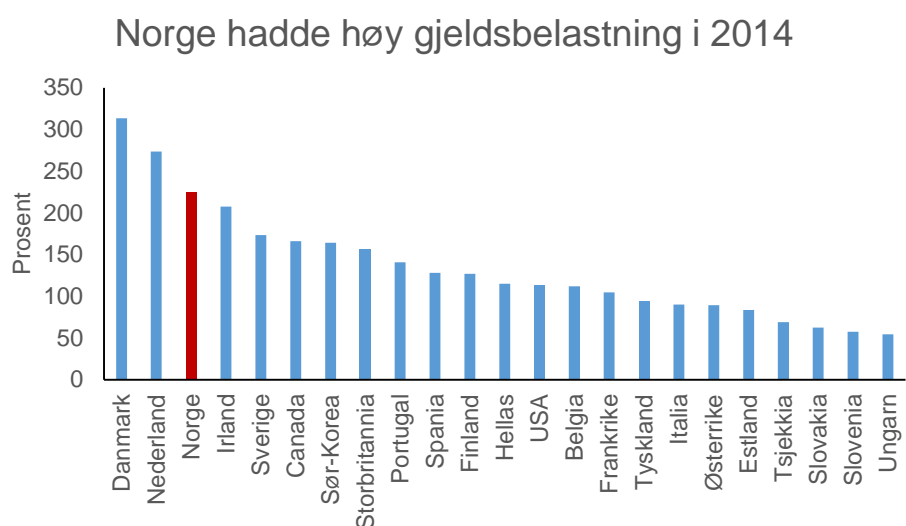
Figur 2.2: Nominelle boligpriser over nominelle lønninger, skalert til 1992. (Kilde: OECD)

Også husholdningsgjelden har økt betraktelig i Norge. En rapport publisert i 2015 fra McKinsey & Company viser at boligpriser er en viktig driver for utviklingen av husholdningsgjeld over tid, og viser en klar sammenheng mellom endringen av gjeldsbelastningen og endringen av boligprisene (Dobbs, Lund, Woetzel, & Mutafchieva, 2015).

### 2.1.1 Høy gjeldsbelastning i Norge

Ser vi tilbake på Figur 1.2 fra innledningen, ser vi at gjeldsbelastningen har økt i Norge sammenlignet med de andre landene vi har sammenlignet oss med. Mens gjeldsbelastningen i Tyskland, Storbritannia og USA har gått ned etter finanskrisen, øker gjeldsbelastningen i Norge fortsatt. Dobbs mfl. (2015) har sett på gjeldsutviklingen i 47 land før og etter finanskrisen, og finner at de fleste land har økt gjelden sin etter finanskrisen. Tyskland, Storbritannia og USA er de eneste landene hvor gjelden er blitt redusert.

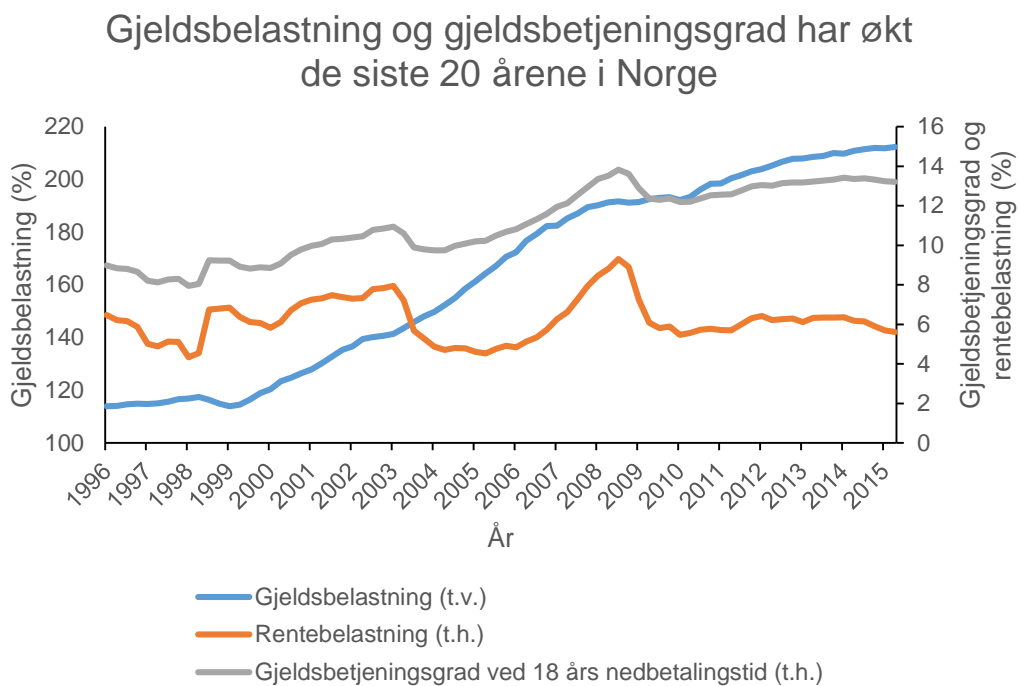
Hvis vi ser på gjeldsbelastningen i Norge sammenlignet med enda flere land, viser Figur 2.3 at gjeldsbelastning i Norge er blant den høyeste i 2014 med et snitt på 224 prosent. Kun Danmark og Nederland har høyere gjeldsbelastning enn Norge i 2014. For unge låntakere i Norge var gjeldsbelastningen på 341 prosent i 2015, en nedgang på 15 prosentpoeng fra 2014 (Finanstilsynet, 2015a).



Figur 2.3: Husholdningsgjeld over disponibel inntekt i 2014. (Kilde: OECD)

## 2.1.2 Lavere rentebelastning i Norge

Figur 2.4 viser at selv om vi har hatt en sterk økning i gjeldsbelastningen siden 1996, har rentebelastningen ligget relativt stabilt, med en liten økning i forkant av finanskrisen i 2009. Rentebelastning defineres som renteutgifter i forhold til disponibel inntekt. Et lavere rentenivå siden 1996 gjør at husholdningene kan øke gjelden sin, uten at rentebelastningen øker. For eksempel var styringsrenten i Norge, som fastsettes av Norges Bank, den 10. januar 2001 på 7 prosent, mens styringsrenten fra 18. juni 2015 var på 1 prosent. Styringsrenten fra 17. mars 2016 er på 0,50 prosent.



*Figur 2.4: Husholdningens gjeld, renteutgifter og gjeldsbetjening (renteutgifter og avdrag) i forhold til disponibel inntekt i prosent (Kilde: Norges Bank, Statistisk Sentralbyrå)*

Effekten av en renteendring på konsum og sparing er ikke entydig. Fra Fisher (1930) sin toperiode-modell har vi at en rentenedgang gjør at man må spare mer for å oppnå ønsket fremtidig konsum, og man må derfor konsumere mindre i første periode (inntektseffekt). Videre vil et gitt fremtidig konsumnivå blir dyrere i nåverdi, slik at dette vil føre til økt konsum



---

og redusert sparing (substitusjonseffekt)<sup>1</sup>. For eksempel må husholdningene spare mer til pensjon for å opprettholde tilsvarende konsum ved et lavere rentenivå.

En renteendring påvirker også husholdningene ulikt, siden det eksisterer store forskjeller mellom grupper av husholdninger. Empirien fra Norge viser at høyere rente fører til økt konsum og sparing i husholdninger med positiv netto finansformue, noe som var forventet fra teorien (Bø, 2010). Videre fant de at konsumet og sparingen i husholdninger med negativ netto finansformue reduseres ved en renteøkning.

Gjeldsbetjeningsgraden, forholdet mellom renteutgifter og avdrag i forhold til disponibel inntekt, har hatt en svak økning siden 1996. I 1996 var gjeldsbetjeningsgraden på rundt 9 prosent, mens den i 2015 var på rundt 13 prosent når vi ser på et lån med 18 års nedbetalingstid. Til tross for at rentebelastningen på husholdningsgjeld har vært stabil og nedadgående den siste tiden i Norge grunnet et lavere rentenivå, har altså gjeldsbetjeningsgraden økt betraktelig. Dette kan ha ført til at nordmenn tar opp mer gjeld enn før, og dermed påtar seg en større gjeldsbelastning enn tidligere. Som en konsekvens av høyere gjeldsbelastning har den norske husholdningen blitt mer sårbar ovenfor inntektssjokk (Finanstilsynet, 2014).

### **2.1.3 Bekymringsfullt med høy husholdningsgjeld**

Økningen i husholdningens gjeldsbelastning er ikke bekymringsfullt når vi ser på rente- og gjeldsbelastningen isolert sett, noe vi har sett har ligget relativt stabilt de siste to tiårene fra Figur 2.4. Husholdningene er derimot mer sårbare ved renteøkning eller inntektsbortfall som fører til økt rente- og gjeldsbelastning (se Torstensen (2016) for en analyse av rente- og gjeldsbelastning i Norge). Dette gjør norsk økonomi sårbar for negative sjokk. Et negativt sjokk kan føre til et inntektsbortfall, som gjør at husholdningene potensielt må redusere sitt konsum.

Høy husholdningsgjeld i forhold til disponibel inntekt kan bidra til høy volatilitet i en økonomi. Den økende gjeldsbelastningen vi har hatt i Norge de siste årene er derfor bekymringsfull. En artikkel skrevet av personer i sentralbankene i Norge, San Francisco og Portugal undersøkte hvordan ulike krav knyttet til boligpriser og kredittvekst påvirket

---

<sup>1</sup> Se også Modigliani & Brumberg (1954) for en utvidelse av modellen, kalt livsløpsmodellen, hvor man innfører flere perioder, og ser på nåværende og fremtidig inntekt og formue. Dette er modellen Bø (2010) bruker som utgangspunkt i sin analyse om rentenes effekt på konsum og sparing.

økonomien, og fant at innstramning av gjeldsbelastningen var den mest effektive måten å redusere volatiliteten i økonomien på (Gelain, Lansing, & Mendicino, 2013). Det kan derfor være nødvendig å redusere veksten i husholdningsgjelden de neste årene, siden lite tilsier at inntekten de kommende årene skal vokse særlig mye.

Boliggjeld påvirker den finansielle stabiliteten, og spiller en stadig større del av den moderne makroøkonomien (Jordà, Schularick, & Taylor, 2016). Fra 1950-tallet til i dag finner Jordà mfl. (2016) at banker og husholdninger har økt gjeldsbelastningen betydelig, og da spesielt i boliggjeld. De finner at høy boliggjeld typisk etterfølges av en mer dypere og mer langvarig resesjon.

Høy husholdningsgjeld er også bekymringsfullt for fremtidig vekst. Ny forskning viser at økning av husholdningsgjeld i forhold til BNP predikerer lavere produksjonsvekst og høyere arbeidsledighet, både på kort- og mellomlangt sikt (Mian, Sufi, & Verner, 2015). Analysen er basert på data fra 30 land i perioden 1960 til 2012. En økning i husholdningsgjelden globalt predikerer også lavere produksjonsvekst globalt. Det generelle totale gjeldsnivået (statlig, privat og husholdningsgjeld) fører ofte til lavere BNP-vekst og høyere risiko for finansielle kriser (Cecchetti, Mohanty, & Zampolli, 2011; Reinhart, Reinhart, & Rogoff, 2012).

## 2.2 Husholdninger i Norge refinansierer boliglånet for å ta ut verdistigning

En annen grunn til at gjelden har økt de siste årene kan komme av at det finnes flere produkter for lån, deriblant fleksibelt boliglån<sup>2</sup>, som gjør at husholdningene kan ta opp lån med sikkerhet i boligen, men hvor lånet kan brukes på andre ting. Dette har imidlertid blitt strammet opp de siste årene. Finanstilsynets fastsatte retningslinjer om forsvarlig belåningsgrad, boliggjeld over verdien av boligen, for fleksibelt boliglån ble redusert fra 75 prosent til 70 prosent i 2011 (Finanstilsynet, 2011). Dette punktet ble forskriftsfestet i 2015 (Finansdepartementet, 2015).

---

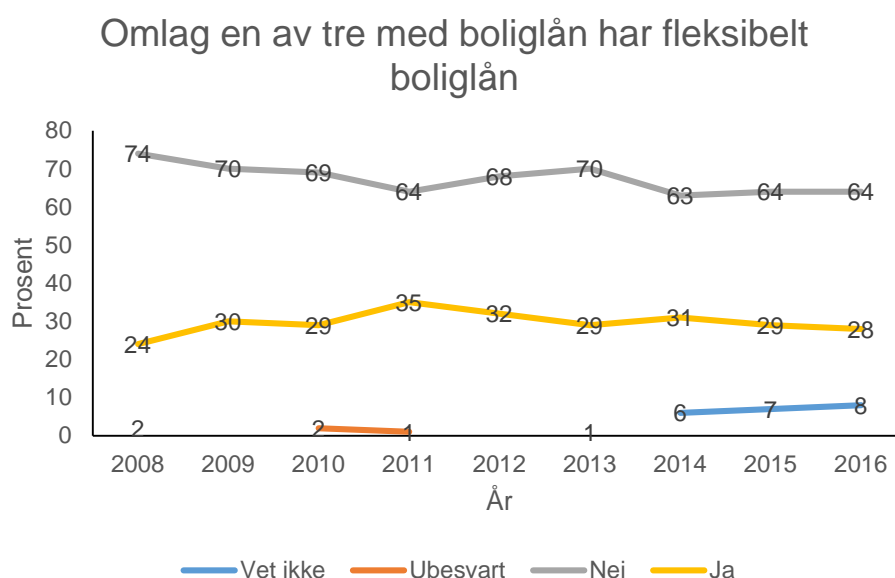
<sup>2</sup> Et lån hvor man selv velger hvor mye man vil låne til enhver tid innenfor en avtalt ramme, og når og hvor mye man velger å betale ned på lånet. Også kjent som rammelån, fleksilån, seniorlån og boligkreditt.

## 2.2.1 En «cash-out» refinansieringseffekt eksisterer i Norge

En sterk økning i husholdningsgjeld sammen med økning i boligpriser spilte en sentral rolle for den påfølgende finanskrisen i USA (Mian & Sufi, 2011). Omtrent 70 prosent av refinansiering av boliglån i USA involverte en «cash-out» refinansiering, det vil si en økning i gjelden sammenlignet med forrige gang det ble tatt opp gjeld, i perioden 1993 til 2010 (Chen, Michaux, & Roussanov, 2013). Problemene med subprimelånene i USA kunne vært oppdaget tidligere, men ble maskert av høy vekst i boligpriser i 2003 til 2005 (Demyanyk & Hemert, 2011).

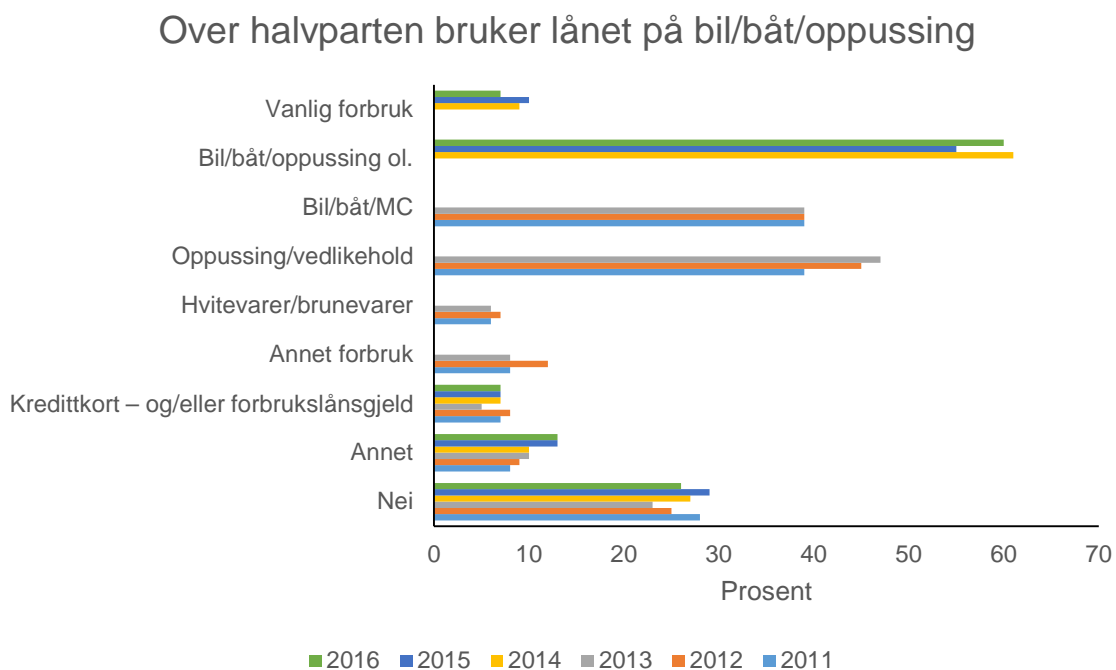
To masterstudenter ved NTNU har også undersøkt «cash-out» refinansieringseffekten i Norge, og fant en tilsvarende effekt (Bystrøm & Almaas, 2014; Almaas, Bystrøm, Carlsen, & Su, 2015). De fant en «cash-out» for minst en tredjedel av husholdningene, og at husholdningene med høy «cash-out» i forhold til inntekt har høyere sannsynlighet for å ha finansielle problemer.

Andelen med fleksibelt boliglån i Norge har ligget rundt 30 prosent, ifølge Norsk Finansbarometeret som TNS Gallup utfører i samarbeid med Finans Norge. Se Figur 2.5 for utviklingen over andel med fleksibelt boliglån. Denne type boliglån gjør det lettere for husholdningene å ta ut verdistigningen av boligen, noe vi har kalt for «cash-out».



Figur 2.5: Andel med fleksibelt boliglån. (Kilde: Norsk Finansbarometer, TNS Gallup)

Om lag halvparten av respondentene i undersøkelsen oppgir at årsakene til at de har fleksibelt boliglån er nettopp fleksibiliteten, og at de slipper å søke kreditt hver gang det oppstår et kredittbehov. Vi kan ikke si hva husholdningene bruker en eventuell «cash-out» fra denne fleksibiliteten på fra vår analyse, men fra Finansbarometeret vist i Figur 2.6 ser vi at over halvparten av de med fleksibelt lån bruker lånet på bil, båt og oppussing. Fra og med 2014 ble bil/båt/MC, oppussing/vedlikehold, hvitevarer/brunevarer og annet forbruk slått sammen til en kategori (bil/båt/oppussing ol.).



Figur 2.6: Hva fleksibelt lån brukes til. (Kilde: Finansbarometeret, TNS Gallup)

### 2.2.2 Økt husholdningsgjeld og «cash-out» kan rettferdigjøres

Høy husholdningsgjeld i forhold til disponibel inntekt betyr ikke nødvendigvis en boligboble i Norge (Almaas, Bystrøm, Carlsen, & Su, 2015). Høy gjeldsbelastning kan komme av landsspesifikke faktorer, som høy oljepris og lavt rentenivå, og kan tale for at høy gjeldsbelastning i Norge kan være bærekraftig (Rinaldi & Sanchis-Arellano, 2014; Kumhof & Ranciè, 2010). Noe vi ser nærmere på i neste kapittel, er at Norge de siste to tiårene har hatt en unik velstandsøkning sammenlignet med andre OECD land, godt hjulpet av en gunstig endring av bytteforhold.

---

En grunn til at husholdningene ønsker å øke gjelden sin ved «cash-out» refinansiering, kan være å overkomme negative inntektssjokk og glatte ut konsumet sitt (Ebner, 2013; Lustig & Nieuwerburgh, 2006). Det er rimelig å forvente at unge huseiere ønsker å flytte til større bolig i fremtiden ettersom de får barn, mens eldre forventes å flytte til mindre boliger ettersom barna flytter ut. Vi kan se på dette som at unge er «short» i boligmarkedet, mens de eldre er «long» i boligmarkedet. Muligheten for å tilpasse seg et negativt inntektssjokk er derfor avhengig av bosituasjonen.

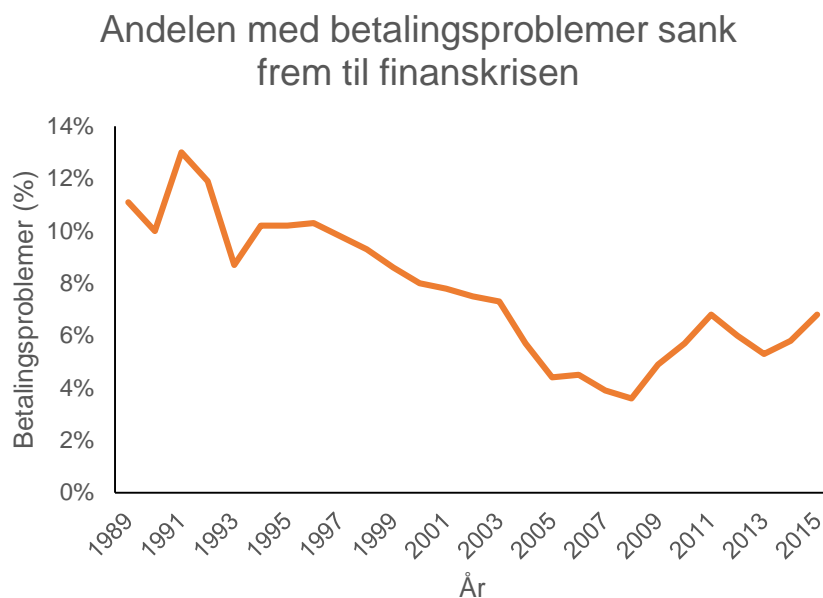
Empirien i Storbritannia viser at konsumet hos de unge reduseres dersom boligpriser øker, mens konsumet øker hos de eldre (Campbell & Cocco, 2007). Glattingen av konsumet kan være en forklaring på atferden. Døskeland (2014) sammenligner bolig med kokosnøtter, hvor forbruket av kokosnøtter er forpliktelsen din, og eiendelen er antallet kokosnøtter du eier. Effekten av en prisøkning på kokosnøtter avhenger om beholdningen av kokosnøtter er mindre, større eller lik forbruket av kokosnøtter. Dersom beholdningen din er mindre, vil du måtte betale en høyere pris for å dekke behovet ditt. Du blir derfor mer fattig ved en prisøkning av kokosnøtter, mens du blir rikere dersom beholdningen din er større. Det samme gjelder med utviklingen av boligpriser. De som eier bolig som er mindre enn behovet deres, vil derfor bli mer fattig ved en boligprisøkning, mens de som eier en større bolig enn behovet blir rikere.

I Norge, som i mange andre land, er det å eie bolig skattefavorisert sammenlignet med andre aktiva. Dette kan tale for at det er fornuftig å øke husholdningsgjelden, selv om boligprisene er høye. Bø (2015) finner i sin modell at boligprisene kan reduseres med 18 prosent dersom skattefavoriseringen fjernes, og at bolig beskattes på lik linje som andre investeringer. Scheelutvalget har også foreslått å fjerne skattefavoriseringene av bolig (NOU, 2014:13).

Samtidig skiller bolig seg fra andre investeringer og konsumvarer, og kan tale for å beholde en skattefavorisering. For det første skiller bolig seg fra andre aktiva ved at det både er et investeringsobjekt og en konsumvare. For det andre har bolig en sterk påvirkning på økonomien. Scanlon & Elsinga (2014) skriver at bolig påvirker økonomien på to måter: 1) den akkumulerte boligformuen påvirker konsumet og 2) bygg og anleggsbransjen utgjør en relativ stor del av sysselsettingen og påvirker derfor arbeidsledigheten.

## 2.3 Andelen med betalingsproblemer har økt siden finanskrisen

Siden 1985 har SIFO utført undersøkelser for å måle omfanget av tilbakevendende betalingsproblemer. Utviklingen siden 1989 er illustrert i Figur 2.7, og er hentet fra Lavik & Borgeraas (2015).



Figur 2.7: Andelen med betalingsproblemer. (Kilde: SIFO)

Et inntektssjokk, eller bortfall av inntekt, er en viktig underliggende faktor til betalingsproblemer, særlig ved høy gjeld i forhold til disponibel inntekt. I undersøkelsene i 2012 og 2013 ble respondentene spurt om å oppgi årsakene til betalingsproblemene. I begge undersøkelsene var lånets størrelse og manglende oversikt de to vanligste årsakene til selvrapporterte betalingsproblemer (Tangeland, 2014). Som tidligere vist har gjeldsbelastningen økt betydelig siden slutten av 90-tallet, noe som er bekymringsfullt. Den tredje vanligste årsaken for selvrapporterte betalingsproblemer var arbeidsløshet. Deretter fulgte sykdom i familien og samlivsbrudd.

Imidlertid må vi skille mellom betalingsproblemer og faktiske tap. SIFO har definert tilbakevendende betalingsproblemer som

*De som oppgir at de selv, eller andre i deres husholdning, i løpet av de siste tolv månedene svarte «av og til» eller «ofte» at de ikke hadde penger til å betale regninger, eller avdrag på lån, ved absolutt siste forfall. (Lavik & Borgeraas, 2015, s. 20)*

Før man kan anse banklånet som tapt, må banken først konstatere mislighold. Kragh-Sørensen & Solheim (2014a) definerer at et lån er misligholdt dersom «rente- og avdragsbetalinger er forsinket med mer enn 90 dager». Historisk sett er tap på utlån til husholdninger lav, både i Norge og internasjonalt (Kragh-Sørensen & Solheim, 2014a). Tap på utlån er primært knyttet til lån til ikke-finansielle foretak, det vil si bedrifter som ikke er banker. Selv ved markante fall i boligprisene som under den norske bankkrisen (1988-93) og finanskrisen, var tapene hos husholdningene moderate. Husholdningslån utgjorde omtrent 35 prosent av forretningsbankens utlån og 60 prosent av sparebankens utlån. Riktignok utgjorde husholdningslån bare 15 til 20 prosent av de totale problemlånene etter at realprisene på bolig falt med 40 prosent under bankkrisen.



*Figur 2.8: Bankenes utlånstap i prosent av brutto utlån til kunder i Norge. (Kilde: Norges Bank)*

Kostnadene for husholdningene ved å misligholde boliglånet er imidlertid betydelig, noe som kan være grunnen til at misligholdsraten er lav (Kragh-Sørensen & Solheim, 2014b). Det er ofte mer hensiktsmessig å gjennomføre endringer i lånebetingelsene enn å misligholde. Et unntak er imidlertid «subprime»-lånene i USA i tiden etter finanskrisen, hvor boligene falt kraftig i verdi, slik at kostnaden ved å misligholde var lav. Grindaker (2013) finner at antallet begjærte tvangssalg har økt siden 1997, noe som er et tegn på at norske husholdninger i senere tid er mindre opptatt av å oppfylle sine forpliktelser (Kragh-Sørensen & Solheim, 2014b).

### 2.3.1 Boligprisfall kan true den finansielle stabiliteten

En nedgang i boligprisveksten, som kan komme av for eksempel oljeprisfall, kan true den økonomiske stabiliteten i Norge. Dette har OECD advart flere ganger om, sist gang i begynnelsen av januar 2016 (OECD, 2016). Campbell & Cocco (2007) har vist at boligprisene i Storbritannia er sterkt korrelert med endringen av konsumet, særlig hos de eldre husholdningene. Tilsvarende finner vi også i Norge (Jansen, 2009). Veksten i boligpriser og husholdningsgjeld har avtatt litt i 2015 som følge av oljeprisfallet, men utviklingen i privat konsum er fortsatt sterk (Norges Bank, 4/2015).

Boligprisfall fører til at husholdningene blir usikre på framtidsutsiktene, og kompenserer ved økt sparing og innstramming i forbruket (Dobbs, Lund, Woetzel, & Mutafchieva, 2015). Norske registerdata i perioden 2005-2011 viser at en stor andel i Norge har liten finansiell buffer mot potensielle inntektssjokk, og at husholdningene med lav buffer kutter konsumet i større grad ved inntektssjokk (Fagereng & Halvorsen, 2016). De finner at det er stor sannsynlig at disse husholdningene reduserer konsumet en-til-en med inntektsbortfallet.

Før finanskrisen var det mange førstegangskjøpere i Storbritannia og Nederland som gikk inn i boligmarkedet med en høy belåningsgrad, boliggjeld i forhold til verdien av boligen, noe som gjorde at mange risikerte å få en negativ egenkapital dersom boligprisene falt (Scanlon & Elsinga, 2014). Boligprisene falt 20 prosent i Storbritannia og 13 prosent i Nederland fra toppen, før prisene stabiliserte seg under finanskrisen.

Risikoen for negativ egenkapital finnes også i Norge. I Norge hadde 28 prosent av boliglånene høsten 2015 en belåningsgrad på over 85 prosent, hvor over en tredjedel av disse igjen hadde en belåningsgrad på over 100 prosent (Finanstilsynet, 2015a). For unge låntakere er tallet høyere. For unge låntakere hadde 37 prosent en belåningsgrad på over 85 prosent, hvor også en tredjedel av disse hadde en belåningsgrad på over 100 prosent. Myndighetene har imidlertid strammet inn på boliglånene fra sommeren 2015, slik at maksimalt 10 prosent av verdien av innvilgede lån hvert kvartal kan overstige en belåningsgrad på 85 prosent (Finansdepartementet, 2015).

Forskning før finanskrisen viste at husholdninger som hadde en «cash-out» refinansiering, hadde 75 prosent høyere sannsynlighet for å misligholde gjelden sin ved en 10 prosent prisnedgang i egenkapital (målt i gjeldende belåningsgrad) sammenlignet med de uten «cash-out» refinansiering (Pennington-Cross & Chomsisengphet, 2007). I Norge fant Almaas mfl.



---

(2015) at sannsynligheten av å ha finansielle problemer øker med 48 prosent hvis man går fra 1. kvartil til 4. kvartil når vi måler «cash-out» som andel av inntekt.

Den norske økonomien står i fare for å havne i en nedadgående spiral. Husholdninger med høy gjeld er sensitive mot inntektssjokk, som kan oppstå som følge av økt arbeidsledighet, boligprisfall og økte rentekostnader (Dobbs, Lund, Woetzel, & Mutafchieva, 2015). Fallende boligpriser kan være en trigger til den nedadgående spiralen. Dette kan videre forplante seg i økonomien, skape ubalanse og være starten på en resesjon. Dette opplever Rogaland og Agder nå.

## 2.4 Høye boligpriser og husholdningsgjeld truer Norge

Vi har i dette kapitlet sett at norske boligpriser og husholdningsgjeld har økt drastisk de siste to tiårene, mer enn den generelle inntektsveksten. Boligprisene i forhold til disponibel inntekt har økt mer i Norge enn andre land vi har sammenlignet oss med. Selv om husholdningsgjelden har økt de siste årene, har riktignok rentebelastningen vært mer eller mindre uendret grunnet et lavere rentenivå enn tidligere. Samtidig har gjeldsbetjeningsgraden økt på grunn av høyere husholdningsgjeld.

Høye boligpriser og husholdningsgjeld påvirker den finansielle stabiliteten i Norge og gjør økonomien sårbar. En rask nedgang i boligprisene kan føre til en sterk reduksjon i konsumet i Norge, noe som kan true den finansielle stabiliteten. Det kan derfor være i politikernes og institusjonenes interesse å komme med tiltak for å redusere veksten i boligprisene og husholdningsgjelden.

### 3 En todelt økonomi

De siste tiårene har Norge opplevd en fantastisk vekst i velstanden, godt hjulpet av olje- og gassindustrien. I 2012 og 2013 mente flere, blant annet Norsk industri (2012) og NHO (2012), at Norge hadde en «todelt økonomi», hvor olje- og gassindustrien vokste fra resten av industrien i Norge.

Mens den todelte økonomien har favorisert og skapt utrolig vekst i Rogaland og Agder, hvor olje- og gassindustrien er sentral, har dette endret seg drastisk etter oljeprisfallet sommeren 2014. Som følge av oljeprisfallet har arbeidsledigheten økt og boligprisene falt i Rogaland og Agder, spesielt i Stavanger. Statsminister Erna Solberg sa til BBC februar 2016 at «Olje- og gassindustrien har blitt for sterk for vår økonomi, spesielt de siste fire eller fem årene» (Madslie, 2016). Sentralbanksjefen i Norge, Øystein Olsen (2016), satt også fokus på petroleumssektoren i sin årstale i februar 2016:

*Utfordringen er todelt. (...) Kostnadene [i oljenæringen] må bringes ned i mange ledd for å gjøre virksomhetene mer konkurransedyktige, tilpasset lavere oljepriser. (...) Den andre hovedutfordringen er å legge til rette for at andre næringer skal vokse frem.*

I dette kapittelet ser vi først på utviklingen av norsk økonomi sammenlignet med andre land. Vi ser deretter på utviklingen av økonomien i Norge, hvor utviklingen har vært todelt. Rogaland og Agder har de siste årene vært mer eksponert mot olje- og gassindustrien enn resten av Norge. På bakgrunn av denne todelte økonomien har vi mulighet til å undersøke effekten av oljeprisfallet ved bruk av et naturlig eksperiment. Vi diskuterer nærmere om naturlig eksperiment under delkapittel 3.3.

#### 3.1 Norge – Et oljeavhengig land

Veksten i Norge de siste to tiårene har vært fantastisk, med gunstig endring av bytteforhold, lav arbeidsledighet og høy lønnsvekst sammenlignet med andre land. Olje- og gassindustrien har bidratt til denne velstandsøkningen. Norge er et av de få landene som har klart å forvalte naturressurser på en måte som bidrar til økonomisk vekst. Mange land har opplevd en lavere økonomisk vekst ved funn av naturressurser, noe som ofte omtales som ressursenes forbannelse.

### 3.1.1 Olje- og gassindustrien er viktig for norsk økonomi

Olje- og gassindustrien har spilt en sentral rolle for norsk økonomi, siden vi fant olje i Nordsjøen lille julaften 1969. Bjørnland (2009) undersøkte effekten av oljeprissjokk på Norge, og fant at en 10 prosent økning i oljeprisene førte til en 2,5 prosent økning i aksjeavkastning i Norge, før effekten døde ut. I 2015 sto olje- og gassindustrien for 20 prosent av statens inntekter, 39 prosent av total eksport og 15 prosent av BNP i Norge (Meld. St. 1, 2015-2016). Produktivitetskommissjonen sier at «oljesektoren vil også fremover være en viktig sektor i norsk økonomi, men over tid vil Norge måtte bli mer som andre rike land» (NOU, 2016:3, s. 19).

Funn av naturressurser fører nødvendigvis ikke til velstandsvekst som vi har opplevd i Norge, snarere tvert imot, og kalles ofte for ressursenes forbannelse (Mehlum, Moene, & Torvik, 2006; Sachs & Warner, 2001; Ross, 1999). Mehlum mfl. (2006) undersøkte sammenhengen mellom ressursrike land og land med gode og dårlige institusjoner, og fant at gode institusjoner er sentralt om landet skal lykkes med å forvalte funnet av naturressursene. Boken *Why Nations Fail* ser også på kjennetegn på land som opplever økonomisk vekst helt tilbake 1688-revolusjonen i Storbritannia, og argumenterer også for at gode, inklusive institusjoner<sup>3</sup> er sentralt for den økonomiske utviklingen av et land (Robinson & Acemoglu, 2012).

Selv om Norge har lykkes med å forvalte naturressursene, gjør også olje- og gassindustrien oss mer sårbar, noe vi har sett konsekvensene av siden oljeprisfallet. Da oljeprisene falt på slutten av 1980-tallet ble investeringsetterspørselen fra olje- og gassindustrien redusert slik vi opplever i dag, samtidig som også regjeringen måtte stramme inn på pengepolitikken ettersom statens inntekter fra olje- og gassindustrien falt (Bjørnland, 1998). Dette forverret nedgangen.

Vi er imidlertid i en annen situasjon i dag enn på slutten av 80-tallet, etter at handlingsregelen ble innført i 2001. Dette har gitt oss en langsiktighet i forvaltningen av oljeformuen, og et helt annet handlingsrom i dag sammenlignet med slutten av 80-tallet. Thøgersen-utvalget, som vurderte handlingsregelen og presenterte sine funn sommeren 2015, mener at innfasingen av

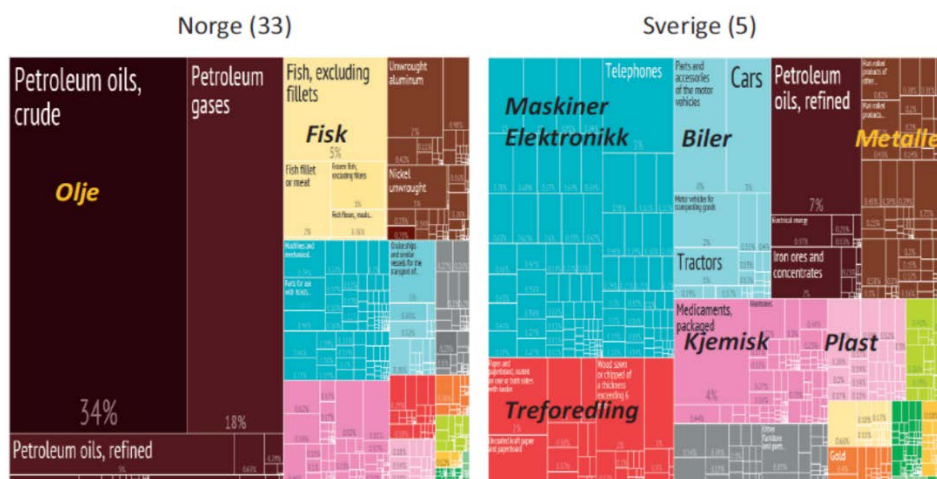
---

<sup>3</sup> At institusjoner er «inklusive» menes at mange personer er med på å ta politiske avgjørelser. Det motsatte er at en liten gruppe mennesker, eller eliter, kontrollerer politiske avgjørelser og er lite villig for endringer.

oljeinntektene i økonomien går for fort, og at Norge har blitt mer oljeavhengig i dag enn hva man så for seg da handlingsregelen ble innført (NOU, 2015:9).

Vi ser fra Figur 3.1 at sammensetningen av vareeksporten til Norge er homogent og lite diversifisert sammenlignet med Sverige. I 2013 sto olje- og gassindustrien for om lag halvparten av eksporten (Meld. St. 1, 2015-2016). Dette gjør Norge sårbar. Selv om andelen har gått ned til 39 prosent i 2015, utgjør eksporten fortsatt en stor del av norsk økonomi. Center for International Development har brukt sammensetningen av vareeksporten til å lage en indikator på hvor kompleks en økonomi er, hvor Norge og Sverige kommer på henholdsvis 33. og 5. plass av totalt 128 land (NOU, 2016:3). Produktivitetskommissjonen sier blant annet:

*Ressursrikdommen har gitt Norge store inntekter, men den har også samtidig hatt betydelig påvirkning på næringsstrukturen (...). En tilleggsrisiko ved en lite diversifisert økonomi er at den er særlig sårbar for svingninger i prisene på enkeltvarer, slik en nå ser med nedgangen i oljeprisen. (NOU, 2016:3, s. 19)*

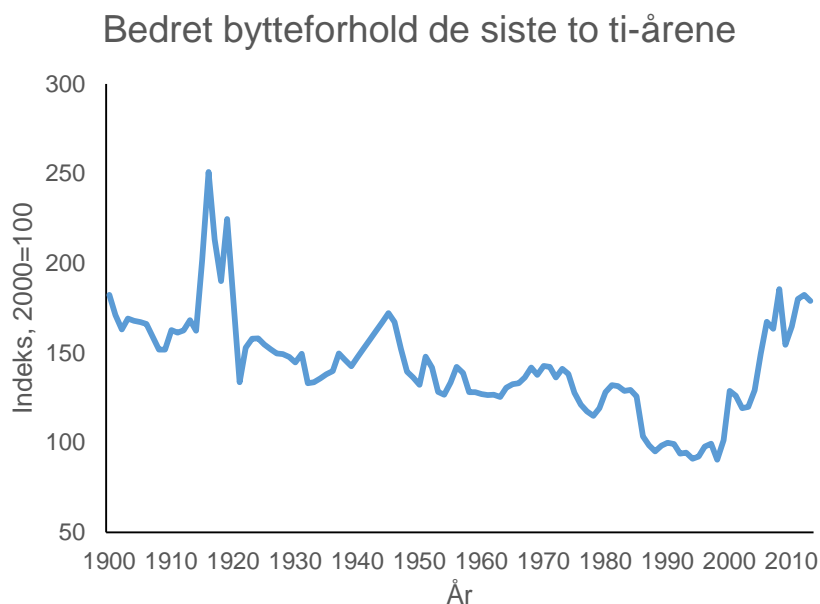


Figur 3.1: Sammensetningen av vareeksport i 2013. Norge og Sverige. (Kilde: Center for International Development)

### 3.1.2 Høy vekst i BNP og inntekt i Norge siden slutten av 90-tallet

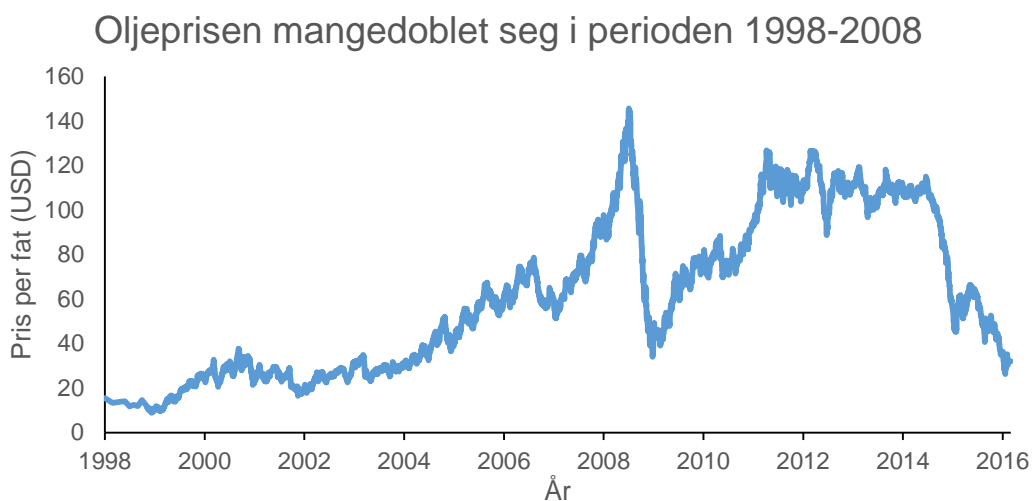
Produktivitetskommissjonen sier at olje- og gassindustrien har hatt et betydelig bidrag til veksten i verdiskapningen og inntekt i Norge, særlig på grunn av gunstige bytteforhold i perioden 1998 til 2008 (NOU, 2015:1). Bytteforhold er definert som forholdet mellom vekst i eksportprisene og vekst i importprisene. Kommisjonen finner at om lag en tredel av inntektsveksten fra 1998 frem til 2013 kan forklares av bedret bytteforhold. Figur 3.2 viser

utviklingen av bytteforholdet i Norge siden 1900, og som vi ser er det kun én gang tidligere at Norge har hatt den gunstige utviklingen i bytteforholdet vi har opplevd de siste to tiårene.



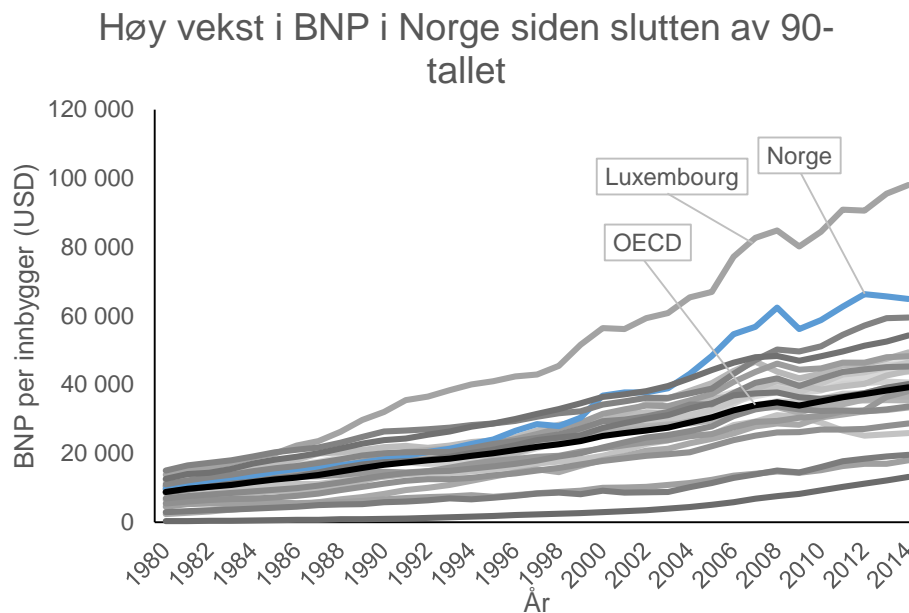
*Figur 3.2: Bytteforhold i Norge fra 1900 frem til 2013. 2000=100. (Kilde: Statistisk Sentralbyrå og Finansdepartementet)*

Olje- og gassindustrien er viktig for Norges økonomi. Utviklingen av oljeprisene er derfor en viktig indikator for utviklingen av bytteforholdet, og derfor også inntektsveksten i Norge. Oljeprisen lå lenge sjeldent særlig over 20-tallet per fat olje frem til år 2000, men økte kraftig i perioden 2003 frem til midten av 2008, noe vi kan se fra Figur 3.3. Økningen av oljeprisen fra 2003 var primært drevet av et positivt globalt etterspørselssjokk, særlig fra fremvoksende økonomer som Kina og India (Kilian, 2009).



*Figur 3.3: Utviklingen av oljeprisen i USD. (Kilde: Bloomberg)*

Norge har hatt en høy vekst i BNP siden slutten av 90-tallet når vi sammenligner med andre utviklede land. Fra Figur 3.4 har vi utviklingen i BNP per innbygger, og vi ser at Norge har det høyeste BNP per innbygger, kun slått av Luxembourg. Grafen i blått viser Norge, mens den i svart viser utviklingen for OECD. Tallene for Luxembourg kommer av spesielle forhold som at man kan bo og arbeide i ulike land, noe som har trukket gjennomsnittlig BNP per innbygger opp (NOU, 2015:1).



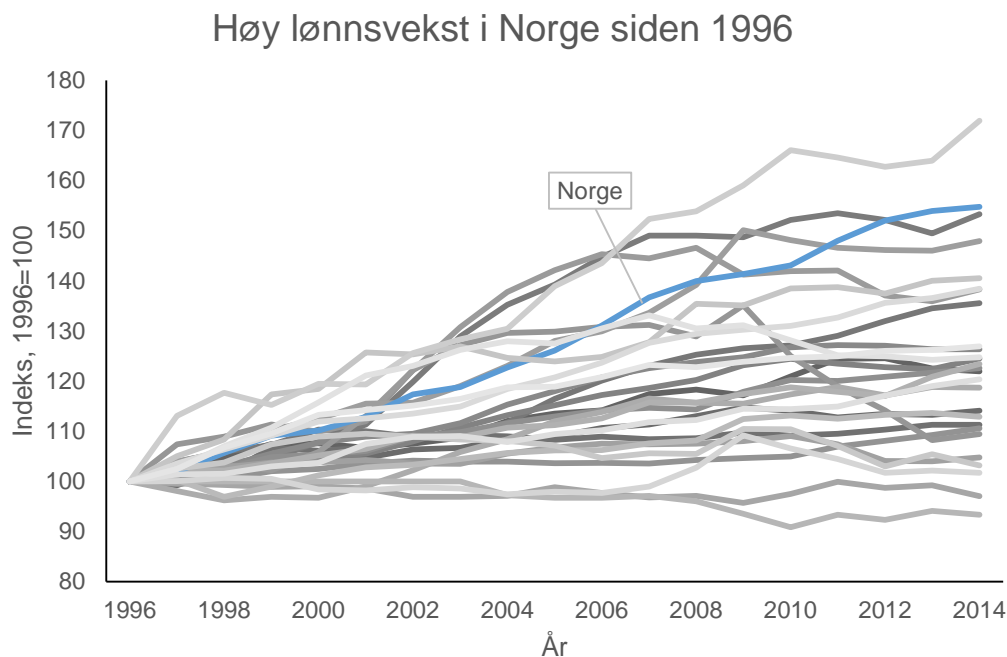
Figur 3.4: Utviklingen i BNP per innbygger i USD for OECD land. (Kilde: OECD)

### *Høy lønnsvekst og lav arbeidsledighet i Norge*

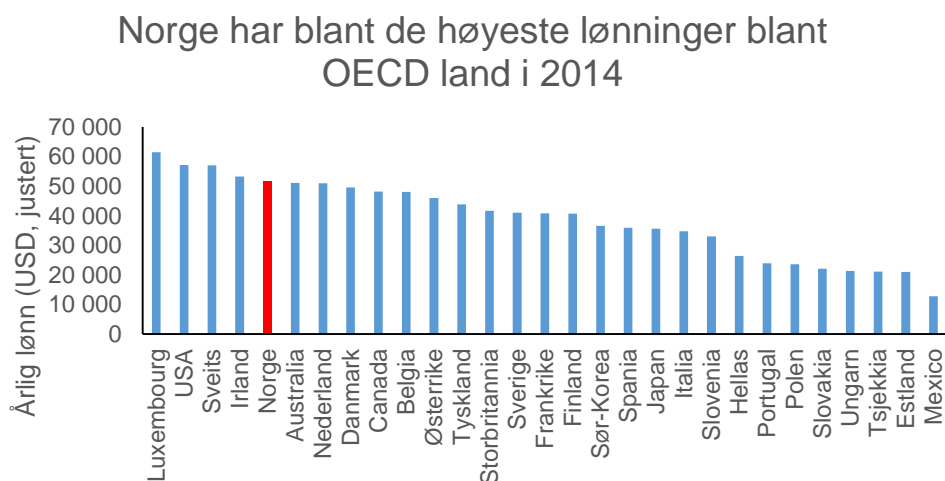
Sammen med høy vekst i BNP, har også lønningene i Norge økt de siste to tiårene, sammenlignet med OECD land, illustrert i Figur 3.5. Utviklingen i lønningene for Norge er illustrert med blå graf, og vi ser at Norge har hatt høyest vekst, kun slått av Slovakia. Figur 3.6 viser årlig lønn i USD justert for kjøpekraftsparitet (PPP) i 2014, og viser at Norge har blant de høyeste lønningene blant landene i OECD. Imidlertid har nedgangen i oljeprisen siden sommeren 2014 ført til at bytteforholdet har falt markant, noe som gjør at Norges Bank anslår at lønnsveksten i 2016 blir den laveste på mer enn 20 år (Norges Bank, 4/2015). Vi diskuterer dette nærmere under kapittel 3.2.

Vi ser på tallene justert for kjøpekraftsparitet for å unngå effekten av (midlertidige) prisendringer i valuta mellom landene når vi ser det over tid (OECD & Eurostat, 2012). Svennebye (2013) definerer kjøpekraftsparitet som «prisnivåindikatorer som uttrykker

prisnivået i et gitt land på et gitt tidspunkt, relativt til prisenivået i ett eller flere andre land» (Svennebye, 2013, s. 6). Det finnes svakheter og bias ved bruk av kjøpekraftsparitet som vi ikke kommer til å gå nærmere inn på i denne oppgaven (se for eksempel Almås (2012)).



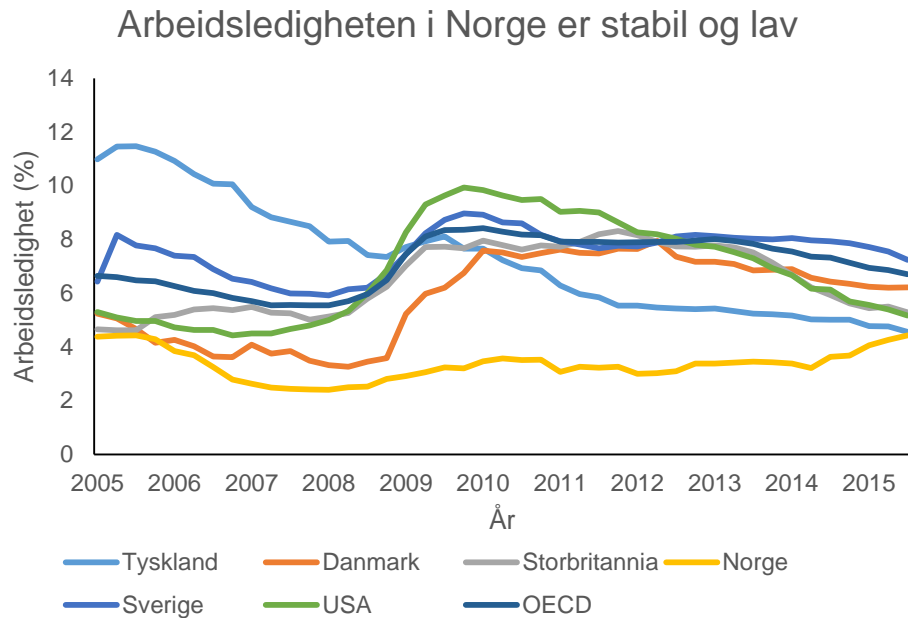
Figur 3.5: Lønnsutvikling for OECD land i 2014 priser i 2014 USD justert for kjøpekraftsparitet, skalert til 1996. (Kilde: OECD)



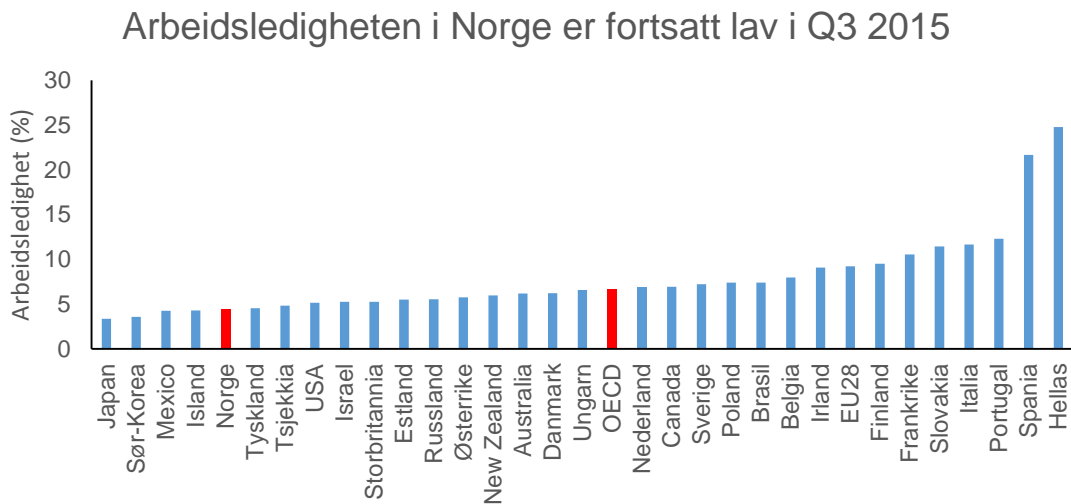
Figur 3.6: Årlig lønn i 2014 i USD justert for kjøpekraftsparitet. (Kilde: OECD)

Sammen med høy lønnsvekst i Norge siden 1996, har også arbeidsledigheten i Norge vært stabil lav, noe vi ser fra Figur 3.7. Selv under finanskrisen økte ikke arbeidsledigheten i Norge noe særlig, sammenlignet med andre utviklede land. Imidlertid har arbeidsledigheten begynt

å øke noe i Norge og redusert i andre land siden oljeprisfallet sommeren 2014. Her finnes det riktignok store regionale forskjeller, noe vi kommer til å se nærmere i neste delkapittel. Sammenligner vi med andre land i OECD, er fortsatt arbeidsledigheten i Norge lav, selv etter oljeprisfallet, noe vi ser fra Figur 3.8.



Figur 3.7: Arbeidsledigheten de siste 10 årene. (Kilde: OECD)



Figur 3.8: Arbeidsledigheten (i %) i Q3 2015 for ulike land. (Kilde: OECD)



---

## 3.2 Oljeprisfallet og pessimismen sprer seg over Rogaland og Agder

Verdiskapning i Norge har de siste tiårene vært enorm, og mye av dette kan forklares gjennom veksten i olje- og gassindustrien. Nesten to tredeler av Norges samlede eksport er direkte og indirekte knyttet til olje- og gasssektoren (NOU, 2015:1). Norge har historisk vært sterkt eksponert mot olje- og gassindustrien, og hovedtyngden av næringen har vært i Rogaland og Agder, med kjerne i Stavangerområdet.

Olje- og gassindustrien har vokst i raskere fart enn resten av fastlandet og annen industri, og Norsk industri og NHO startet å omtale dette som en «todelt økonomi» (Norsk industri, 2012; NHO, 2012). Produksjonen og lønnsveksten har vokst i takt med stigende oljepriser, samtidig som olje- og gassindustrien også har bidratt til økende verdiskapning i fastlandsøkonomien i Norge (NOU, 2016:3).

I dag er situasjonen imidlertid snudd. Oljeprisfallet har ført til at økonomien i Rogaland og Agder gjør det betydelig dårligere, mens eksportindustrien ellers i landet har fått styrket konkurransevnen på grunn av en svekket krone. Vi går riktignok ikke i detalj om forhold om valuta og konkurransevne, men ser på utviklingen i de store linjene og ser på oljepris, arbeidsledighet og boligpriser.

### 3.2.1 Oljeprisen har falt nesten 70 prosent siden sommeren 2014

Oljenæringen har historisk spilt en sentral rolle for Norge, og norsk økonomi er fremdeles sterkt oljeavhengig. Norsk økonomi er derfor sensitiv til svingninger oljeprisen. Oljeprisen er volatil, noe vi ser fra Figur 3.9 hvor oljeprisen nådde sin topp rett i forkant av finanskrisen, mens den har vært fallende siden sommeren 2014. For halvannet år siden lå oljeprisen på over 110 dollar per fat, mens prisen den siste tiden har vært i underkant av 40 dollar per fat. Oljeprisen har mer enn halvert seg fra sommeren 2014 til sommeren 2015, noe som har påvirket olje- og gassindustrien drastisk. Fra sommeren til 2014 til begynnelsen av 2016, har oljeprisen falt med over 70 prosent.

Samtidig som oljeprisen har steget fram mot sommeren 2014, har også kostandene relatert til oljenæring økt kraftig (Norges Bank, 4/2015). Som følge av et økt kostnadsnivå, har den norske oljenæringen fått svekket konkurransevne (NOU, 2015:1). Lav produktivitetsvekst og lav produksjonsvekst siden 2005 har blitt skygget over av høye oljepriser (NOU, 2016:3), men

med fallene oljepris har kostnadsproblemene kommet fram i dagslyset og skapt store problemer og turbulens for oljenæringen. Oljefelter og prosjekter som tidligere var lønnsomme, er ikke lengre lønnsomme med dagens oljepris. Dette fører til kraftig kutt og nedskjæringer i arbeidsstokken.



Figur 3.9: Oljeprisen de siste fem årene i USD. (Kilde: Bloomberg)

Lavere etterspørsel fra olje- og gassindustrien har ført til betydelig lavere aktivitet og svekket lønnsomhet i næringer som lever varer og tjenester til oljenæringen (Finanstilsynet, 2015b). På bakgrunn av oljeprisfallet har produksjonen og investeringer i oljenæringen avtatt, og som følger av den store påvirkningen på andre oljelerelaterte næringer, har de negative virkningene forbundet med oljeprisfallet blitt forsterket (Norges Bank, 4/2015). Oljeprisfallet har bidratt med en generelt økt usikkerhet knyttet til norsk økonomi (Finanstilsynet, 2015b).

Effekten av oljeprisfallet begynner i større grad og å få ringvirkninger over i den generelle norske økonomi. Flere indikatorer bekrefter at vi går tøffere tider i møte, og spesielt er pessimismen stor i oljeleverandørindustrien (Finanstilsynet, 2015b). De fleste industribedrifter oppfatter framtidsutsiktene som mer negative enn før, og dette speiler over på det generelle næringslivet.

En undersøkelse gjort av Finans Norge og TNS Gallup (2016:1) måler kvartalsvis forventningene til det norske folk gjennom Forventningsbarometeret, og resultatene viser at pessimismen stiger samtidig som troen på egen økonomi svikter (Finans Norge & TNS Gallup, 2016:1). Resultatene målt fra første kvartal i 2016 er de tredje laveste siden

Forventningsbarometeret ble gjennomført for første gang i 1992, og reflekter usikkerheten og den lave tilliten til dagens økonomiske situasjon. Konsekvensen av at husholdningene er usikre på framtiden kan føre til overreaksjon ved økt sparing og innstramming i forbruk. Dette vil igjen påvirke norsk økonomi negativt, og forsterke den nedadgående spiralen.

Vi ser av Figur 3.10 hvordan forventningene til egen økonomi svinger i takt med den økonomiske situasjonen. Vi ser to helt klare nedgangstider, under finanskrisen og nå. Mens både Sør-Vestlandet og Norge som helhet hadde samme forventninger til egen økonomi under finanskrisen, ser vi nå helt klare tendenser til at forventningene på Sør-Vestlandet er lavere enn resten av Norge. Dette gjenspeiler nedgangen i oljesektoren og usikkerheten som sprer seg i regionen. Vi forventer at veksten i husholdningsgjelden stopper opp i Rogaland og Agder som følge av dette.

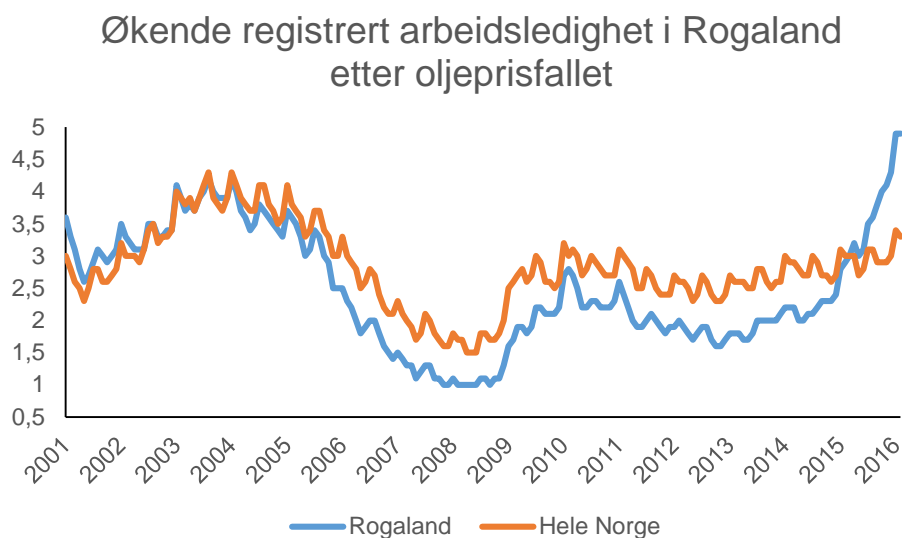


Figur 3.10: Forventningsbarometeret 2005Q1 til 2016Q1, ujustert. (Kilde: TNS Gallup og Finans Norge)<sup>4</sup>

<sup>4</sup> Finans Norge og TNS Gallup publiserer forventningsundersøkelsen kun aggregert for hele Norge. Vi har fått utlevert datasett fra Finans Norge fra hele undersøkelsene brutt ned i mindre grupper som regioner, utdanningsnivå, inntektsgrupper, alder og kjønn.

### 3.2.2 Arbeidsledigheten har økt signifikant i Rogaland

Rogaland har hatt en relativ lav arbeidsledighet mens olje- og gassindustrien har vokst og utviklet seg. I 2014 bodde nærmere halvparten av de sysselsatte i olje- og gassindustrien i Rogaland (Ekeland, 2015). Bransjen er også mannsdominert, hvor kvinner utgjorde 20,8 prosent av sysselsatte i 2014. Vi kan se av Figur 3.11 at ledigheten i Rogaland de siste årene har ligget stabilt under arbeidsledigheten generelt i Norge. Etter oljeprisfallet har denne situasjonen endret seg drastisk. Fra å ligge under gjennomsnittet, ser vi nå at den registrerte ledigheten i Rogaland, målt av NAV, har økt kraftig. I dag er denne regionen i Norge med høyest arbeidsledighet. Dette kommer som en konsekvens av svekket lønnsomhet i den oljerelaterte næringen. Ledigheten er forventet å øke i tiden framover (Norges Bank, 4/2015).



*Figur 3.11: Registrert arbeidsledighet totalt i Norge og Rogaland. Ikke sesongjustert. (Kilde: SSB)*

Hadde man sett på den ledigheten fra arbeidsmarkedsundersøkelsen (AKU-ledigheten), undersøkt av SSB, ville tallene være høyere på landsbasis. Grunnen til dette er at det finnes ledige som ikke registrerer sin ledighet hos NAV på grunn av diverse årsaker. Vi har ikke tatt med AKU-ledighet da tallene er kvartalsvis, mens vi har månedlige tall fra NAV, samt at AKU-tallene kun presenteres for Norge som helhet.

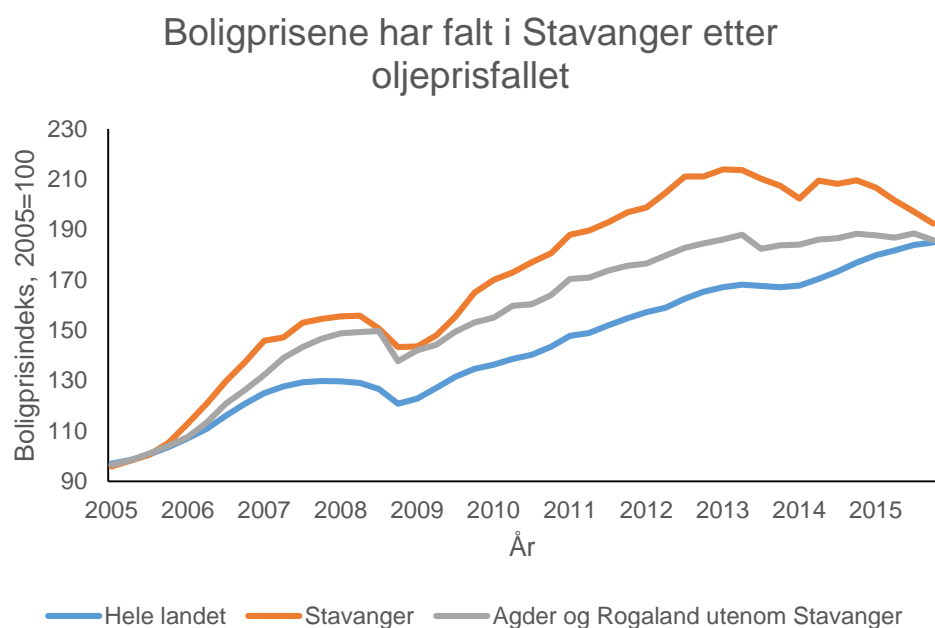
Det høye norske kostnadsnivået gjør det krevende å omstille konkurranseutsattsektor til andre markeder (NOU, 2015:1). De negative ringvirkningene, som følge av oljeprisfallet og de dårlige utsiktene til oljerelatert næring, kan bli store dersom oljeprisen forblir lav og omstillingen av økonomien går langsomt (Finanstilsynet, 2015b).

I følge Torbjørn Kjus, oljeanalytiker i DNB Markets, er over 30 000 jobber forsvunnet i oljenæringen den siste tiden på bakgrunn av oljeprisfallet, og tallet er forventet å stige (NTB, 2016). Dette er kun jobber som er direkte tilknyttet oljenæringen, og inkluderer man også indirekte jobber blir tallet derfor mye høyere.

Inntektssjokket, som følge av arbeidsledigheten, kan skape store problemer for husholdningene. Husholdninger med mye gjeld er ekstra sårbare, og et negativt inntektssjokk vil føre til økt sparing og innstramminger i konsumet (Dobbs, Lund, Woetzel, & Mutafchieva, 2015). Når husholdningene begynner å bruke mindre penger, kan dette føre til at den norske økonomien bremses opp, og kan være en driverne for resesjon.

### 3.2.3 Fallende boligpriser i Stavanger

Vi kan se av Figur 3.12 hvordan boligprisen har økt betraktelig mer i Stavanger enn resten av Norge de siste 10 årene. Samtidig som boligprisene har økt, har også gjeldsbelastningen økt (Finanstilsynet, 2015b). Fra og med sommeren 2014, da oljeprisen begynte å falle, kan vi se en klar nedgang i boligprisene for Stavanger-regionen fra Figur 3.12.



*Figur 3.12: Boligprisindeks for alle typer boliger, sesongjustert. 2005=100. (Kilde: SSB)*

Det er store regionale forskjeller, og forskjellene har blitt tydeligere gjennom 2015. Den todelte økonomien har gjort seg gjeldene, og mens prisveksten har vært sterk i byer som Oslo, har veksten i Stavanger og resten av Sør-Vestlandet vært svak eller fallende. Det er tydelig at

der hvor oljesektoren utgjør en stor en av samlet næringsvirksomhet, er utviklingen svak (Norges Bank, 4/2015; Finanstilsynet, 2015b). En annen faktor som påvirker boligmarkedet er den økte arbeidsledigheten. Fallende boligpriser sammen med økende arbeidsledighet kan skape en nedadgående spiral (Dobbs, Lund, Woetzel, & Mutafchieva, 2015).

### 3.3 Naturlig eksperiment for å undersøke effekten fra oljeprisfallet

Meyer (1995) mener at et godt naturlig eksperiment har vi når

*(...) there is a transparent exogenous source of variation in the explanatory variables that determine the treatment assignment. (...) If one cannot experimentally control the variation one is using, one should understand its source. (Meyer, 1995, s. 151)*

Vi kan naturligvis ikke kontrollere et oljeprisfall, men vi kan forstå hvordan oljeprisfallet har påvirket Norge. Som vi har diskutert over har vi utviklet en todelt økonomi i Norge. Oljeprisfallet har påvirket Rogaland og Agder i større grad, og da særlig Stavanger, sammenlignet med resten av Norge. Arbeidsledigheten har økt betydelig i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge, det samme gjelder boligpriser som har falt eller stagnert i Rogaland og Agder, men fortsatt å øke i resten av Norge. Dette gjør at vi har et naturlig eksperiment, hvor oljeprisfallet er gitt eksogent, som fører til at vi kan undersøke problemstillingen ved hjelp av difference-in-difference (heretter kalt DiD).

#### *Sammenlignbare grupper?*

Det kan diskuteres om de to gruppene vi undersøker er like i utgangspunktet før oljeprisfallet, da dette er en av forutsetning ved bruk av DiD (Meyer, 1995). Som diskutert tidligere har vi vist at veksten har vært betydelig større i Rogaland Agder sammenlignet med resten av Norge i forkant av oljeprisfallet sommeren 2014, og det kan derfor stilles spørsmålsteget om denne forutsetningen er oppfylt.

Det finnes studier som har korrigert for at treatment- og kontrollgruppen i utgangspunktet ikke er like eller har fulgt samme trend i forkant av en eksogen endring. Se for eksempel Abadie & Gardeazabal (2003), Abadie mfl. (2010) og Abadie mfl. (2015). Abadie & Gardeazabal (2003) undersøkte hvordan terrorisme fra 1960-tallet i Baskerlandene påvirket utviklingen av BNP, ved bruk av en syntetisk kontrollgruppe uten terrorisme. Den syntetiske kontrollgruppen var

---

basert på 17 regioner i Spania, og ble satt sammen slikt at kontrollgruppen tilsvarte Baskerlandene før terrorangrepene.

Imidlertid har de studiene vi har sett på brukt en mye lengre tidsserie, og også hyppigere observasjoner, enn de dataene vi har tilgang til. Vi har kun data fra 2001 med tre års mellomrom, bortsett fra mellom 2007 og 2012, hvor det var fem års mellomrom. Det er derfor lite hensiktsmessig for oss å korrigere gruppene i denne studien.

På en annen side ser vi at boligprisene i Rogaland og Agder utenom Stavanger har utviklet seg relativt likt som resten av Norge etter finanskrisen i 2009 frem til 2. kvartal i 2013, selv om boligprisene i Rogaland og Agder har ligget på et høyere nivå. Arbeidsledigheten i Rogaland har også utviklet seg relativt som resten av Norge, selv om nivået her er noe lavere enn resten av Norge. Vi erkjenner at gruppene er en svakhet med analysen vår, men mener at dette ikke vil by på store problemer.

### *Tilstrekkelig mange tidsperioder?*

Videre kan det diskuteres om det er en svakhet at vi kun ser på to tidsperioder (2012 og 2015). I robuste analyser bør det inkluderes flere perioder der vi observerer en periode før den eksogene endringen skjer, en periode under en eksogen endring, samt en periode i etterkant (Bharadwaj, Johnsen, & Løken, 2012). Grunnen til dette er å øke sikkerheten for at endringene som skjer i etterkant av den eksogene endringen ikke er tilfeldig. Det er derfor en svakhet med analysen vår at vi kun har data for to perioder.

Samtidig viser en metastudie av Bertrand mfl. (2014) som undersøkte 92 DiD-studier at man i disse studier ofte ignorerer problemer med autokorrelasjon når man ser på en lengre periode, noe man ofte har problemer med ved bruk av tidsseriedata (Wooldrige, 2013). Konsekvensen av dette er at vi vil få feil t-verdi, som er høyere enn den virkelige på grunn av standardavviket er lavere enn den virkelige (Wooldrige, 2013). Bertrand mfl. (2014) foreslår at man kan løse dette problemet med å slå sammen datasettet i to perioder, før og etter en eksogen endring. Dette er noe vi gjør, selv om vi bare har fra to punkter.

Da vårt datasett viser akkumulert prisstigning og gjeld, mener vi at det ikke er behov for å inkludere tidligere tidsperioder. Hvis vi skulle inkludert tidligere tidsperioder, er nærmeste tilgjengelige datasett fra 2007. Mye har endret seg siden den gang, blant annet på bakgrunn av finanskrisen. Vi tror at det vil by på flere problemer ved å inkludere tidligere tidsperioder, enn svakheten med at vi kun har to observasjoner fra to perioder. Ved å inkludere undersøkelsene

fra 2007 mener vi at dette vil skape mer støy enn merverdien av å øke robustheten ved flere observasjoner fra tidligere år.

### 3.4 En lang sommer er over, nå kommer vinteren

Sentralbanksjef Øystein Olsen (2016) sa i sin årstale i 2016 at «Økonomisk sett har vi hatt en usedvanlig lang sommer. Nå kommer vinteren.». Dette er for så vidt også en fin oppsummering på dette kapitlet. Den økonomiske utviklingen i Norge har vært fantastisk de siste to tiårene, godt hjulpet av bedret bytteforhold. Imidlertid har Norge utviklet en todelt økonomi, hvor olje- og gassindustrien i Rogaland og Agder har hatt en utrolig utvikling sammenlignet med resten av Norge. I takt med økende oljepris og boligpriser har regionen utviklet seg i stor hastighet. Etter oljeprisfallet sommeren 2014 endret riktignok dette seg, og regionen er nå preget av stor usikkerhet og pessimisme.

På grunn av at utviklingen i Rogaland og Agder er forskjellig fra resten av Norge i etterkant av oljeprisfallet, gir dette oss muligheten til videre analyse ved å bruk av naturlig eksperiment. Dagens situasjon i Stavanger og i resten av Rogaland og Agder kan ses på som en nedadgående spiral, hvor den negative effekten forsterkes og kan skape et tilbakeslag for norsk økonomi. Fallende oljepris, fallende boligpriser, økende arbeidsledighet, lavere vekst, store usikkerhetsmomenter og økende pessimisme knyttet til oljerelatert næring skaper store utfordringer for norsk økonomi i tiden som kommer.



---

## 4 Data og metode

I dette kapittelet ønsker vi å diskutere og presentere metoder og modeller vi bruker for å svare på den overordnede problemstillingen: «Hvordan påvirker oljeprisfallet husholdningsgjelden i Norge?». For å kunne svare på problemstilling benytter vi oss av en regresjonsmodell. For å skape en god modell, er man avhengig av et godt forskningsdesign. Meyer (1995) mener at det bør være tre hovedmål ved utvikling av et forskningsdesign: 1) finne variasjoner i forklaringsvariabler som er eksogene, 2) finne tilsvarende grupper som er sammenlignbare og 3) undersøke implikasjonene ved hypotesetesting.

Oljeprisfallet er eksogent gitt, og oppfyller dermed det første kriteriet. Oljeprisfallet har rammet Rogaland og Agder betydelig mer enn resten av Norge, og det er derfor variasjoner innad i de ulike regionen i Norge som kan videre utforskes. Om disse to gruppene er sammenlignbare er et litt vanskeligere spørsmål, noe vi diskuterte under delkapittel 3.3. Vi mener at disse to gruppene er sammenlignbare ved at boligpriser og arbeidsledigheten har utviklet seg mer eller mindre likt i perioden etter finanskrisen til oljeprisfallet. Imidlertid er det store forskjeller knyttet til næringsstruktur innad i regionene, hvor Rogaland og Agder har en større andel innen olje- og gassindustrien. Dette er en svakhet med analysen vår.

Ved å undersøke implikasjoner for hvordan oljeprisfallet påvirker husholdningsgjelden i Norge, kan vi se hvordan et negativt sjokk, i form av lavere boligpriser eller et inntektsbortfall, påvirker husholdningsgjelden. Ved å se på effekten av dette er det mulig å gi beslutningstakere et bedre grunnlag for å ta avgjørelser rundt regulering av bolig- og boliglånsmarkedet.

### 4.1 Datasett fra levekårsundersøkelsene

Datasettet vi bruker for å undersøke effekten av oljeprisfallet er tverrsnittsdata fra levekårsundersøkelsen EU-SILC med fokus på bolig og boforhold i 2012 og 2015, gjennomført av SSB. Datasettet er anonymisert og utlevert av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste AS (NSD). Undersøkelsen er primært gjort ved bruk av PC-assistert intervjuing via telefon. Intervjuene ble gjennomført i perioden 9.januar til 23. juli i 2012 og 5. januar til 27. juni i 2015 (Vrålstad, Wiggen, & Thorsen, 2013; Revold & Holmøy, 2016). Informasjon fra en rekke registrer blir koblet på, både før og etter undersøkelsen.

Undersøkelsen har blitt gjennomført siden 1973, og ble fra 1996 gjennomført årlig. I 2011 ble undersøkelsen samordnet med EU-forordnede undersøkelsen Survey on Income and Living Conditions (EU-SILC), som roterer med en syklus på tre år som belyser ulike temaer om levekår. Undersøkelsene om bolig og boforhold har blitt gjennomført i 1997, 2001, 2004, 2007, 2012 og 2015. Se Vrålstad mfl. (2013) og Revold & Holmøy (2016) for detaljer om levekårsundersøkelsene.

Som med alle undersøkelser er disse basert på subjektive svar fra husholdningene, slik at en feilmargin med det virkelig bildet vil være tilstede. Sentrale variabler som kjøpspris av bolig, estimert salgspris av bolig og størrelsen på lånene er selvrapporterte og kan derfor være feil. Mest bekymret er vi over estimert salgspris, som er en subjektiv forventning, og ikke nødvendigvis den reelle markedsprisen.

#### **4.1.1 Timingproblem**

En annen svakhet med datasettet er timingen av når undersøkelsen blir gjennomført. Undersøkelsen ble gjort i første halvår i 2015, slik at det kan hende at datasettet ikke ennå reflekterer effekten fra oljeprisfallet. Vi har sett fra kapittel 2 og 3 at de økonomiske utsiktene i Rogaland og Agder har forverret seg ytterligere etter sommeren 2015, med enda større boligprisfall og økt arbeidsledighet.

Vi er også noe uheldig med undersøkelsen i 2012, som ble gjort etter gjeldskrisen Europa opplevde 2011, noe som kan ha smittet over til Norge. Blant annet økte pengemarkedsrenten i Norge (NIBOR) og husholdningens forventning til egen økonomi, vist i Figur 3.10, forverret seg frem til slutten av 2011. Norges Bank var bekymret over utviklingen i Eurosonen i slutten av 2011, men var mer optimistisk i starten av 2012, som de skriver i sin pengepolitiske rapport i mars 2012:

*I sin drøfting på møtet 14. desember 2011 pekte hovedstyret på den forsterkede uroen ute og at risikoen for en ny resesjon hadde økt, særlig i Europa. (...) Situasjonen i de internasjonale finansmarkedene har bedret seg siden desember i fjor. (Norges Bank, 1/2012, s. 7)*

Siden uroen i Europa påvirker hele Norge i 2012, kan vi fortsatt utføre et naturlig eksperiment. Det vi imidlertid vil få problemer med er at andelen med betalingsproblemer og antall

---

husholdninger som har vanskeligheter i sin egen økonomi kan være noe høy i 2012, noe vi vil se i den deskriptive analysen.

En annen utfordring er at det kan tenkes at de som blir rammet av oljeprisfallet og mister jobben i Rogaland og Agder, har flyttet til et annet sted i landet. Dette kan skape en bias og en skjevhet i datasettet når vi skal analysere forskjellene mellom disse to gruppene. Stambø (1998) undersøkte regional mobilitet i arbeidsstyrken i Norge på slutten av 90-tallet, og fant at arbeidsledige har en betydelige større mobilitet mellom fylkene enn sysselsatte. Samtidig skriver Danske Bank Markets (2016) i sin analyse av Nordic Outlook-rapport for mars at arbeidsledigheten i Rogaland er høy på grunn av mangel på geografisk mobilitet, hvor antall ledige stillinger hos NAV har økt den siste tiden.

Det kan også tenkes at nordmenn «fornekter» at vi er i en nedgangssituasjon. Vi er vant til at alt ordner seg, og folk oppfører seg som vanlig, og satser på at det går bra. Levekårsundersøkelsen er i stor grad subjektiv, og dette er en bias som kan slå inn. Som allerede nevnt tidligere har tilstanden i norsk økonomi forverret seg ytterligere etter at undersøkelsen ble gjennomført, og det er mulig at man ikke tok krisen på alvor da undersøkelsen ble gjennomført i 2015.

#### **4.1.2 Utvalgskjevhet – Ikke tilfeldig frafall**

Levekårsundersøkelsene er gjennomført med et representativt utvalg av personer i alderen 16 år og over, bosatt i private husholdninger (institusjonsbeboere er holdt utenfor), trukket fra BEREG<sup>5</sup>. I 2012 og 2015 var utvalget på henholdsvis 11 387 og 11 761 personer, og av disse var henholdsvis 262 og 243 personer ikke lenger i målgruppen i undersøkelsen, fordi de var utvandret, bosatt på institusjon eller døde. Svarprosenten blant resterende var på henholdsvis 55,6 og 55,5 prosent. Svarprosenten har vært nedgående de siste årene, og var i 1998 på 73 prosent.

Utvalgsskjevhet kan oppstå ved tilfeldigheter i utvalgstrekkningen eller som følge av frafall, noe som kan føre til at fordelingen av enkelte kjennemerker ikke er lik fordelingen i populasjonen (Revolv & Holmøy, 2016). Det er rimelig å anta at tilfeldigheter i trekkingen

---

<sup>5</sup> BEREG er den sentrale demografi-/befolkningsdatabasen i SSB, og oppdateres daglig med opplysninger fra Det sentrale folkeregisteret.

ikke rammer systematisk enkelte befolkningsgrupper. Utvalgsskjevhet som følge av trekkprosedyren er erfaringsmessig små, men for frafall betydelig, og bør vies oppmerksomhet til. Skjevheter som følge av forskjeller i de SSB ønsker å intervju, bruttoutvalget, og de som de får faktisk får intervjuet, nettoutvalget, er ofte et problem.

Fra datasettet har vi en underrepresentasjon av de med grunnskole som høyeste utdanning, og en overrepresentasjon med de med 3-årig høyere utdanning sammenlignet med netto- i forhold til bruttoutvalget. Videre er menn og personer mellom 45-79 år overrepresentert. Personer mellom 24-44 år og over 80 er noe underrepresentert.

### **4.1.3 Korrigering av frafall**

Frafall er ikke et problem dersom det er tilfeldig hvem som ikke svarer på undersøkelsen (Sandlie & Grødem, 2013). Som vi har sett er det ikke tilfeldig hvem som ikke svarer på undersøkelsen. Konsekvensen av dette er at vi ikke kan vite med sikkerhet at resultatet vi får ville vært det samme som vi ville fått om vi hadde undersøkt hele befolkningen (Revold & Holmøy, 2016). For å korrigere noen av skjevhetene i nettoutvalget i forhold til bruttoutvalget, har SSB laget en vekt, både for individet og for husholdningen basert på utvalgsriteriene. På den måten vil de personer med kjennetegn som er underrepresentert teller mer, mens personer med kjennetegn som er overrepresentert teller mindre.

Frafallsvekten beregnes som følger (Revold & Holmøy, 2016): Individer med de samme karakteristikkene (kjønn, aldersgruppe, utdanningsnivå og registrert familiegruppe) plasseres i samme gruppe, også kalt stratum. Til sammen har vi 200 ulike stratum. Innen hvert stratum deler man nettoutvalget på bruttoutvalget, og får frafallsvekt. Til slutt korrigeres vektene slik at summen av vektene blir lik antall personer i bruttoutvalget. I denne oppgaven ønsker vi ikke å kun bruke individenes frafallsvekten, fordi vi primært ikke er opptatt av individer, men av hushold. Dette er likt med hva Sandlie & Grødem (2013) har gjort ved analyse av levekårsundersøkelsene med samme begrunnelse.

Vi ser i denne oppgaven på hvordan oljeprisfallet påvirker husholdningsgjelden, og er derfor interessert i husholdninger. Siden husholdninger med mange personer over 16 år har større sannsynlighet for å bli trukket ut, ønsker vi å korrigere for dette med en husholdningsvekt (Sandlie & Grødem, 2013). SSB har korrigert dette ved å dele én med antall personer over 16 år i husholdet.

$$\text{Husholdningsvekt} = \frac{1}{\text{Antall personer over 16 år}}$$

Dette er i samsvar med det som har blitt gjort i tidligere analyser av bolig og levekår, som i Gulbrandsen (2006) og Sandlie mfl. (2010), ifølge Sandlie & Grødem (2013). Kombinerer vi husholdningsvekten med frafallsvekten, får vi husholdningens frafallsvekt, og er lik

$$\text{Husholdningens frafallsvekt} = \text{Husholdningsvekt} \times \text{Frafallsvekt} \quad (4.1)$$

Denne ønsker vi imidlertid å bruke, noe som er lik det Bystrøm & Almaas (2014) har gjort, slik at vi får korrigert for frafall som ikke er tilfeldig, samt at vi korrigerer for husholdninger som har høyere sannsynlighet til å bli trukket ut i undersøkelsen. Vi bruker husholdningens frafallsvekt i alle regresjoner og tabeller med mindre noe annet er nevnt.

#### 4.1.4 Anonymisert datasett og kobling av registerdata

For å beholde anonymiteten til individene, har SSB fjernet en del av informasjon, både under undersøkelsen og registerdata som har blitt koblet til. Blant annet blir yrke, næring og utdanning kun levert på to siffer, det vil si kun utdanningsnivå og utdanningsområde, og geografisk kjennetegn er på landsdelsnivå. I denne prosessen blir også verdier avrundet, og ekstremverdier fjernet.

For å beholde anonymiteten har SSB en maksverdi på nåværende gjeld, estimert salgspris eller kjøpspris på 100 millioner kr (Revolv & Holmøy, 2016). Dette påvirker det virkelige gjennomsnittet i utvalget, ved at gjennomsnittet blir trukket ned. Vi har valgt å fjerne disse observasjonene, siden vi er avhengige av å se på forholdet mellom disse tre variablene for at analysen skal gi mening. I de fleste tilfeller vil fordelingen for hele utvalget likevel stemme godt, med unntak av inntektsvariabler der ekstremverdier er mer vanlig (Vrålstad, Wiggen, & Thorsen, 2013). Med inntektsdata deler vi individene i tre grupper avhengig av inntektsnivå (lav, middels, høy), istedenfor å bruke tallene direkte, slik at vi fjerner noe av dette problemet.

For variablene *nåværende gjeld*, *salgspris* og *kjøpspris* har vi valgt å erstatte de mest ekstreme verdiene med de nest mest ekstreme verdiene ved å bruke «winsorizing» (Hellerstein, 2008). Dette er gjort for de 1 prosent mest ekstreme verdiene, både høyest og lavest. Dette gjør at analysen vår blir mindre sensitive til ekstremverdier, som kan gi store utslag på regresjonsanalysen.

Siden ligningsdata for et år ikke blir tilgjengelig før året etter ligningen er fullført, har vi kun ligningsdata for 2014 i undersøkelsen fra 2015. Dette er en svakhet med datamaterialet, og er særlig problematisk i forbindelse med analyser av husholdninger som har endret boligsituasjon fra 2014 til 2015 (Sandlie & Grødem, 2013). Dette er spesielt relevant i vår studie, hvor vi ser på hvordan oljeprisfallet har påvirket husholdningsgjelden, og inntektene kan ha endret seg vesentlig fra 2014 til 2015. Som diskutert tidligere har arbeidsledigheten i Rogaland og Agder økt betydelig siden sommeren 2014. Vi må derfor forvente at en del husholdninger i Rogaland og Agder har opplevd et inntektsbortfall, noe som kan ha en innvirkning på husholdningsgjelden og bosituasjonen.

#### **4.1.5 Klargjøring av datasett**

I det originale datasettet har vi totalt 12 579 observasjoner, henholdsvis 6 186 observasjoner fra 2012 og 6 393 fra 2015. Vi behandler datasettet likt som Almaas mfl. (2015). Det endelige datasettet vi bruker i analysen er på 5 648 observasjoner, 2 816 og 2 832 observasjoner fra henholdsvis 2012 og 2015. For Rogaland og Agder har vi henholdsvis 451 og 443 observasjoner i 2012 og 2015.

Først fjerner vi husholdninger som ikke har et fullt eierskap til boligen de bor i. Undersøkelsen kategoriserer eierskap i tre måter, «selveier» (9 059), «borrettslag eller boligaksjeselskap» (1 399) og «leier» (2 015). I tillegg har vi 106 respondenter som ikke har besvart spørsmålet. De som leier er irrelevant for vår studie, og inkluderes ikke. Vi fjerner også de som bor i borrettslag eller boligaksjeselskap, da fellesgjelden ikke er med i balansen deres som vi kan observere, slik at vi vil få en misvisende belåningsgrad. Fjerner vi disse i tillegg til husholdninger med manglende observasjoner, sitter vi igjen med 9 059 observasjoner.

Videre fjerner vi observasjoner med manglende informasjon om nåværende gjeld (294), salgpris (722), og kjøpspris (545). Her har vi også fjernet observasjoner som SSB har kuttet på toppen, siden dette ikke vil gi oss et riktig bilde når en del av informasjonen utelates. Vi er avhengige av informasjonen fra disse variablene for å kunne måle «cash-out» refinansieringseffekten. I tillegg fjerner vi de som har manglende informasjon om antall lån og som har blitt kodet 98 eller 99 (15).

Til slutt fjerner vi husholdninger som har bodd i boligen i mer enn 25 år (1 835). For en lang tidsperiode vil mange karakteristika fra husholdningen endre seg, som hvem som bor der, inntekt og utdannelsesnivå, noe som gjør det vanskelig å gjøre empiriske funn (Almaas,

Bystrøm, Carlsen, & Su, 2015). Selv om husholdningen har tatt ut penger i løpet av denne lange perioden, vil det også være sannsynlig at de har betalt tilbake pengene, slik at «cash-out» ikke lenger er i balansen deres nå. En stor del av lånene vil også være nedbetalt når vi ser på en periode på over 25 år. Vi har valgt å beholde manglende observasjoner om når husholdningen kjøpte boligen (38), og har satt eielengden for disse husholdningene lik 0 år.

## 4.2 Deskriptiv analyse

I følgende delkapittel vil vi se på den deskriptive analysen av variablene vi bruker fra datasettet. Vi starter med å se på oppsummerende statistikk, før vi ser nærmere på betalingsproblemer og vanskeligheter i husholdningens økonomi. Tabell 4.1 gir oss oppsummerende statistikk over de viktigste variablene vi bruker i analysen for hele datasettet, mens Tabell 4.2 gir en oversikt over de samme variablene for 2012 og 2015, og Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge. Se Appendix I for detaljert oversikt og definisjon over variablene.

*Tabell 4.1: Oppsummerende statistikk over de viktigste variablene*

	Gj.snitt	p25	p50	p75	Min	Max	Std.av.	N
HarLån	0.81	1.00	1.00	1.00	0.00	1.00	0.39	5648
TotaltInntekt	0.83	0.50	0.79	1.12	-1.43	1.68	0.41	5648
Gjeld/Inntekt	2.02	1.09	1.82	2.72	0.00	4.63	1.23	4693
Gjeld/Salgspris	0.42	0.12	0.41	0.65	0.00	2.00	0.36	5648
Gjeld/Kjøpspris	0.89	0.26	0.73	1.00	0.00	7.67	1.09	5648
Kjøpspris	2.02	0.95	1.60	2.60	0.00	86.10	2.23	5648
Salgspris	3.54	2.00	3.00	4.25	0.50	90.00	2.85	5648
LånIdag	1.43	0.32	1.15	2.00	0.00	55.00	2.02	5648
Prisstigning	2.58	1.20	1.67	2.80	0.57	21.67	2.84	5648
Eielengde	9.36	3.00	8.00	14.00	0.00	25.00	6.89	5648
Bostørrelse	153.01	96.00	136.00	190.00	10.00	999.00	97.02	5648
Alder	48.02	38.00	46.00	57.00	0.00	94.00	14.32	5645
Kjønn	0.66	0.00	1.00	1.00	0.00	1.00	0.48	5645
Helse	0.82	1.00	1.00	1.00	0.00	1.00	0.39	5627
Tettsted	0.83	1.00	1.00	1.00	0.00	1.00	0.38	5648
SekBolig	0.11	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.32	5648
AntBolig	1.14	1.00	1.00	1.00	1.00	4.00	0.43	5648
AntMedlem	2.60	1.00	2.00	4.00	1.00	8.00	1.41	5648
AntHøyUtd	0.75	0.00	1.00	1.00	0.00	4.00	0.79	5648
AntBarn	0.71	0.00	0.00	1.00	0.00	6.00	1.01	5648
AntInnv	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	7.00	0.60	5648

Fra Tabell 4.2 på neste side, ser vi at gjennomsnittlig størrelse på husholdningsgjelden, variabelen *Lånldag*, har gått ned i Rogaland og Agder mens den har økt i resten av Norge. Størrelsen på husholdningsgjelden er i utgangspunktet også høyere i Rogaland og Agder, men dette kan ha en sammenheng med at boligene er større og derfor verdien av boligen høyere. Gjennomsnitt kan gi et misvisende bilde dersom fordelingen av verdiene ikke er normalfordelt, noe den ikke nødvendigvis er. Ser vi på medianen har størrelsen på husholdningsgjelden økt i begge regionene fra 2012 til 2015. Minst 50 prosent av husholdningene har med andre ord økt husholdningsgjelden sin, mens under 50 prosent av husholdningene har redusert husholdningsgjelden mer, slik at gjennomsnittet totalt sett trekkes ned.

Også for variabelen *Gjeld/Inntekt*, gjeldsbelastningen, ser vi at gjennomsnittet har økt i begge grupper fra 2012 til 2015, men at den har økt noe mer i resten av Norge. Fra medianen ser vi imidlertid at gjeldsbelastningen har gått ned i Rogaland og Agder fra 2012 til 2015, mens den har økt i resten av Norge. Dette kan tolkes som at over 50 prosent av husholdningene i Rogaland og Agder har redusert gjeldsbelastningen, men at under 50 prosent av husholdningene har økt denne betydelig og trukket gjennomsnittet opp.

Videre ser vi at gjennomsnittet av variabelen *Gjeld/Kjøpspris*, som er en sentral variabel når vi skal undersøke oljeprisfallets påvirkning på «cash-out», er på over 1 i 2012 i Rogaland og Agder og noe høyere sammenlignet med resten av Norge. Merk at spredningen, målt i standardavvik, er noe høyere i Rogaland og Agder. Medianen for denne variabelen er mer eller mindre lik i begge grupper i 2012. I 2015 er både gjennomsnittet og medianen av *Gjeld/Kjøpspris* noe lavere i Rogaland og Agder og resten av Norge. Deskriptivt kan det se ut som at «cash-out» går i retning av å være lavere i Rogaland og Agder som følge av oljeprisfallet.

En interessant observasjon er at man i Rogaland og Agder hadde en større andel menn som hadde høyest inntekt i husholdningen i 2012, som vi ser fra variabelen «Kjønn», sammenlignet med resten av Norge. I 2012 hadde menn høyest inntekt i 72 prosent av husholdningene i Rogaland og Agder i datasettet vårt, sammenlignet med 65 prosent i resten av Norge. I 2015 har denne andelen blitt redusert til 64 prosent i Rogaland og Agder, sammenlignet med 66 prosent i resten av Norge. Ekeland (2015) viser at olje- og gassindustrien er mannsdominert, hvor kvinner kun utgjorde 20,8 prosent av sysselsatte i 2014. Det er derfor rimelig å anta flere menn har blitt påvirket av oljeprisfallet i Rogaland og Agder, sammenlignet med resten av Norge, noe som har ført til inntektsbortfall. Merk at levekårsundersøkelsen 2015 kun



Tabell 4.2: Oppsummerende statistikk etter år og region.

	2012				2015			
	Gj.snitt	Median	Std.av.	N	Gj.snitt	Median	Std.av.	N
<b>Panel A: Rogaland og Agder</b>								
HarLån	0.80	1.00	0.40	451	0.75	1.00	0.43	443
TotalInntekt	0.82	0.80	0.39	451	0.91	0.89	0.45	443
Gjeld/Inntekt	2.13	2.00	1.20	363	2.16	1.94	1.30	347
Gjeld/Salgpris	0.41	0.35	0.36	451	0.40	0.39	0.35	443
Gjeld/Kjøpspris	1.04	0.77	1.34	451	0.81	0.67	1.00	443
Kjøpspris	1.80	1.40	1.42	451	2.20	1.89	1.50	443
Salgspris	3.73	3.20	2.56	451	3.80	3.50	1.84	443
LånIdag	1.53	1.20	2.95	451	1.52	1.30	1.51	443
Prisstigning	3.18	2.08	3.38	451	2.48	1.67	2.31	443
Eielengde	9.49	8.00	6.95	451	9.81	9.00	6.98	443
Bostørrelse	174.47	150.00	131.57	451	163.15	150.00	92.84	443
Alder	45.99	44.00	12.50	450	47.47	45.00	14.21	443
Kjønn	0.72	1.00	0.45	450	0.64	1.00	0.48	443
Helse	0.81	1.00	0.39	448	0.82	1.00	0.38	443
Tettsted	0.83	1.00	0.37	451	0.87	1.00	0.34	443
SekBolig	0.11	0.00	0.31	451	0.14	0.00	0.34	443
AntBolig	1.14	1.00	0.47	451	1.15	1.00	0.41	443
AntMedlem	2.86	3.00	1.46	451	2.79	2.00	1.51	443
AntHøyUtd	0.77	1.00	0.79	451	0.67	0.00	0.76	443
AntBarn	0.93	0.00	1.11	451	0.87	0.00	1.14	443
AntInnv	0.12	0.00	0.57	451	0.09	0.00	0.38	443
<b>Panel B: Resten av Norge</b>								
HarLån	0.82	1.00	0.38	2365	0.82	1.00	0.38	2389
TotalInntekt	0.80	0.77	0.37	2365	0.86	0.82	0.43	2389
Gjeld/Inntekt	1.95	1.76	1.20	2003	2.05	1.84	1.24	1980
Gjeld/Salgpris	0.43	0.41	0.36	2365	0.43	0.42	0.35	2389
Gjeld/Kjøpspris	0.89	0.74	1.07	2365	0.87	0.72	1.08	2389
Kjøpspris	1.85	1.48	2.09	2365	2.19	1.78	2.55	2389
Salgspris	3.33	2.80	3.01	2365	3.67	3.00	2.87	2389
LånIdag	1.36	1.09	2.00	2365	1.45	1.20	1.89	2389
Prisstigning	2.59	1.70	2.82	2365	2.47	1.56	2.83	2389
Eielengde	9.39	8.00	7.01	2365	9.23	8.00	6.75	2389
Bostørrelse	153.76	135.00	102.03	2365	146.41	130.00	83.29	2389
Alder	48.25	46.00	14.26	2364	48.27	47.00	14.70	2388
Kjønn	0.65	1.00	0.48	2364	0.66	1.00	0.48	2388
Helse	0.83	1.00	0.38	2356	0.81	1.00	0.39	2380
Tettsted	0.82	1.00	0.38	2365	0.82	1.00	0.38	2389
SekBolig	0.11	0.00	0.31	2365	0.11	0.00	0.32	2389
AntBolig	1.14	1.00	0.44	2365	1.14	1.00	0.41	2389
AntMedlem	2.59	2.00	1.41	2365	2.51	2.00	1.38	2389
AntHøyUtd	0.80	1.00	0.78	2365	0.71	1.00	0.79	2389
AntBarn	0.72	0.00	1.02	2365	0.64	0.00	0.95	2389
AntInnv	0.17	0.00	0.66	2365	0.13	0.00	0.58	2389

inneholder inntektsdata fra 2014, slik at vi kan forvente at effekten fra oljeprisfallet er enda større når undersøkelsen oppdateres med inntektsdata fra 2015, da inntektsbortfall mest sannsynlig framkommer i datasettet.

#### 4.2.1 Andelen med «Cash-out» har gått noe ned i Rogaland og Agder

Fra Tabell 4.3 ser vi at andelen med personer med «cash-out» har gått noe ned fra 2012 til 2015. Vi viser hvordan «cash-out» beregnes under kapittel 4.5. Bystrøm & Almaas (2014) viste at andelen med husholdninger som har hatt en «cash-out» har vært økende siden 2001 frem til 2012, det er derfor interessant å se om nedgangen i «cash-out» er signifikant og om det kan forklares av oljeprisfallet. Deskriptivt ser det ut som nedgangen i «cash-out» gjelder for Norge, og ikke Rogaland og Agder alene, men vi ser at nedgangen er noe større i Rogaland og Agder. Bystrøm & Almaas (2014) har beregnet om man har en «cash-out» eller ikke på en annen måte enn oss, slik at andelen ikke er direkte sammenlignbare. Vi ser at andelen med «cash-out» har blitt redusert med over 9,2 prosent i Rogaland og Agder, mens nedgangen er på 4,6 prosent i resten av Norge.

*Tabell 4.3: Andelen personer med «cash-out» har gått ned.*

Tallene under andeler viser antall personer i utvalget. Personer uten gjeld er ikke inkludert.

	2012	2015	Endring (i %)
Alle	57.5 % 2368	54.4 % 2330	-5.3 %
Rogaland og Agder	59.9 % 361	54.3 % 333	-9.2 %
Resten av Norge	57.1 % 2007	54.5 % 1997	-4.6 %

#### 4.2.2 Forhold rundt husholdningenes økonomi har forbedret seg

I levekårsundersøkelsene blir det spurt om forhold rundt husholdningenes økonomi. Det vi ønsker å ta for oss er om husholdningene har hatt problemer med å betale visse utgifter og om husholdningene mener at de har vanskeligheter i økonomien. Den deskriptive analysen under viser at forholdene rundt husholdningenes økonomi har forbedret seg fra 2012 til 2015.

## Betalingsproblemer

Det første vi ser på er om husholdningene har hatt betalingsproblemer de siste 12 månedene. Spørsmålet er som følger:

1. Har det i løpet av de siste 12 måneder hendt at husholdningen har vært ute av stand til å betale \* ved forfall?

Hvor \* er knyttet til utgifter til husleie, utgifter til boliglån, regninger for elektrisitet og kommunale avgifter eller regninger for andre lån. På dette spørsmålet kan respondentene svare enten «ja» eller «nei». Tabell 4.4 viser andelen med personer som har svart «ja» på spørsmålet om de har hatt problemer med å betale en av utgiftene eller regningene siste 12 månedene.

*Tabell 4.4: Andelen personer med betalingsproblemer har halvert seg.*

Antall personer som har sagt ja til at de har hatt betalingsproblemer de siste 12 månedene. Tallene under andeler viser antall personer i utvalget.

	2012	2015	Endring (i %)
Alle	6.4 % 2816	3.7 % 2832	-42.9 %
Rogaland og Agder	5.8 % 437	3.0 % 434	-48.2 %
Resten av Norge	6.5 % 2379	3.8 % 2398	-42.1 %

Som vi ser fra Tabell 4.4 har det vært en drastisk endring fra 2012 til 2015, hvor andelen med betalingsproblemer på landsbasis nesten er halvert. Noe overraskende viser undersøkelsen at andelen med betalingsproblemer i Rogaland og Agder også er blitt redusert drastisk, til tross for negative forventningene til egen økonomi (Finans Norge & TNS Gallup, 2016:1). Dette er noe lavere enn SIFO sin undersøkelse i Figur 2.7, noe som kan komme av at vi kun ser på husholdninger som eier bolig. Vi har også diskutert i delkapittel 4.1.1 at det kan komme av uroligheter i økonomien i Europa i 2011.

## Vanskeligheter i husholdningens økonomi

Videre ønsker vi å ta for oss spørsmål knyttet til husholdningenes økonomi, hvor spørsmålene er:

2. Har [du/husholdningen] mulighet til å klare en uforutsett utgift på 10 000 kroner i løpet av en måned, uten å måtte ta opp ekstra lån eller motta hjelp fra andre?
3. Hvor lett eller vanskelig er det for [deg/dere] «å få endene til å møtes» med denne inntekten?

På spørsmål 2 kan husholdningene svare «ja» eller «nei», mens på spørsmål 3 kan husholdningene rangere svaret fra 1-6; «svært vanskelig», «vanskelig», «forholdvis vanskelig», «forholdvis lett», «lett» eller «svært lett». Spørsmålene blir omgjort til dummyvariabler, hvor spørsmål 2 er lik 1 hvis svaret er «nei» og 0 hvis ikke, mens spørsmål 3 er lik 1 hvis svaret er «svært vanskelig», «vanskelig», eller «forholdvis vanskelig» og 0 hvis ikke. Korrelasjonskoeffisienten mellom de to dummyvariablene er 0,4128, hvilket indikerer at de to spørsmålene ser på ulike aspekter når det kommer til vanskeligheter i husholdningens økonomi. En husholdning kan ha vanskeligheter med å få endene til å møtes, men likevel fint klare en utforutsett utgift på 10 000 kroner i løpet av en måned. Tabell 4.5 viser andelen av husholdningene som enten har svart «nei» på spørsmål 2 eller «svært vanskelig», «vanskelig», eller «forholdvis vanskelig» på spørsmål 3 (eller begge deler).

*Tabell 4.5: Andelen personer med vanskeligheter i økonomien har gått betydelig ned.*

Antall personer med vanskeligheter i økonomien siste 12 månedene. Tallene under andeler viser antall personer i utvalget.

	2012	2015	Endring (i %)
Alle	19.2 % 2816	15.2 % 2850	-20.7 %
Rogaland og Agder	21.0 % 437	14.4 % 434	-31.4 %
Resten av Norge	18.9 % 2379	15.4 % 2396	-18.5 %

Som vi ser fra Tabell 4.5 har andelen med vanskeligheter i husholdningens økonomi blitt redusert fra 2012 til 2015. Spesielt har andelen med vanskeligheter i husholdningens økonomi blitt redusert i Rogaland og Agder, men en nedgang på hele 31,4 prosent.

---

## 4.3 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er et statistisk verktøy for å studere forholdet mellom to eller flere variabler (Wooldrige, 2013). Et fortrinn ved å benytte regresjonsanalyse er muligheten til å trekke inn flere uavhengige kontrollvariabler for å belyse en avhengig variabel (Tufte, 2000). Ved å kontrollere for flere faktorer vil vi få et mer robust resultat, og hindre at den avhengige og den uavhengige variabelen responderer på en uobservert variabel (omitted variable bias). De estimerte koeffisientene i regresjonsanalysen viser gjennomsnittsendringer i avhengig variabel ved å øke verdien på uavhengig variabel med en enhet.

Regresjonsanalysen bygger på et sett av forutsetninger, og er blant annet avhengig av at forutsetningen om minste kvadraters metode (ordinary least squares) er oppfylt for å få forventningsrettede resultater (Tufte, 2000). Minste kvadraters metode minimerer variansen til de kvadrerte feilleddene, og finnes ved å gjøre summen av kvadratene mellom den observerte og den estimerte verdien minst mulig (Wooldrige, 2013). De to viktigste forutsetningene i regresjonsanalysen er homoskedastisitet og multikollinearitet. Andre forutsetninger og antagelser for minste kvadraters metode og regresjonsanalysen finnes bak i Appendix II.

### *Homoskedastisitet*

Minste kvadraters metode forutsetter homoskedastisitet. Det vil si at feilleddene har konstant varians (Wooldrige, 2013). Hvis denne forutsetningen er brutt har vi et problem relatert til heteroskedastisitet. Heteroskedastisitet gjør at minste kvadraters metode estimatene ikke lengre har den minste variansen som er mulig å oppnå, og estimatene blir derfor ineffektive. Vi får likevel konsistente og forventningsrettede minste kvadraters metode estimer, da heteroskedastisitet kun påvirker variansen (Tufte, 2000). Vi kan riktignok ikke lengre trekke statistisk inferens, da de estimerte standardavvikene er uriktige. Hvis feilleddene våre ikke er konstante, kan vi korrigere for heteroskedastisitet ved å benytte oss av robuste standardavvik i regresjonsanalysen (Wooldrige, 2013). På den måten kan vi, uavhengig av formen på variansen, alltid bruke estimatene våre fra minste kvadraters metode.

### *Multikollinearitet*

En forutsetning ved bruk av regresjonsanalyse innebærer at det ikke skal eksistere en sterk lineær sammenheng mellom to eller flere av de uavhengige variablene i modellen (Tufte, 2000). Det vil si at koeffisienten til de uavhengige variablene ikke skal forandre seg selv om

en variabel tilføres eller fjernes fra modellen. Når et slikt forhold eksisterer har vi multikollinearitet, og dette kan skape problemer for modellen vår. Ved multikollinearitet er det vanskelig å si hvilken variabel som faktisk påvirker den avhengige variabelen, og til hvilken grad den påvirkes. Multikollinearitet er ikke et direkte brudd for antagelsene for minste kvadraters metode, men er likevel en forutsetning som må tas hensyn til for å få robuste resultater.

## 4.4 Difference-in-difference: Modell for å måle kausalitet

For å undersøke hvordan oljeprisfallet har påvirket husholdningsgjelden kan vi bruke metoden difference-in-difference (DiD) for å måle kausaleffekten av den eksogene påvirkningen. Siden datasettet vårt er tverrsnittsdata kan vi bare undersøke de generelle endringene mellom gruppene. Se Card & Krueger (1994), Kiel & McClain (1995) og Bharadwaj mfl. (2012) for eksempler på DiD. Som de fleste studier som bruker DiD, vil regresjonsmodellen vår ha formen:

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta Treat_j + \delta Post_t + \pi(Treat_j \times Post_t) + \gamma_j X_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (4.2)$$

Hvor  $i$  indekserer individer,  $j$  om man er i treatmentgruppen eller ikke, og  $t$  for tid.  $Y_{ijt}$  er den avhengige variabelen vi er interessert i. Vi definerer Rogaland og Agder som treatmentgruppen (RA), siden vi har sett i kapittel 3 at det er dette området som har blitt hardest rammet av oljeprisfallet. Resten av Norge (RN) er kontrollgruppen.  $Post_t$  er en dummyvariabel som forteller oss om observasjonene er før eller etter den eksogene endringen, mens  $Treat_j$  er en dummy for om man er i treatmentgruppen eller ikke.  $X_{ijt}$  er andre kontrollvariabler vi bruker i modellen. I dette tilfellet har vi at  $Post$  er lik 1 for undersøkelsen i 2015, og 0 for undersøkelsen i 2012..

Her har vi at  $\alpha$  er konstanten hvis man ikke er i treatmentgruppen, og før endringen. Det vil si:

$$\alpha = E[Y_{ijt} | j = RN, t = 2012] = \beta_{RN} + \delta_{2012} \quad (4.3)$$

$\beta$  og  $\delta$  gir oss koeffisienten til henholdsvis forskjellene mellom Rogaland og Agder med resten av Norge, og forskjeller som skiller 2015 med 2012 for å forklare den avhengige variabelen  $Y_{ijt}$ . Med andre ord, den faste effekten som kommer av forskjeller i grupper og tid er gitt lik:

$$\beta = E[Y_{ijt}|j = RA, t = 2012] - E[Y_{ijt}|j = RN, t = 2012] = \beta_{RA} - \beta_{RN} \quad (4.4)$$

$$\delta = E[Y_{ijt}|j = RN, t = 2015] - E[Y_{ijt}|j = RN, t = 2012] = \delta_{2015} - \delta_{2012} \quad (4.5)$$

Koeffisienten til interaksjonsleddet,  $\pi$ , forteller oss om den kausale sammenhengen som forklarer  $Y_{ijt}$  på grunn av oljeprisfallet. Dette er altså endringen av endringen (derav navnet «difference-in-difference») av oljeprisfallet. Sagt på en annen måte,  $\pi$  forteller oss om oljeprisfallets påvirkning på husholdningsgjelden i Rogaland og Agder, som er nettopp det vi ønsker å undersøke i denne utredningen. Matematisk er dette lik:

$$\begin{aligned} \pi = & (E[Y_{ijt}|j = RA, t = 2015] - E[Y_{ijt}|j = RA, t = 2012]) \\ & - (E[Y_{ijt}|j = RN, t = 2015] - E[Y_{ijt}|j = RN, t = 2012]) \end{aligned} \quad (4.6)$$

## 4.5 Modell for «cash-out»

I likhet med Bystrøm & Almaas (2014) ønsker vi å beregne cash-out refinansieringseffekten ved hjelp av en regresjonsmodell. Forskjellig fra Bystrøm & Almaas (2014) inkluderer vi et difference-in-difference (DiD) ledd, for å undersøke om vi kan finne en kausal sammenheng mellom «cash-out» refinansieringseffekten og oljeprisfallet.

Regresjonsmodellen vi bruker for å beregne «cash-out» refinansieringseffekten er lik modellen til Bystrøm & Almaas (2014), og er gitt som følger:

$$\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)_{it} = \alpha + \beta \log\left(\frac{\text{Estimert salgspris}}{\text{Kjøpspris}}\right)_{it} + \gamma_j X_{ijt} + \epsilon_{it} \quad (4.7)$$

- Hvor  $\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)_{it}$  er logaritmen til forholdet mellom husholdningsgjeld og kjøpspris for individ  $i$  i år  $t$ .
- $\alpha$  er en konstant som måler forholdet mellom husholdningsgjeld og kjøpspris dersom alle andre variabler er lik null.
- $\beta$  gir oss elastisiteten til forholdet mellom  $\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)$  med hensyn til  $\left(\frac{\text{Estimert salgspris}}{\text{Kjøpspris}}\right)$ , heretter kalt prisstigning. Koeffisienten gir oss den prosentvise endringen av forholdet mellom husholdningsgjeld og kjøpspris når prisstigningen øker med en prosent. Dette er «cash-out» refinansieringseffekten.

- $\gamma_j$  er koeffisientene til kontrollvariabelen til husholdningen når alt annet er likt (*ceteris paribus*). Dette er uttrykt som  $X_{ijt}$ , hvor  $j$  uttrykker karakteristikene (kjønn, alder, inntekt, utdanning osv.).
- $\epsilon_{it}$  uttrykker feilleddet til husholdningen  $i$  i tidsperiode  $t$ . Altså andre forhold vi ikke kan forklare som påvirker forholdet mellom husholdningslån og kjøpspris.

Over tid forventer vi at gjelden reduseres ettersom husholdningene betaler ned på gjelden. Eietiden er derfor en sentral kontrollvariabel. Dette kan sees fra utledningen av regresjonsmodellen under.

#### 4.5.1 Hvorfor kan «cash-out» måles med regresjonsmodellen?

Bakgrunnen for vår regresjonsmodell vist i ligning (4.7), kommer av at «cash-out» refinansieringseffekten er definert som

$$\text{Cash-out} = \text{Gjeld nå} - (\text{Opprinnelig gjeld} - \text{Betalt gjeld}) \quad (4.8)$$

Når uttrykket er positivt sier vi at vi har en «cash-out» refinansieringseffekt. Det vil si at hvis gjelden nå øker mer enn det man opprinnelig lånte, trukket fra det man har betalt ned, så har vi en «cash-out» refinansieringseffekt. Vi kan utlede gjelden i dag basert på Almaas mfl. (2015), når vi antar at boligeieren har et serielån over  $n$  år, hvor vi antar at  $Eietid < n$  er lik<sup>6</sup>:

$$\begin{aligned} \text{Gjeld nå} = & \gamma_1 \times (\text{Boliggpris i dag} - \text{Kjøpppris}) + \gamma_2 \times \text{Kjøpppris} \\ & - \frac{Eietid}{n} \times \gamma_2 \times \text{Kjøpppris} \end{aligned} \quad (4.9)$$

Fra ligningen har vi at når  $\gamma_1 > 0$  så har vi en «cash-out» refinansieringseffekt, hvor boligeieren tar ut en andel av verdistigningen av boligen.  $\gamma_2$  forteller oss hvor stor belåningsgrad lånet ble tatt opp med. Vi kan uttrykke dette i forhold til kjøpsprisen, noe som gir oss

$$\frac{\text{Gjeld nå}}{\text{Kjøpspris}} = \gamma_1 \times \frac{(\text{Boliggpris i dag})}{\text{Kjøpspris}} - \gamma_2 \times \frac{Eietid}{n} + (\gamma_2 - \gamma_1) \quad (4.10)$$

---

<sup>6</sup> I realiteten har flertallet av norske husholdningene annuitetslån på grunn av likviditetsmessige årsaker (Døskeland, 2014), men for enkelhetens skyld viser vi modellen med serielån.



Denne ligningen er mer eller mindre lik den empiriske modellen gitt i ligning (4.7), der vi prøver å finne ut størrelsen på andelen av  $\gamma_1$  ved å estimere koeffisienten  $\beta$  i regresjonsmodellen. Det siste leddet representerer avdragene på lånet.

Dersom husholdningen ikke har en «cash-out» refinansieringseffekt (slik at  $\gamma_1 = 0$ ), får vi at gjelden kun er uttrykt som en funksjon av eietiden, vist i ligningen under. Eietiden er med andre ord en sentral kontrollvariabel i regresjonsmodellen.

$$\frac{Gjeld\ nå}{Kjøpspris} = -\gamma_2 \times \frac{Eietid}{n} + \gamma_2 \quad (4.11)$$

#### 4.5.2 Hvordan estimere størrelsen på «cash-out»

Vi har nå argumentert for hvorfor vi benytter av oss regresjonsmodell for å måle «cash-out». Videre er vi også interessert i å estimere størrelsen på «cash-out», samt undersøke andelen med husholdninger som har cashet ut. Ser vi tilbake til ligning (4.8), har vi «cash-out» hvis uttrykket er positivt. Dette kan vi skrive om til

$$\begin{aligned} \text{Cash-out} &= Gjeld\ nå - \left( \gamma_2 \times Kjøpppris - \frac{Eietid}{n} \times \gamma_2 \times Kjøpppris \right) \\ \text{Cash-out} &= Gjeld\ nå - \left[ \gamma_2 \times Kjøpppris \left( 1 - \frac{Eietid}{n} \right) \right] \end{aligned} \quad (4.12)$$

Vi vet imidlertid ikke hva belåningsgraden,  $\gamma_2$ , til husholdningen er, men det er rimelig å anta denne er under 1. Som nevnt tidligere har forskriftene for banklån blitt strammet inn slik at man maksimalt kan ha en belåningsgrad på 85 prosent, og at bankene kan avvike fra denne regelen for 10 prosent av lånene (Finansdepartementet, 2015). Dette skjedde imidlertid etter levekårsundersøkelsen 2015 ble gjennomført, og gjelder kun for nye lån. For å være konservative har vi at  $\gamma_2 = 1$ . Videre sier forskriftene at man maksimalt kan ha betalingstid på 30 år. Dermed kan «cash-out» skrives som:

$$\text{Cash-out} = Gjeld\ nå - \left[ Kjøpppris \left( 1 - \frac{Eietid}{30} \right) \right] \quad (4.13)$$

Vi lager også en binær variabel som gir oss verdien 1 og 0, avhengig om husholdningen har «cash-out» eller ikke "cash-out". Dette beregnes som:

$$\text{Cash-out} = \begin{cases} 1 \text{ hvis } \text{Gjeld nå} - \text{Kjøppris} \left(1 - \frac{\text{Eietid}}{30}\right) > 0 \\ 0 \text{ hvis } \text{Gjeld nå} - \text{Kjøppris} \left(1 - \frac{\text{Eietid}}{30}\right) \leq 0 \end{cases} \quad (4.14)$$

### 4.5.3 utfordringer knyttet til beregning av «cash-out»

Det er flere utfordringer knyttet til beregningen av «cash-out». En svakhet vi ser fra den empiriske modellen i (4.7), er at dersom vi får et boligprisfall skal husholdningsgjelden som andel av kjøpsprisen også reduseres tilsvarende som ved prisstigning. Det er rimelig å anta at det er lettere for husholdningene å tilpasse seg en endring i oppgangstider enn i nedgangstider.

Den andre svakheten er knyttet til beregningen av «cash-out», hvor vi overestimerer avdragene som har blitt betalt inn for husholdningene med kort eietid. I beregningen vår antar vi at husholdningene har serielån, mens de fleste i realiteten har et annuitetslån med lavere avdrag i starten av nedbetalingsperioden. Dermed kan det hende at vi får en positiv «cash-out» hos husholdninger med kort eielengde, mens de i realiteten ikke har det.

Samtidig har vi også antatt maksimal gjeldsbelåningsgrad og nedbetalingstid, slik at vi underestimerer de med «cash-out». Disse to effektene mener vi vil mer eller mindre nulle hverandre ut. Bystrøm & Almaas (2014) har vært enda mer konservative ved beregning om husholdningen har «cash-out» eller ikke. De beregner at husholdningen har «cash-out» dersom gjelden i dag er høyere enn kjøpsprisen.

For det tredje påvirker ikke nødvendigvis en resesjon alle grupper likt (Meyer, 1995). For eksempel kan en resesjon påvirke en inntektsgruppe mer en annen. For at forskningsdesignet skal være god, må kontrollgruppen være nokså likt som treatmentgruppen, noe som ikke nødvendigvis alltid er tilfellet. Vi diskuterte om gruppene er sammenlignbare, og eventuelt hvordan vi kan korrigere dette, nærmere under delkapittel 3.3.

### 4.5.4 DiD-modellen for «cash-out»

Vi er også interessert å sjekke om oljeprisfallet har påvirket «cash-out» refinansieringseffekten hos husholdningene, hvor vi bruker Rogaland og Agder som treatmentgruppe. Vi må derfor modifisere DiD-modellen vi viste i ligning (4.2), slik at vi får inkludert leddet med «cash-out» refinansieringseffekten i ligning (4.7). Vi ganger derfor inn DiD-variablene med

$\log\text{Prisstigningen}$ , som vi husker var lik  $\log\left(\frac{\text{Estimert salgspris}}{\text{Kjøpspris}}\right)$ , hvor koeffisienten er «cash-out» refinansieringseffekten. Vi kaller  $PS_{ijt} = \log\text{Prisstigning}$  i ligningen under.

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta\text{Treat}_j + \delta\text{Post}_t + \pi(\text{Treat}_j \times \text{Post}_t) + \theta\text{Treat}_jPS_{ijt} + \vartheta\text{Post}_tPS_{ijt} + \mu(\text{Treat}_j \times \text{Post}_t)PS_{ijt} + \gamma_j X_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (4.15)$$

Hvor  $\theta$ ,  $\vartheta$  og  $\mu$  gir oss samme tolkning av DiD-leddenene, men da for «cash-out» finansieringseffekten.

## 4.6 Betalingsproblemer undersøkes ved bruk av logistisk regresjon

For å undersøke om andelen med betalingsproblemer har økt i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge etter oljeprisfallet, benytter vi oss av en logistisk regresjonsmodell. I denne modellen vil den avhengige venstresidevariabelen være en binær variabel for betalingsproblemer, hvor variablene tar formen 1 eller 0, avhengig av betalingsproblemer eller ikke. Koeffisienten på høyresiden forteller oss altså hvor sannsynlig det er at husholdningen har betalingsproblemer. Samme metode benyttes for å undersøke vanskeligheter i husholdningenes økonomi. Det vil si at regresjonen har formen:

$$P(y = 1|x) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (4.16)$$

Der  $n$  er antall uavhengige variabler, og  $x_i$  er de uavhengige variablene som forteller hvor stor sannsynligheten for betalingsproblemer inntreffer øker med, dersom koeffisienten til de uavhengige variablene øker med én enhet.

### *Forutsetninger for regresjonsanalyse brytes*

Ved ordinær regresjonsanalyse med binære avhengige variabler vil feilleddene være heteroskedastiske, da den betingede variansen til feilleddet er avhengig av de uavhengige variablene (Wooldrige, 2013). Feilleddene er dermed ikke konstante, og forutsetningen om homoskedastisitet brytes. I tillegg vil ikke feilleddene være normalfordelte. Et annet problem som kan oppstå, er meningsløse prediksjoner. Vi kan få prediksjoner som er negative, eller vi kan få prediksjoner som er over 1. Det blir meningsløst når vi ser vi på betalingsvansker: enten har man det, eller så har man det ikke. Sannsynligheten for å ha

betalingsproblemer må ligge mellom 0 og 1. En mulighet er å tolke negative sannsynligheter som 0, og sannsynligheter over 1 som 1, men dette er en svakhet med modellen (Tuft, 2000).

Nyere litteratur viser derimot at ordinær regresjonsanalyse vil kunne gi tilnærmede like resultater som ved bruk av logistisk regresjonsanalyse (Angrist & Pischke, 2009). Med en «saturated regression model», en regresjon med bare binære avhengige variabler, vil resultatet bli det samme. En fordel med å bruke en ordinær regresjonsanalyse, er at tolkningen av koeffisientene blir mer intuitive, da de viser den marginale endringen direkte. Samtidig vil vi ikke få problemer med interaksjonsleddet, noe vi vil diskutere under 4.6.2. Vi vil derfor også bruke ordinær regresjonsanalyse, i tillegg til logistisk regresjonsanalyse.

#### **4.6.1 Kan bruke maximum likelihood estimering**

På bakgrunn av at den binære avhengige variabelen bryter med forutsetningene med ordinær regresjonsanalyse, benytter vi oss av en logistisk regresjonsmodell som funksjonell form (Tuft, 2000). Sammenlignet med bruk av en ordinær regresjonsmodell vil vi da få en mer realistisk og teoretisk relevant modell, og resultatene vil bli mer robuste.

Logistisk regresjon forutsetter at sammenhengen mellom avhengig og uavhengig variabel kan beskrives med en logistisk S-kurve (Wooldrige, 2013). Sammenhengen er svak når den avhengige variabelen har lave verdier, og sammenhengen blir sterkere fram til et visst punkt jo mer den avhengige variabelen øker i verdi, før sammenhengen i styrke avtar igjen (Tuft, 2000). Endringer i den avhengige variabelen som følge av en enhets endring i den uavhengige variabelen er dermed minst i begge halene av kurven, slik at fasongen blir som en S. Her vil den avhengige variabelen ha en grenseverdi som går mot 1 og 0, når koeffisientene til høyresiden går mot henholdsvis uendelig eller minus uendelig.

Den logistiske regresjonsmodellen er en ikke-lineær modell, hvor beregningen av koeffisienter skjer ved hjelp av «maximum likelihood» estimering (Wooldrige, 2013). Gitt modellen under, beregnes de estimatene som gjør det mest sannsynlig at vi har fått de observerte venstresideverdiene, altså 1 for betalingsproblem og 0 for ikke betalingsproblemer (Tuft, 2000). Det lages en funksjon som tar utgangspunkt i estimeringsproblemet, og så maksimeres denne funksjonen ved hjelp av «maximum likelihood».

Vi har følgende modell:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_nx_n + e \quad (4.17)$$

- Hvor den avhengige variabelen,  $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ , er logaritmen av oddsen for å ha verdien 1, kalt logiten.
- Konstanten,  $b_0$ , viser gjennomsnittlig logit når alle de uavhengige variablene i modellen har verdi lik 0.
- De andre koeffisientene,  $b_1, b_2, \dots, b_n$ , viser hvor mye logiten eller log-oddsen endres når en uavhengig variabel øker med en enhet i verdi og de andre variablene holdes konstant.
- $e$  er feilleddet.

En svakhet med den logistiske regresjonsmodellen ved bruk av «maximum likelihood» estimeringen er at det er vanskeligere å tolke koeffisientene. Ved bruk av marginale verdier får vi løst problemet med tolkningen, men også løst problemet med interaksjonsleddet, som er et problem i ikke-lineære modeller. Koeffisientene er også sammenlignbare med en ordinær regresjonsanalyse.

#### 4.6.2 Problemer med tolkning av interaksjonsleddet i ikke-lineære modeller

Vi har utfordringer knyttet til en ikke-lineær regresjonsmodell når vi ønsker å utføre en DiD-analyse. Interaksjonsleddet i en ikke-lineære regresjonsmodeller kan ikke tolkes ved å se på fortegnet, størrelsen eller den statistiske signifikansen til koeffisienten. Ai & Norton (2003) viser at fortegnet til koeffisienten til interaksjonsleddet i ikke-lineære regresjonsmodeller ikke nødvendigvis er den samme som den marginale effekten av interaksjonsleddet. Siden vi i DiD-analyser er avhengig av tolkningen av interaksjonsleddet byr dette på problemer.

Puhani (2012) viser derimot at i en ikke-lineær DiD-modell vil effekten av treatment likevel kunne tolkes, men da som den inkrementelle effekten på koeffisienten av interaksjonsleddet. Dette betyr at fortegnet til effekten av treatment er det samme som fortegnet til interaksjonsleddet. I analysen vil vi derfor kun vise resultatene som marginale verdier.

## 4.7 Oppsummering av data og metode

Vi har i dette kapitlet fått en oversikt over metode og modell som benyttes for å analysere den overordnede problemstillingen med dens underliggende hypoteser. Vi benytter oss både av logistisk- og ordinær regresjonsanalyse, sammen med en difference-in-difference (DiD) modell. DiD-modellen er inkludert for å undersøke om det finnes en kausal effekt av oljeprisfallets påvirkning på husholdningsgjelden. Videre har vi utledet den empiriske modellen for «cash-out» for å kunne si om denne «cash-out» refinansieringseffekten eksisterer, og eventuell størrelse på denne.

Datasettet er hentet fra Levekårsundersøkelsen i 2012 og 2015 utført av SSB, og er tilpasset oppgavens formål. Det finnes utfordringer knyttet til datasettet, hovedsakelig knyttet til timingen av undersøkelsene. Undersøkelsen fra 2012 kan være påvirket av ettervirkninger fra Eurokrisen i 2011, mens undersøkelsen fra 2015 muligens er gjort for tidlig til å fange opp den fulle effekten av oljeprisfallet. Begge undersøkelsene ble utført i første halvår. Utsiktene i økonomien i Rogaland og Agder har forverret seg ytterligere etter sommeren 2015.

Fra den deskriptive analysen så vi at andelen med «cash-out» har gått noe ned fra 2012 til 2015, mens forholdene rundt husholdningenes økonomi har bedret seg fra 2012 til 2015. Det interessante i den følgende analysen er å undersøke om disse resultatene er signifikante, og om de kan forklares av oljeprisfallet.

## 5 Oljeprisfallets påvirkning på husholdningsgjeld er uklar

Vi har til nå sett på den økonomiske utviklingen i Norge sammenlignet med resten av verden, den økonomiske utviklingen innad i Norge, samt modellen bak analysene vi nå skal gjennomføre. Målet med oppgaven er å svare på problemstillingen om hvordan oljeprisfallet påvirker husholdningsgjelden i Norge. Det at oljeprisfallet har påvirket Rogaland og Agder i mye større grad enn resten av Norge, gjør at vi kan undersøke effekten ved å utføre et naturlig eksperiment. På den måten kan vi undersøke om det finnes en kausal sammenheng mellom oljeprisfallet og husholdningsgjelden.

Intuitivt kan det tenkes at veksten av husholdningsgjelden i Rogaland og Agder stopper opp, eller reduseres, på grunn av større usikkerhet i økonomien og at bankene blir mer restriktive. En av hoveddriverne for vekst i husholdningsgjelden er økte boligpriser. Veksten i boligprisene har riktignok flatet ut i Rogaland og Agder den siste tiden, og til og med falt i Stavanger, slik at det ikke er nødvendig å øke gjelden like mye for å få kjøpt bolig.

Vi har sett at en prisstigning også er assosiert med økt gjeld, en såkalt «cash-out» refinansieringseffekt, slik at en utflating av boligprisene i Rogaland og Agder kan redusere denne effekten. Vi har samtidig sett i litteraturen i kapittel 2 at det kan være optimalt for husholdninger å øke gjelden sin for å redusere konsekvensen av midlertidige inntektssjokk og glatte ut konsumet sitt (Ebner, 2013; Lustig & Nieuwerburgh, 2006). Hva vi kan forvente oss av oljeprisfallets påvirkning «cash-out» refinansieringseffekten og husholdningsgjelden er dermed uklart.

På en annen side har oljeprisfallet ført til en mer ekspansiv pengepolitikk med et lavere rentenivå (for både Rogaland og Agder og resten av Norge), som gjør det billigere å øke gjelden sin. Effekten av et lavere rentenivå er imidlertid tvetydig, og påvirker husholdningene forskjellig, viser litteraturen diskutert i kapittel 2.

Videre ønsker vi å undersøke hvordan oljeprisfallet har påvirket husholdningenes betalingsproblemer og generelle vanskeligheter i husholdningens økonomi. Intuitivt kan det tenkes at betalingsproblemene i Rogaland og Agder har forverret seg som følge av oljeprisfallet. Likevel viser den deskriptive analysen fra avsnitt 4.2.3 at forholdene rundt

husholdningenes økonomi har forbedret seg fra 2012 til 2015 i Norge. Vi vil ved hjelp av logistisk regresjon undersøke hypotesen.

## 5.1 Veksten i husholdningsgjelden i Rogaland og Agder skiller seg ikke ut

I kapittel 3 så vi at husholdningsgjelden har økt betydelig fra 90-tallet til i dag. I dette delkapittelet ønsker vi å undersøke den første hypotesen om at oljeprisfallet har ført til at husholdningene i Rogaland og Agder har redusert veksten i husholdningsgjelden sammenlignet med husholdninger i resten av Norge. Vi bruker en regresjonsmodell med en DiD-analyse for å undersøke om oljeprisfallet har påvirket gjeldsbelastningen, belåningsgraden, husholdningsgjeld som andel av kjøpspris og «cash-out» som andel av inntekt. Vi finner ingenting som tilsier at oljeprisfallet har påvirket veksten i husholdningsgjelden når vi ser på disse fire avhengige variablene.

### 5.1.1 Finner ingen kausal sammenheng mellom gjeldsbelastningen og oljeprisfallet

Fra Tabell 5.1 i kolonne (1) og (2) på neste side finner vi ingen resultater som tilsier at det finnes en kausal sammenheng mellom oljeprisfallet og gjeldsbelastningen i Rogaland og Agder. Vi ser at gjeldsbelastningen, husholdningsgjeld som andel av total inntekt, er på henholdsvis 0,071 og 0,095 prosent høyere i 2015 for hele Norge med og uten kontrollvariabler. Dette er i samsvar med det vi har sett i Figur 1.2 og diskutert nærmere i kapittel 2. Videre er gjeldsbelastningen høyere for Rogaland og Agder, isolert sett, sammenlignet med resten av Norge.

Selv om både variablene *Post* og *Treatment* er signifikante på 1 prosents nivå, finner vi altså ingenting om tilsier at oljeprisfallet har påvirket gjeldsbelastningen i Norge. Interaksjonsleddet,  $Post \times Treatment$ , som måler den kausale sammenhengen er ikke signifikant på noen relevante nivåer. Dette betyr at husholdningsgjelden enten har (i) fortsatt å øke mer enn inntektsveksten i Rogaland og Agder på lik linje med resten av Norge, (ii) at inntektsutviklingen i Rogaland og Agder har vært på lik linje med resten av Norge, eller (iii) en kombinasjon av disse to faktorene. Merk at de dataene vi har for Levekårsundersøkelsen 2015 inneholder inntektsdata fra 2014, slik at et eventuelt inntektsbortfall som følge av økt arbeidsledighet i 2015 i Rogaland og Agder, ikke kommer frem i analysen.



Tabell 5.1: Har oljeprisfallet påvirket husholdningsgjelden?

Tabellen viser en DiD-analyse av oljeprisfallets påvirkning på husholdningsgjelden uttrykt med ulike variabler. Her er gjeld husholdningsgjeld. Justert for frafall. En signifikant Post\*Treatment indikerer at oljeprisfallet har hatt en påvirkning. T-verdiene vises i parentes, signifikans på 10 %, 5 % og 1 % nivå vises med \*, \*\* og \*\*\*.

Y-Variabel	(1) $\log\left(\frac{Gjeld}{Inntekt}\right)$	(2) $\log\left(\frac{Gjeld}{Inntekt}\right)$	(3) $\log\left(\frac{Gjeld}{Salgspris}\right)$	(4) $\log\left(\frac{Gjeld}{Salgspris}\right)$	(5) $\log\left(\frac{Gjeld}{Kjøpspris}\right)$	(6) $\log\left(\frac{Gjeld}{Kjøpspris}\right)$	(7) $\log\left(\frac{Cashout}{Inntekt}\right)$	(8) $\log\left(\frac{Cashout}{Inntekt}\right)$
Post	0.071*** (2.92)	0.095*** (4.13)	0.007 (0.29)	0.019 (0.86)	-0.029 (-1.11)	-0.017 (-0.69)	0.005 (0.09)	0.022 (0.42)
Treatment	0.134*** (3.05)	0.095** (2.28)	-0.034 (-0.79)	-0.069* (-1.68)	0.135*** (2.88)	0.098** (2.18)	0.173* (1.87)	0.163* (1.77)
Post*Treatment	-0.077 (-1.20)	-0.058 (-0.97)	0.066 (1.07)	0.062 (1.05)	-0.111* (-1.65)	-0.115* (-1.79)	-0.118 (-0.86)	-0.137 (-1.01)
Eielengde	-0.047*** (-27.69)	-0.030*** (-16.49)	-0.043*** (-26.00)	-0.027*** (-14.79)	0.018*** (10.22)	0.033*** (16.95)	0.046*** (12.78)	0.051*** (11.32)
Bostørrelse	0.000*** (3.38)	0.001*** (6.92)	0.000 (1.21)	-0.000* (-1.80)	0.000*** (3.56)	-0.000 (-0.09)	0.001*** (3.59)	0.001*** (3.85)
Inntekt2		-0.360*** (-11.81)		-0.005 (-0.15)		-0.003 (-0.09)		-0.175** (-2.46)
Inntekt3		-0.571*** (-15.71)		-0.050 (-1.39)		-0.048 (-1.22)		-0.350*** (-4.12)
Alder		-0.015*** (-14.59)		-0.019*** (-19.16)		-0.019*** (-17.40)		0.000 (0.14)
Kjønn		0.009 (0.39)		0.073*** (3.16)		0.057** (2.24)		-0.036 (-0.66)
Helse		0.062** (2.12)		0.039 (1.35)		0.005 (0.15)		-0.015 (-0.23)
Tettsted		0.192*** (6.71)		-0.116*** (-4.13)		-0.177*** (-5.75)		0.102* (1.68)
AntBolig		0.109*** (4.30)		0.094*** (3.77)		0.147*** (5.39)		0.176*** (3.24)
AntMedlem		-0.041** (-2.50)		0.028* (1.73)		0.068*** (3.81)		-0.004 (-0.11)
AntHøyUtd		0.005 (0.33)		-0.038** (-2.54)		-0.058*** (-3.57)		-0.077** (-2.23)
AntBarn		0.081*** (4.09)		0.003 (0.14)		-0.031 (-1.43)		0.123*** (2.82)
AntInnv		-0.003 (-0.17)		0.002 (0.13)		-0.018 (-0.97)		-0.024 (-0.55)
Konstant	0.756*** (26.49)	1.253*** (17.27)	-0.527*** (-18.98)	0.134* (1.87)	-0.473*** (-15.61)	0.178** (2.28)	-1.399*** (-21.36)	-1.575*** (-9.40)
N	4693	4674	4698	4677	4698	4677	2729	2715
R <sup>2</sup>	0.143	0.251	0.127	0.219	0.030	0.127	0.067	0.087

Vi kan også se fra kolonne (2) hvordan gjeldsbelastningen reduseres med høyere inntekt. Dersom man har middels eller høy inntekt estimeres gjeldsbelastningen til å være henholdsvis 0,360 eller 0,571 prosent lavere enn de med lav inntekt, alt annet holdt likt. Dette er som forventet. Vi får også samme tendens når vi ser på eielengde og alder. Ifølge modellen reduseres gjeldsbelastningen både når alderen og eielengden øker. En eldre person har mest sannsynlig vært lenger i boligmarkedet sammenlignet med en yngre person, og har derfor hatt bedre tid til nedbetaling av husholdningsgjeld. Samtidig har også eldre hatt muligheten til å opparbeide seg en større akkumulert formue, noe som reduserer lånebehovet. Angående eielengde og nedbetaling av gjeld har vi diskutert i avsnitt 4.5.2 hvordan størrelsen på gjelden kun avhenger av eielengden dersom husholdningen ikke har «cash-out». Begge variablene *eielengde* og *alder* er signifikante på 1 prosents nivå.

### **5.1.2 Finner heller ingen signifikans for belåningsgraden**

Vi finner heller ingenting som tilsier at oljeprisfallet har påvirket belåningsgraden, det vil si husholdningsgjeld i forhold til salgspris. I kolonne (3) og (4) ser vi på hvordan oljeprisfallet har påvirket belåningsgraden. Interaksjonsleddet i DiD-analysen er ikke signifikant på noen signifikansnivå, heller ikke når vi kontrollerer for husholdningskarakteristika. Det ser med andre ord ut som at boligprisene i Rogaland og Agder, som følge av ringvirkningene av oljeprisfallet, ikke har falt betydelig nok til å påvirke belåningsgraden i analysen vår. Som diskutert tidligere har utviklingen i boligprisene i Rogaland og Agder, og særlig i Stavanger, forverret seg etter at undersøkelsen ble gjennomført.

Modellen estimerer at husholdninger i Rogaland og Agder har 0,069 prosent lavere belåningsgrad sammenlignet med resten av Norge, alt annet holdt likt, når vi inkluderer kontrollvariabler. Det finnes altså regionale forskjeller, men ikke nødvendigvis på grunn av oljeprisfallet. Variabelen er riktignok kun signifikant på et 10 prosents signifikansnivå. Vi ser også at variabelen *Tettsted* er signifikant negativ, hvor belåningsgraden er 0,116 prosent lavere dersom man bor i et tettsted. Dette kan komme av at boligprisene i de store byene, særlig Oslo, har steget kraftig de siste årene, noe som isolert sett fører til en lavere belåningsgrad.

Vi har også at eielengden er signifikant negativ. Dette er som forventet, da det er naturlig at husholdningsgjelden betales ned ettersom eielengden (tiden) øker. Dette er når vi tar utgangspunkt at det ikke eksisterer noe «cash-out», og gjelden kun er en funksjon av eielengde.

Videre har boligprisene økt betydelig de siste to tiårene, slik at belåningsgraden derfor reduseres hvis gjelden holdes fast.

### 5.1.3 Samme gjelder for «cash-out»

For den avhengige variabelen,  $\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)$ , har vi signifikans for koeffisienten til interaksjonsleddet, vist i kolonne (5) og (6), men kun på 10 prosent. Dette kan imidlertid komme av andre faktorer enn selve oljeprisfallet. Her ser vi at dummy for Rogaland og Agder er signifikant positivt, hvor denne er på henholdsvis 0,135 og 0,098 prosent med og uten kontrollvariabler. Det vil si at husholdningsgjelden som andel av kjøpspris er generelt høyere i Rogaland og Agder, alt annet holdt likt. Den avhengige variabelen  $\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)$  bruker vi for å måle «cash-out» refinansieringseffekt indirekte, som vi diskuterer nærmere i neste delkapittel i 5.2, hvor vi inkluderer  $\log\text{Prisstigning}$  som en avhengig variabel. Vi diskuterer derfor ikke denne avhengige variabelen nærmere her.

Videre har vi sett om oljeprisfallet har påvirket «cash-out» som andel av inntekt i kolonne (7) og (8). For å minne leseren om hva «cash-out» er, så definerte vi dette som en refinansiering av boliglån, hvor husholdningen tar opp mer lån for å ta ut en del av prisstigningen på bolig. Heller ikke her er interaksjonsleddet signifikant. Vi kan derfor ikke si at størrelsen på «cash-out» refinansieringseffekt som andel av inntekt har endret seg som følge av oljeprisfallet. Vi ser at jo høyere inntektsnivå husholdningen ligger i, jo lavere «cash-out» som andel av inntekt har husholdningen. Sagt på en annen måte, jo lavere inntektsnivå husholdninger ligger i, jo større «cash-out» som andel av inntekt har husholdningen. Det kan godt tenkes at ved inntektsbortfall at noen husholdninger velger å øke «cash-out» for å glatte konsumet.

Vi kan derfor ikke si at veksten i husholdningsgjelden har økt mer i Rogaland og Agder som følge av oljeprisfallet, når vi ser på «cash-out» som andel av inntekt. Vi diskuterer «cash-out» refinansieringseffekt nærmere i neste delkapittel i 5.2, hvor vi går i detalj på denne effekten for å svare på delhypotesen om «cash-out» refinansieringseffekten har økt i resten av Norge mer enn i Rogaland og Agder. Fra det vi har sett her kan vi ikke si at oljeprisfallet har påvirket denne effekten.

### 5.1.4 Kan ikke si at oljeprisfallet har påvirket veksten i husholdningsgjelden

Vi har ikke grunnlag for å konkludere at oljeprisfallet har ført til at husholdningene i Rogaland og Agder har redusert veksten i husholdningsgjelden sammenlignet med husholdninger i resten Norge. Vi har analysert gjeldsbelastningen, belåningsgrad, husholdningsgjeld som andel av kjøpspris og «cash-out» som andel av inntekt, og vi finner ingenting som tilsier at oljeprisfallet har påvirket veksten i husholdningsgjelden ved å se på disse fire avhengige variablene

Vi finner at gjeldsbelastningen generelt er høyere for hele Norge i 2015, og at gjeldsbelastningen er høyere for Rogaland og Agder, isolert sett, sammenlignet med resten av Norge. Vi kan riktignok ikke argumentere at dette skyldes oljeprisfallet, da vi finner ingen kausal sammenheng.

Samme konklusjon gjelder også for belåningsgrad. Vi finner ikke noe som tilsier at oljeprisfallet har hatt en signifikant påvirkning på belåningsgraden. Modellen vår estimerer likevel at belåningsgraden er lavere i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge, men denne forskjellen er kun er signifikant på et 10 prosents signifikansnivå.

Vi finner heller ingen kausal sammenheng mellom husholdningsgjeld som andel av kjøpspris eller «cash-out» som andel av inntekt og oljeprisfallet. Vi finner riktignok at husholdningsgjeld som andel av kjøpspris er generelt høyere i Rogaland og Agder, og at høyere inntektsnivå for husholdningen gir lavere «cash-out» som andel av inntekt.

## 5.2 Husholdningene tilpasser seg oljeprisfallet forskjellig

Videre ønsker vi å se på hypotesen at oljeprisfallet har påvirket «cash-out» refinansieringseffekten i Norge. Det er intuitivt å tenke at denne effekten har stoppet opp eller blitt redusert i Rogaland og Agder på grunn av større usikkerhet i fremtiden og faren for et inntektssjokk, samt at bankene kan ha blitt mer restriktive for økt belåning. Vi så i den deskriptive analysen at andelen av husholdninger med «cash-out» refinansiering, vist i Tabell 4.3, har gått ned, både i Rogaland og Agder som i resten av landet forøvrig. I forrige delkapittel, hvor vi så på utviklingen av «cash-out» som andel av inntekt, fant vi heller ingenting som tilsa at oljeprisfallet har påvirket denne avhengige variabelen. Som diskutert

innledningsvis i dette kapittelet, er effekten på husholdningsgjelden tvetydig, noe som også gjelder for effekten på «cash-out» refinansieringseffekt.

### 5.2.1 Subsample analyse – ingen signifikant forskjell

Vi starter med å sammenligne «cash-out» i Rogaland og Agder med resten av Norge i 2012 og 2015, samt begge årene, vist i Tabell 5.2. Vi benytter oss av regresjonsmodellen vi tidligere har presentert i delkapittel 4.5. En positiv koeffisient av variabelen  $\log Prisstigning$  tilsier at det eksisterer en «cash-out» refinansieringseffekt. I alle tilfeller er koeffisienten av  $\log Prisstigning$  signifikant med en høy t-verdi, slik at det fortsatt eksisterer en «cash-out» i Rogaland og Agder, samt resten av Norge, både i år 2012 og år 2015 samt sett under ett. Vi ser fra kolonne (1), når vi ser på begge årene og for hele Norge, at 1 prosent økning i estimert salgspris gir en 0,736 prosent økning i husholdningsgjeld, alt annet holdt like. Husk at variablene  $\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)$  og  $\log Prisstigning$  begge er henholdsvis husholdningsgjeld og salgspris i forhold til kjøpspris.

Fra kolonne (2) og (3), regresjonsanalysen av hele datasettet for både 2012 og 2015 samlet, ser vi at størrelsen på «cash-out» er så og si lik mellom Rogaland og Agder og resten av Norge. Vi bruker en Wald-test for å undersøke om koeffisientene er signifikante forskjellige fra hverandre, men basert på testen har vi ikke grunnlag til å konkludere med en signifikant forskjell. Vi finner heller ingen signifikante forskjeller når vi sammenligner regionene i 2012 og 2015 (kolonne (4) til (7)). Vi ser imidlertid at t-verdien til koeffisienten av  $\log Prisstigning$  i Rogaland og Agder har gått ned i 2015, samtidig som koeffisienten har økt i størrelse, noe som tilsier at spredningen i forholdet mellom  $\log Prisstigning$  og  $\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)$  har økt. Tilpasningen av husholdningene i Rogaland og Agder er med andre ord heterogen.

Ser vi på utviklingen i regionene mellom 2012 og 2015 (kolonne (4) til (7)), ser vi at størrelsen på «cash-out» mellom Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge har økt, mer enn i resten av Norge, og er nå høyere enn i resten av Norge. En 1 prosent økning i salgspris på bolig i Rogaland og Agder i 2015 gir en 0,738 prosent økning i husholdningsgjelden, alt annet holdt like. Dette trekker i motsatt retning av hva vi opprinnelig trodde, nemlig at «cash-out» refinansieringseffekten ville stoppe opp eller bli redusert i Rogaland og Agder som følge av oljeprisfallet. En 1 prosent økning i salgspris på bolig i resten av Norge i 2015 gir en 0,731

Tabell 5.2: Har «cash-out» økt etter oljeprisfallet?

Tabellen viser regresjoner for ulike utvalg hvor den avhengige variabelen er  $\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)$ , justert for frafall. En positiv koeffisient av  $\log\text{Prisstigning} = \log\left(\frac{\text{Estimert salgspris}}{\text{Kjøpspris}}\right)$  tilsier en «cash-out». For regresjon (1) har vi korrigert for regionale faste effekter ved å inkludere dummy for de ulike regionene. T-verdiene vises i parentes, signifikans på 10 %, 5 % og 1 % nivå vises med \*, \*\* og \*\*\*. Wald-test viser p-verdien og tester om koeffisienten til  $\log\text{Prisstigning}$  for Rogaland og Agder er signifikant forskjellig fra resten av Norge.

År	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Begge år	Begge år		2012		2015	
Region	Norge	Rogaland og Agder	Resten av Norge	Rogaland og Agder	Resten av Norge	Rogaland og Agder	Resten av Norge
$\log\text{Prisstigning}$	0.736*** (31.17)	0.722*** (12.79)	0.721*** (29.07)	0.707*** (9.79)	0.710*** (20.19)	0.738*** (6.96)	0.731*** (20.65)
Eielengde	-0.028*** (-12.67)	-0.008 (-1.43)	-0.010*** (-4.15)	-0.007 (-0.91)	-0.013*** (-3.80)	-0.008 (-0.86)	-0.007* (-1.93)
Bostørrelse	0.000 (1.47)	-0.000 (-0.63)	-0.000 (-1.25)	-0.000 (-0.15)	-0.000 (-1.03)	-0.001 (-1.05)	-0.000 (-0.82)
Inntekt2		-0.009 (-0.12)	-0.004 (-0.11)	0.008 (0.07)	-0.071 (-1.51)	-0.036 (-0.33)	0.064 (1.43)
Inntekt3		0.118 (1.32)	-0.075* (-1.95)	0.052 (0.38)	-0.164*** (-2.87)	0.168 (1.37)	0.001 (0.02)
Alder		-0.025*** (-9.42)	-0.018*** (-17.14)	-0.024*** (-5.89)	-0.019*** (-11.32)	-0.027*** (-7.68)	-0.019*** (-13.03)
Kjønn		0.115** (2.01)	0.061** (2.43)	0.168* (1.95)	0.067* (1.88)	0.033 (0.42)	0.051 (1.46)
Helse		-0.131* (-1.86)	0.051 (1.64)	-0.170* (-1.69)	0.111** (2.40)	-0.091 (-0.89)	-0.006 (-0.13)
Tettsted		-0.034 (-0.46)	-0.145*** (-4.81)	-0.157 (-1.52)	-0.147*** (-3.41)	0.112 (1.05)	-0.135*** (-3.18)
AntBolig		0.260*** (4.62)	0.081*** (2.95)	0.317*** (4.23)	0.079** (2.04)	0.171* (1.91)	0.088** (2.24)
AntMedlem		0.022 (0.57)	0.042** (2.39)	0.055 (0.94)	0.064** (2.38)	0.010 (0.19)	0.027 (1.15)
AntHøyUtd		-0.045 (-1.23)	-0.043*** (-2.65)	-0.008 (-0.15)	-0.025 (-1.07)	-0.081 (-1.60)	-0.060*** (-2.65)
AntBarn		0.031 (0.70)	-0.018 (-0.82)	-0.066 (-0.96)	-0.044 (-1.36)	0.109* (1.89)	0.003 (0.09)
AntInnv		0.019 (0.34)	-0.003 (-0.14)	0.059 (0.84)	0.007 (0.29)	-0.034 (-0.35)	-0.019 (-0.69)
Konstant	-0.669*** (-22.38)	0.158 (0.90)	0.155** (2.04)	0.102 (0.42)	0.141 (1.27)	0.276 (1.07)	0.159 (1.53)
Regionale faste effekter	Ja	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
N	4698	710	3967	362	1994	348	1973
R <sup>2</sup>	0.209	0.369	0.270	0.363	0.244	0.404	0.302
Wald-test		0.984		0.982		0.958	

prosent økning i husholdningsgjelden, alt annet holdt likt. Forskjellen i koeffisientene til Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge er imidlertid langt fra signifikant med en Wald-test. Selv om «cash-out» øker mer i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge, er dette minimalt og ikke signifikant. Vi hadde forventet at «cash-out» skulle stoppe opp eller reduseres i Rogaland og Agder som følge av oljeprisfallet, men vi har ikke grunnlag til å konkludere med dette.

At størrelsen på koeffisienten til  $\log\text{Prisstigning}$ , og dermed «cash-out», har økt noe mer i Rogaland og Agder tror vi kan komme av to grunner. For det første kan det forklares at husholdningene har økt gjelden sin for å tilpasse seg et eventuelt inntektssjokk som følge av oljeprisfallet, for å glatte ut konsumet. Det er imidlertid kun husholdninger med lav belåningsgrad som kan gjøre dette på grunn av retningslinjer fra Finanstilsynet tillot maksimalt belåningsgrad på 75 prosent fra år 2011, maksimalt 70 prosent fra sommeren 2015, for fleksible boliglån (Finanstilsynet, 2011; Finansdepartementet, 2015).

For det andre kan økt «cash-out» i Rogaland og Agder komme av at regresjonsmodellen antar symmetri. Når boligprisene har falt visse steder i Rogaland og Agder, som i for eksempel Stavanger, kan se ut som at «cash-out» har økt i regresjonsmodellen hvis husholdningsgjelden ikke endrer seg. Det er lettere for husholdningene å øke husholdningsgjelden enn å redusere den, og når verdien av boligen faller og husholdningsgjelden er det samme som tidligere, kan se det ut som husholdningene har økt størrelsen på «cash-out» refinansieringseffekten.

Når vi justerer boligprisene slik at de følger den gjennomsnittlige veksten for de ulike boligtypene ellers i landet, endres nærmest ikke størrelsen på koeffisienten. Resultatet fra den tilsvarende regresjonen med justerte boligpriser ligger i Appendix III. Merk at dette er en stor forenkling av effekten, da boligprisutviklingen er svært heterogen.

### 5.2.2 Ingen signifikant forskjell med difference-in-difference

Tabell 5.3 viser analysen av «cash-out» refinansieringseffekten ved bruk av en DiD-modell. Analysen viser at oljeprisfallet ikke har hatt en signifikant påvirkning på «cash-out» refinansieringseffekten hos husholdningene i Rogaland og Agder. Dette ser vi fra fra variabelen  $Post \times Treatment \times \log\text{Prisstigning}$ , som ikke er signifikant hverken med eller uten kontrollvariabler. Fortegnet endrer seg dessuten når vi inkluderer kontrollvariabler i kolonne (2).

Tabell 5.3: Ingen signifikant påvirkning på «cash-out» i Rogaland og Agder.

Tabellen viser en DiD-analyse av oljeprisfallets påvirkning på «cash-out» refinansiering, tilsvarende Tabell 5.2.

T-verdiene vises i parentes, signifikans på 10 %, 5 % og 1 % nivå vises med \*, \*\* og \*\*\*.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>logPrisstigning</i>	0.681***	0.683***	0.710***	0.700***	0.727***	0.717***
	(22.01)	(23.12)	(26.30)	(27.13)	(30.61)	(31.60)
Post	-0.067*	-0.035			-0.012	0.007
	(-1.88)	(-1.03)			(-0.50)	(0.32)
Treatment	-0.028	-0.047			0.019	-0.005
	(-0.41)	(-0.72)			(0.44)	(-0.13)
Post*Treatment	0.021	0.037			0.021	0.002
	(0.22)	(0.41)			(0.34)	(0.04)
Post*logPrisstigning	0.079**	0.061*	0.026	0.033		
	(2.07)	(1.68)	(1.01)	(1.36)		
Treatment*logPrisstigning	0.063	0.054	0.039	0.019		
	(1.01)	(0.91)	(1.01)	(0.52)		
Post*Treatment*logPrisstigning	0.004	-0.044	0.021	-0.018		
	(0.04)	(-0.49)	(0.34)	(-0.31)		
Eielengde	-0.023***	-0.009***	-0.023***	-0.008***	-0.022***	-0.008***
	(-10.50)	(-3.83)	(-10.49)	(-3.80)	(-10.36)	(-3.75)
Bostørrelse	0.000	-0.000**	0.000	-0.000**	0.000	-0.000**
	(0.50)	(-2.20)	(0.53)	(-2.20)	(0.48)	(-2.22)
Inntekt2		0.008		0.008		0.006
		(0.22)		(0.22)		(0.18)
Inntekt3		-0.018		-0.019		-0.018
		(-0.47)		(-0.50)		(-0.49)
Alder		-0.020***		-0.020***		-0.020***
		(-18.33)		(-18.35)		(-18.38)
Kjønn		0.046*		0.046**		0.047**
		(1.95)		(1.97)		(1.99)
Helse		0.007		0.008		0.007
		(0.25)		(0.28)		(0.25)
Tettsted		-0.126***		-0.127***		-0.126***
		(-4.39)		(-4.41)		(-4.40)
AntBolig		0.109***		0.109***		0.109***
		(4.60)		(4.61)		(4.61)
AntMedlem		0.038***		0.038***		0.038***
		(2.68)		(2.69)		(2.70)
AntHøyUtd		-0.046***		-0.046***		-0.046***
		(-3.29)		(-3.29)		(-3.28)
AntBarn		-0.007		-0.007		-0.006
		(-0.40)		(-0.39)		(-0.39)
AntInnv		-0.012		-0.011		-0.011
		(-0.76)		(-0.70)		(-0.72)
Konstant	-0.479***	0.220***	-0.516***	0.198***	-0.515***	0.196***
	(-14.50)	(2.87)	(-19.46)	(2.66)	(-17.46)	(2.59)
N	4698	4677	4698	4677	4698	4677
R <sup>2</sup>	0.201	0.280	0.200	0.280	0.200	0.280



Uten kontrollvariabler, i kolonne (1), har vi at «cash-out» refinansieringseffekten har økt fra 2012 til 2015. Dette ser vi fra koeffisienten til  $Post \times \log Prisstigning$ . Ved en 1 prosent økning i boligprisene i 2012, estimerer modellen at husholdningsgjelden vil øke med 0,688 prosent, alt annet holdt like. I 2015 øker «cash-out» med ytterligere 0,094 prosent. Når vi inkluderer kontrollvariabler i kolonne (2), ser vi at koeffisienten til  $Post \times \log Prisstigning$  kun er signifikant på 10 prosent signifikansnivå, men størrelsen er redusert sammenlignet med kolonne (1).

Kolonne (4) til kolonne (6) undersøker vi om konklusjonen endrer seg hvis vi endrer på modellen, der vi først ikke inkluderer de vanlige DiD-leddene og deretter ikke inkluderer DiD-leddene som er multiplisert med  $\log Prisstigning$ . I begge tilfeller endres ikke konklusjonen om at vi ikke finner noe som tilsier at oljeprisfallet har påvirket «cash-out» refinansieringseffekten. Vi kan derfor ikke si at oljeprisfallet har hatt en signifikant påvirkning på «cash-out» refinansieringseffekt hos husholdningene i Rogaland og Agder ved bruk av det naturlige eksperimentet. Eneste som endrer seg er at vi ikke lenger kan si at «cash-out» har endret seg fra 2012 til 2015 for begge grupper på noen signifikansnivå.

### 5.2.3 Oljeprisfallet påvirkning på «cash-out» er usikkert

Oljeprisfallet har påvirket husholdningene i Rogaland og Agder i varierende grad. Andelen av husholdninger med en «cash-out» refinansieringseffekt har gått ned både i Rogaland og Agder og i resten av Norge, samtidig som koeffisienten av «cash-out» har økt betraktelig mer i Rogaland og Agder enn i resten av Norge. Vi kan imidlertid ikke si om denne forskjellen er signifikant forskjellig, hverken ved å se på Wald-test eller ved bruk av DiD-modell. Vi ser riktignok at spredningen, i form av standardavvik, har endret seg for husholdningene fra 2012 til 2015. Mens spredningen har økt for husholdninger i Rogaland og Agder, hvor oljeprisfallet har hatt størst påvirkning, har spredningen i resten av Norge gått ned.

På den ene siden kan det tenkes at husholdningene som fortsatt har positiv «cash-out» refinansieringseffekt har økt husholdningsgjelden for å tilpasse seg inntektsbortfallet, for å glatte ut konsumet. Dette gjelder spesielt for husholdninger med lav belåningsgrad. På den andre siden kan det tenkes at færre husholdninger har positiv «cash-out» refinansieringseffekt på grunn av økt usikkerhet i økonomien. Nedgangen gjelder imidlertid for hele Norge, og ikke bare for Rogaland og Agder.

## 5.3 Ingen signifikant påvirkning på betalingsproblemer eller vanskeligheter

I den siste hypotesen ønsker vi å undersøke om oljeprisfallet har ført til at flere husholdninger opplever betalingsproblemer og/eller vanskeligheter i husholdningens økonomi. Vi får dermed undersøkt husholdningenes økonomiske konsekvenser av oljeprisfallet. Det er intuitivt å tenke at oljeprisfallet har påvirket husholdningene i Rogaland og Agder i større grad enn resten av Norge, og dermed ført til at en større andel av husholdningene i Rogaland og Agder opplever betalingsproblemer og vanskeligheter i økonomien i 2015 sammenlignet med 2012. Heller ikke i denne analysen kan vi si at oljeprisfallet har påvirket betalingsproblemer eller vanskeligheter i husholdningenes økonomi.

Fra den deskriptive analysen i Tabell 4.4 og Tabell 4.5 vet vi at andelen med betalingsproblemer nærmest har halvert seg fra 2012 til 2015, og at andelen med husholdninger som opplever vanskeligheter i økonomien også har gått betydelig ned, og noe mer i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge. Dette er overraskende, og det motsatte av det vi skulle forventet oss. Dette er også det motsatte av hva SIFO-undersøkelsen viser, vist i Figur 2.7, hvor andelen med betalingsproblemer har økt fra 6,0 prosent til 6,8 prosent i år 2012 til år 2015 i hele Norge. Forskjellen kan forklares av at husholdninger med bolig, som vårt utvalg kun består av, skiller seg fra resten av befolkningen.

### 5.3.1 Andel med betalingsproblemer har gått ned i hele Norge

Basert på analysen fra Tabell 5.4, kolonne (1) til (3), kan vi ikke si noe om den kausale sammenhengen mellom oljeprisfallet og betalingsproblemer. Interaksjonsleddet  $Post \times Treatment$  er ikke signifikant på noen relevante nivåer. Selv når vi kontrollerer for ulike variabler finner vi ikke en signifikant kausal sammenheng. Vi har dermed ikke grunnlag for å konkludere i hvilken grad, om i det hele tatt, oljeprisfallet har påvirket betalingsproblemene i Rogaland og Agder mer enn i resten av Norge. Det er mest sannsynlig for tidlig for oss å se konsekvensen av oljeprisfallet på betalingsproblemer i Rogaland og Agder. Vi har sett fra kapittel 3 at boligprisene har falt mer og arbeidsledigheten har økt ytterligere etter sommeren 2015 frem til i dag. En annen mulig forklaring er skjevheten på timingen av når undersøkelsen ble gjennomført, hvor gjeldskrisen i Europa i 2011 kan ha påvirket undersøkelsen i 2012. Se kapittel 4.1.1 hvor vi har diskutert dette nærmere.

*Tabell 5.4: Har andelen med betalingsproblemer og vanskeligheter økt etter oljeprisfallet?*

Tabellen viser de marginale effektene av logit regresjonene. Z-verdiene for logit og T-verdiene for OLS vises i parentes, signifikans på 10 %, 5 % og 1 % nivå vises med \*, \*\* og \*\*\*. Koeffisientene forteller oss hva sannsynligheten for avhengig variabel betalingsproblemer eller vanskeligheter øker med, dersom den uavhengige variabelen øker med 1.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Logit	Logit	OLS	Logit	Logit	OLS
Y-variabel	Betalingsproblemer			Vanskeligheter		
Post	-0.027*** (-4.28)	-0.023*** (-3.77)	-0.027*** (-4.26)	-0.037*** (-3.50)	-0.023** (-2.30)	-0.032*** (-3.04)
Treatment	-0.005 (-0.50)	-0.012 (-1.21)	-0.016 (-1.42)	0.008 (0.46)	-0.001 (-0.07)	0.010 (0.56)
Post*Treatment	0.004 (0.25)	0.013 (0.80)	0.008 (0.53)	-0.024 (-0.91)	-0.007 (-0.26)	-0.015 (-0.57)
Eielengde		-0.000 (-0.79)	-0.000 (-0.41)		-0.002** (-2.15)	-0.002** (-2.57)
Bostørrelse		0.000 (0.26)	0.000 (0.71)		-0.000 (-0.59)	-0.000 (-0.65)
Inntekt2		-0.038*** (-5.17)	-0.050*** (-6.16)		-0.116*** (-9.55)	-0.153*** (-11.41)
Inntekt3		-0.067*** (-7.03)	-0.073*** (-7.53)		-0.216*** (-14.40)	-0.229*** (-14.23)
Alder		-0.001*** (-4.87)	-0.002*** (-6.87)		-0.002*** (-5.79)	-0.003*** (-7.90)
Kjønn		-0.007 (-1.22)	-0.003 (-0.55)		-0.032*** (-3.31)	-0.045*** (-4.29)
Helse		-0.025*** (-3.98)	-0.029*** (-3.75)		-0.068*** (-6.23)	-0.093*** (-7.35)
Tettsted		-0.017*** (-2.70)	-0.034*** (-4.37)		-0.026** (-2.30)	-0.037*** (-2.86)
AntBolig		-0.007 (-0.95)	-0.005 (-0.72)		-0.018 (-1.53)	-0.009 (-0.79)
AntMedlem		0.013*** (3.74)	0.013*** (2.91)		0.035*** (5.73)	0.039*** (5.25)
AntHøyUtd		-0.017*** (-4.10)	-0.015*** (-3.66)		-0.035*** (-5.45)	-0.042*** (-6.12)
AntBarn		-0.002 (-0.38)	0.001 (0.12)		-0.004 (-0.50)	-0.005 (-0.59)
AntInnv		0.000 (0.11)	0.001 (0.29)		0.027*** (4.83)	0.058*** (7.15)
Konstant			0.221*** (11.67)			0.568*** (18.03)
N	5648	5624	5624	5646	5622	5622
R <sup>2</sup>			0.046			0.119

Derimot viser modellene at betalingsproblemer er signifikant lavere i 2015 i forhold til 2012, noe som er i samsvar med den deskriptive analysen. Koeffisienten, *Post*, som representerer 2015 når variabelen er lik 1, er signifikant forskjellig fra 0 på 1 prosents nivå. Vi hadde forventet at betalingsproblemene ville økt i Norge fra 2012 til 2015, slik som også SIFO-undersøkelsen viser, men som vi kan se fra kolonne (2) og (3), reduseres andelen med betalingsproblemer med 2,4 prosent i 2015 sammenlignet med 2012, kontrollert for kontrollvariabler og alt annet holdt likt. Som sagt kan forskjellene forklares av at husholdninger med bolig kan skille seg ut fra resten av befolkningen.

Videre ser vi i kolonne (2) og (3) at personer med høyere utdanning, personer med god helse og personer som bor i byen har mindre sannsynlighet for å oppleve betalingsproblemer. Alle variablene er sterkt signifikant og gir økonomisk mening. Motsatt ser at barn øker sannsynligheten for betalingsproblemer, alt annet holdt likt.

### **5.3.2 Vanskeligheter i husholdningenes økonomi har også gått ned**

For å undersøke andelen med vanskeligheter i husholdningenes økonomi, benytter vi oss av samme type analyse som gjort under betalingsproblemer. Vanskeligheter i husholdningens økonomi er vist i Tabell 5.4, kolonne (4) til (6). Heller ikke her finner vi at oljeprisfallet har påvirket vanskeligheter i husholdningens økonomi noe mer i Rogaland og Agder enn i resten av Norge. Vi kan ikke si noe om andelen med vanskeligheter isolert sett i Rogaland og Agder basert på analysen, da ingen av koeffisientene er signifikante. Vi har heller ikke grunnlag for å si noe om den kausale sammenhengen mellom oljeprisfallet og vanskeligheter i husholdningens økonomi.

Vi finner tilsvarende resultater for vanskeligheter i husholdnings økonomi som vi fant under betalingsproblemer; andelen på landsbasis har signifikant gått ned fra 2012 til 2015. Også dette er motsatt av hva vi hadde forventet av resultater, men i samsvar med den deskriptive analysen vist i Tabell 4.5, hvor andelen med vanskeligheter er blitt redusert med hele 20,7 prosent på landsbasis. Fra kolonne (5) ser vi at andelen med vanskeligheter reduseres med 2,3 prosent i 2015 sammenlignet med 2012, alt annet holdt likt.

Fra Tabell 5.4, kolonne (5) og (6), ser vi at i likhet med betalingsproblemer er personer med høyere utdanning, personer med god helse og personer som bor i byen mindre utsatt for å oppleve vanskeligheter i husholdningens økonomi. Alle variablene er signifikante på et 1 prosents nivå. I tillegg er også antall bolig signifikant, hvilket indikerer at personer med flere

---

boliger har mindre sannsynlighet for å oppleve vanskeligheter. Dette gir mening, da de har mulighet til å selge en av boligene og på den måten frigjøre kapital dersom vanskeligheter skulle oppstå. Vi ser også at barn og 1. eller 2. generasjons innvandrere i husholdningen øker sannsynligheten for vanskeligheter, begge signifikante på 1 prosents nivå alt annet holdt like.

### **5.3.3 Usikkert om oljeprisfallet har påvirket betalingsproblemer eller vanskeligheter**

Basert på analysen over kan vi fastslå at både betalingsproblemer og vanskeligheter i husholdningens økonomi er blitt redusert fra 2012 til 2015. Hvilke forhold dette skyldes, da vi hadde forventet motsatt resultatet, er høyest usikkerhet. En mulig forklaring er at gjeldskrisen i Europa i 2011 påvirket undersøkelsen for 2012, mens oljeprisfallet muligens ikke hatt stor nok påvirkning til å slå ut i undersøkelsen for 2015.

Vi har riktignok ikke mulighet til å si noe om den kausale sammenhengen mellom oljeprisfallet og betalingsproblemer eller den kausale sammenhengen mellom oljeprisfallet og vanskeligheter i husholdningens økonomi. Vi får ingen signifikante resultater av interaksjonsleddet. Vi får heller ikke en signifikant forskjell mellom Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge, men vi ser likevel at personer med høy utdanning, personer med god helse og personer som bor i byen er mindre utsatt for å oppleve betalingsproblemer og vanskeligheter i husholdningens økonomi.

## 6 Konklusjon

I denne masteroppgaven har vi undersøkt effekten av oljeprisfallet på husholdningsgjelden i Norge. Det er muligens for tidlig å trekke en konklusjon på hvordan oljeprisfallet har påvirket husholdningsgjelden. I vår analyse finner vi ingenting som tilsier at oljeprisfallet har hatt en påvirkning på husholdningsgjelden. Ingen av delhypotesene vi har undersøkt tilsier at utviklingen i Rogaland og Agder skiller seg noe mer ut enn i resten av Norge som følge av oljeprisfallet.

Norge har hatt en eventyrlig økonomisk vekst de siste to tiårene, noe som delvis kan forklares av bedret bytteforhold. Imidlertid har Norge utviklet en todelt økonomi, hvor den oljerelaterte næringen har stått for en stor del av utviklingen og veksten i Norge. Som følge av det nylige oljeprisfallet har dette skapt splittelse og utfordringer i økonomien vår, hvor Rogaland og Agder har spesielt blitt rammet av økende arbeidsledighet og fallende boligpriser. Dette åpner for at vi kan undersøke av effekten av oljeprisfallet på husholdningsgjelden ved bruk av et naturlig eksperiment.

Veksten i husholdningsgjelden, når vi ser på gjeldsbelastning, belåningsgrad og «cash-out» som andel av inntekt, viser at Rogaland og Agder har utviklet seg på lik linje med Norge selv etter oljeprisfallet. Dette gjelder også for «cash-out» refinansieringseffekten, når vi undersøker de ulike utvalgene hver for seg, som viser at størrelsen på «cash-out» har økt i Rogaland og Agder etter oljeprisfallet. Vi kan derimot ikke si at denne økningen er signifikant.

Vi kan heller ikke si at oljeprisfallet har økt betalingsproblemer eller vanskeligheter i husholdningens økonomi i Rogaland og Agder. Vi finner at betalingsproblemer og vanskeligheter har gått fra 2012 til 2015, men vi kan ikke si noe spesifikt om Rogaland og Agder. Vi kan ikke konkludere med at det finnes en kausal sammenheng mellom oljeprisfallet og betalingsproblemer eller vanskeligheter i husholdningens økonomi.

Konklusjonen er dermed at effekten av oljeprisfallet er tvetydig, og dens påvirkning av husholdningsgjelden i Norge er uklar. Vi finner ingen resultater som tilsier at oljeprisfallet har påvirket husholdningsgjelden i Rogaland og Agder i større grad enn resten av Norge, til tross for at arbeidsledigheten har økt og boligprisene har falt i kjølvannet av oljeprisfallet sommeren 2014 i Rogaland og Agder. Det kan tyde på at det er for tidlig å si noe om effekten av oljeprisfallet.

### *Forslag til videre forskning*

Det hadde vært interessant å se om effekten fra oljeprisfallet på husholdningsgjelden med nyere data. Allerede neste år vil levekårsundersøkelsen 2015 få inntektsdata fra 2015, istedenfor de inntektsdata vi bruker fra 2014. Da vil et eventuelt inntektsbortfall som følge av oljeprisfallet bli reflektere i datasettet. I slutfasen av denne masteroppgaven har også flere forskere og NAV undret seg over at flere tusen som har mistet jobben i oljenæringen ikke vises i arbeidsledighetsstatistikken<sup>7</sup>, selv om arbeidsledigheten har økt betydelig mer i Rogaland og Agder sammenlignet med resten av Norge. Agderforskning skal se nærmere på dette, og kan muligens belyse sider som kan forklare hvorfor ikke vi finner noen effekt fra oljeprisfallet på husholdningsgjelden.

---

<sup>7</sup> Se for eksempel <http://www.nrk.no/sorlandet/vil-sjekke-hvor-oppsagte-har-blitt-av-1.12928627>

## 7 Litteraturliste

- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 113-132.
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative Politics and the Synthetic Control in Comparative Case Studies. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495-510.
- Ai, C., & Norton, E. C. (2003). Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters*, 80(1), 123-129.
- Almaas, S., Bystrøm, L. S., Carlsen, F., & Su, X. (2015). Home Equity-based Refinancing and Household Financial Difficulties: The Case of Norway. *Working Paper*.
- Almås, I. (2012). International Income Inequality: Measuring PPP Bias by Estimating Engel Curves for Food. *American Economic Review*, 102(2), 1093-1117.
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. New Jersey: Princeton University Press.
- Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2014). How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249-275.
- Bharadwaj, P., Johnsen, J. V., & Løken, K. V. (2012). Smoking Bans, Maternal Smoking and Birth Outcomes. *Discussion Paper No. 7006, IZA*.
- Bjørnland, H. C. (1998). The economic effects of North Sea oil on the manufacturing sector. *Scottish Journal of Political Economy*, 45(5), 553-585.
- Bjørnland, H. C. (2009). Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country. *Scottish Journal of Political Economy*, 56(2), 232-254.



- 
- Bystrøm, L. S., & Almaas, S. (2014). *The Cash-out Refinancing in the Norwegian Housing Market*. Trondheim: Masteroppgave, Norwegian University of Science and Technology.
- Bø, E. E. (2010). Om rentens effekt på konsum og sparing. *Økonomiske analyser*, 29(2), 6-10.
- Bø, E. E. (2015). *Taxation of housing: Killing several birds with one stone*. Statistisk Sentralbyrå.
- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 591-621.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, 84(4), 772-793.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., & Zampolli, F. (2011). The real effects of debt. *Working Papers No 352, Bank for International Settlement*.
- Chen, H., Michaux, M., & Roussanov, N. (2013). Houses as ATMs? Mortgage Refinancing and Macroeconomic Uncertainty. *NBER Working Paper Series*.
- Danske Bank Markets. (2016, 30 mars.). *Nordic Outlook - Economic and financial trends*. Hentet fra [http://www.danskebank.com/en-uk/ci/Products-Services/Markets/Research/Documents/NordicOutlook\\_300316.pdf](http://www.danskebank.com/en-uk/ci/Products-Services/Markets/Research/Documents/NordicOutlook_300316.pdf)
- Demyanyk, Y., & Hemert, O. V. (2011). Understanding the subprime mortgage crisis. *Review of Financial Studies*, 24(6), 1848-1880.
- Dobbs, R., Lund, S., Woetzel, J., & Mutafchieva, M. (2015). *Debt and (not much) deleveraging*. McKinsey Global Institute.
- Døskeland, T. (2014). *Personlig finans - Et helhetlig rammeverk for hvordan vi skal forholde oss til finansmarkedet*. Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.
- Ebner, A. (2013). A micro view on home equity withdrawal and its determinants: Evidence from Dutch households. *Journal of Housing Economics*, 22(4), 321-337.

- Ekeland, A. (2015). *Sysselsatte i petroleumsnæringene og relaterte næringer 2014*. Statistisk Sentralbyrå.
- Fagereng, A., & Halvorsen, E. (2016). Debt and household consumption responses. *Staff Memo no. 1, Norges Bank*.
- Finans Norge & TNS Gallup. (2016:1). *Forventningsbarometeret*.
- Finansdepartementet. (2015, 15. juni). *Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig*. Hentet fra Regjeringen.no: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/forskrift-om-krav-til-nye-utlan-med-pant-i-bolig/id2417408/>
- Finanstilsynet. (2011, 1. desember). *Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål*. Hentet fra Rundskriv 29/11: [http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Rundskriv\\_vedlegg/2011/4\\_kvarta1/Rundskriv\\_29\\_2011.pdf](http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Rundskriv_vedlegg/2011/4_kvarta1/Rundskriv_29_2011.pdf)
- Finanstilsynet. (2014). *Finansielle utviklingstrekk*.
- Finanstilsynet. (2015a). *Boliglånsundersøkelsen*.
- Finanstilsynet. (2015b). *Finansielle utviklingstrekk*.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: MacMillan.
- Gelain, P., Lansing, K. J., & Mendicino, C. (2013). House Prices, Credit Growth, and Excess Volatility: Implications for Monetary and Macroprudential Policy. *International Journal of Central Banking*, 219-276.
- Grindaker, M. H. (2013). *The impact of household leverage on mortgage foreclosures in Norway*. Oslo: Masteroppgave, Universitetet i Oslo.
- Gulbrandsen, L. P. (2006). *Bolig og levekår i Norge 2004. En artikkelsamling*. NOVA-rapport 3/06.
- Hellerstein, J. M. (2008). *Quantitative Data Cleaning for Large Databases*. EECS Computer Science Division, UC Berkley.

- 
- Jansen, E. S. (2009). Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum? *Samfunnsøkonomen*, 63(5), 42-59.
- Jordà, Ò., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2016). The great mortgaging: housing finance, crises and business cycles. *Housing Finance*, 31(85), 107-152.
- Kiel, K. A., & McClain, K. T. (1995). The Effect of an Incinerator Siting on Housing Appreciation Rates. *Journal of Urban Economics*, 37, 311-323.
- Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069.
- Kragh-Sørensen, K., & Solheim, H. (2014a). Hva taper bankene penger på under kriser? *Staff Memo no. 3, Norges Bank*.
- Kragh-Sørensen, K., & Solheim, H. (2014b). Kanaler fra høy gjeld i husholdningene til tap i bankene. *Staff Memo no. 9, Norges Bank*.
- Krakstad, S. O., & Oust, A. (2015). Are house prices in the Norwegian capital too high? *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 8(2), 152-168.
- Kumhof, M., & Rancière, R. (2010). Inequality, Leverage and Crises. *IMF Working Paper*.
- Lavik, R., & Borgeraas, E. (2015). *Forbrukstrender økonomi 2015*. Oslo: SIFO.
- Ludwig, A., & Sløk, T. (2004). The relationship between stock prices, house prices and consumption in OECD countries. *Topics in Macroeconomics*, 4(1), 1-23.
- Lustig, H., & Nieuwerburgh, S. V. (2006). Can Housing Collateral Explain Long-Run Swings in Asset Returns? *NBER Working Paper No. 12766*.
- Madslie, J. (2016, 10 februar). *Norway seeks to diversify its economy as oil earnings plunge*. Hentet fra BBC News: <http://www.bbc.com/news/business-35318236>
- Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *Economic Journal*, 116(508), 1-20.
- Meld. St. 1. (2015-2016). *Nasjonalbudsjettet 2016*. Finansdepartementet.

- Meyer, B. D. (1995). Natural and Quasi-Experiments in Economics. *Journal of Business & Economics Statistics*, 13(2), ss. 151-161.
- Mian, A. R., Sufi, A., & Verner, E. (2015). Household Debt and Business Cycles Worldwide. *NBER Working Paper No. 21581*.
- Mian, A., & Sufi, A. (2011). House Prices, Home Equity-Based Borrowing, and the US Household Leverage Crisis. *American Economic Review*, 101(5), ss. 2132-2156.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. I K. K. Kurihara, *Post-Keynesian Economics* (ss. 388-436). New Brunswick: Rutgers University Press.
- Muellbauer, J., & Murphy, A. J. (2008). Housing markets and the economy: The assessment. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 1-33.
- NHO. (2012). *Økonomisk overblikk 2/2012*.
- Norges Bank. (1/2012). *Pengepolitisk rapport*. Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank. (4/2015). *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet*. Oslo: Norges Bank.
- Norsk industri. (2012). *Konjunkturrapport*.
- NOU. (2014:13). *Kapitalbeskatning i en internasjonal økonomi*. Finansdepartementet.
- NOU. (2015:1). *Produktivitet - grunnlag for vekst og velferd*. Finansdepartementet.
- NOU. (2015:9). *Finanspolitikk i en oljeøkonomi*. Finansdepartementet.
- NOU. (2016:3). *Ved et vendepunkt: Fra ressursøkonomi til kunnskapsøkonomi*. Finansdepartementet.
- NTB. (2016, 4. februar). *Over 30.000 jobber kuttet i oljenæringen*. Hentet fra Aftenposten: <http://www.aftenposten.no/okonomi/Over-30000-jobber-kuttet-i-oljenaringen-8344852.html>
- OECD. (2016). *Economic Surveys Norway*. OECD.

- 
- OECD, & Eurostat. (2012). *Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Olsen, Ø. (2016, 18. februar). *Årstale - Økonomiske perspektiver*. Hentet fra Norges Bank: <http://www.norges-bank.no/Publisert/Foredrag-og-taler/2016/2016-02-18-Arstalen/>
- Pennington-Cross, A., & Chomsisengphet, S. (2007). Subprime Refinancing: Equity Extraction and Mortgage Termination. *Real Estate Economics*, 35(2), ss. 233-262.
- Puhani, P. A. (2012). The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear "difference-in-differences" models. *Economics Letters*, 115(1), 85-87.
- Reinhart, C. M., Reinhart, V. R., & Rogoff, K. S. (2012). Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes Since 1800. *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 69-86.
- Revold, M. K., & Holmøy, A. (2016). *Levekårsundersøkelsen EU-SILC 2015. Tema: boforhold, utsatthet og uro for lovbrudd*. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Rinaldi, L., & Sanchis-Arellano, A. (2014). *Household debt sustainability. What explains household non-performing loans? An empirical analysis*. European Central Bank.
- Robinson, J. A., & Acemoğlu, D. (2012). *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*. Crown Business.
- Ross, M. L. (1999). The political economy of the resource curse. *World Politics*, 51(2), 297-322.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *Natural Resources and Economic Development*, 45(4-6), 827-838.
- Sandlie, H. C., & Grødem, A. S. (2013). *Bolig og levekår i Norge 2012. En artikkelsamling*. NOVA-rapport 14/13.
- Sandlie, H. C., Aarland, K., & Gulbrandsen, L. P. (2010). *Bolig og levekår i Norge 2007. En artikkelsamling*. NOVA-rapport 2/10.
- Scanlon, K., & Elsinga, M. (2014). Policy changes affecting housing and mortgage markets: how governments in the UK and the Netherlands responded to the GFC. *Journal of Housing and Built Environment*, 29(2), ss. 335-360.

- Stambø, L. S. (1998). Regional mobilitet i arbeidsstyrken. *Økonomiske analyser*, 16(8), 15-26.
- Svennebye, L. H. (2013). *Kjøpekraftspariteter, prisnivåindekser og prisnivåjustering - En brukerveiledning*. Statistisk Sentralbyrå.
- Tangeland, T. (2014). *Norske husholdningers økonomiske situasjon og betalingsproblemer i 2013*. Oslo: SIFO.
- Torstensen, K. N. (2016). Fra en «kritisk rentebelastning» til en «sårbar gjeldsbelastning». *Norges Bank, Aktuell kommentar 2/16*.
- Tufte, P. A. (2000). *En intuitiv innføring i logistisk regresjon*. SIFO.
- Vrålstad, S., Wiggen, K. S., & Thorsen, L. R. (2013). *Levekårsundersøkelsen EU-SILC 2012. Tema: Bolig og boforhold, og utsatthet og uro for lovbrudd*. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Wooldrige, J. M. (2013). *Introductory Econometrics - A Modern Approach*. South Western: Cengage Learning.

## 8 Appendix

### 8.1 Appendix I: Oversikt over variabler

Variabler	Definisjon
<b>Boligkarakteristika</b>	
HarLån	Dummy = 1 hvis husholdningen har gjeld.
Kjøpspris	Egenrapportert pris for hva boligen ble kjøpt for.
Salgspris	Husholdningens antagelse om hva boligen kan bli solgt for i dag.
LånIdag	Sum husholdningsgjeld i dag.
Eielengde	Lengden husholdningen har eid bolig. Definert som forskjellen mellom året boligen ble kjøpt og året undersøkelsen ble gjennomført.
Prisstigning	$= \text{Salgspris} / \text{Kjøpspris}$
Bostørrelse	Rapportert størrelse på boligen i m <sup>2</sup> .
<b>Husholdningskarakteristika</b>	
Cashout	$\text{LånIdag} - \text{Kjøpspris} \times (1 - \frac{\text{Eielengde}}{30})$ . Nedre grense på "cash-out" når vi antar maksimalt 30 år serielån.
Cashout/Inntekt	$= \text{Cashout} / \text{Inntekt}$
AntBolig	Antall bolig husholdninger eier (inkl. primærbolig).
SekBolig	Dummy = 1 hvis husholdninger eier andre boliger.
TotalInntekt	Husholdningens samlede inntekt.
Inntekt1-3	TotalInntekt er delt i tre grupper, høy - middels - lav. Dummy = 1 hvis husholdningen ligger i den aktuelle gruppen.
Alder	Alder på personen med høyest inntekt i husholdningen.
Kjønn	Kjønn på personen med høyest inntekt i husholdningen. Dummy = 1 hvis mann.
Helse	Dummy = 1 hvis respondenten svarer at helsen er svært god eller god.
Tettsted	Dummy = 1 hvis husholdningen bor i et tettsted.
AntMedlem	Antall personer i husholdningen.
AntHøyUtd	Antall personer i husholdningen med utdanning på universitets- og høyskoleutdanningsnivå.
AntBarn	Antall barn (under 16 år) i husholdningen.
AntInnv	Antall personer i husholdninger som er 1. eller 2. generasjonsinnvandrere.

## 8.2 Appendix II: Forutsetninger for regresjonsanalyse

For å oppnå presise og pålitelige estimater ved bruk av regresjonsanalyse, må en rekke forutsetninger være oppfylt. Følgende forutsetninger må være oppfylt (Wooldrige, 2013):

1. Regresjonsmodellen må være lineær i parameterne og korrekt spesifisert gitt ved populasjonsmodellen:  $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k + u$
2. Randomisert utvalg med  $n$  observasjoner,  $\{(x_i, y_i) : i = 1, 2, \dots, n\}$ , gitt populasjonsmodellen under forutsetning 1.
3. Ingen perfekt multikollinearitet. Ingen av de uavhengige forklaringsvariablene kan skrives som perfekte lineær funksjon av noen av de andre uavhengige forklaringsvariablene.
4. Forventet gjennomsnittsverdi må være lik null. Feilleddet,  $u$ , må ha en forventet verdi lik null gitt enhver verdi av de uavhengige forklaringsvariablene  $E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$
5. Homoskedastisitet. Feilleddet,  $u$ , må ha samme varians gitt enhver verdi av de uavhengige forklaringsvariablene  $Var(u|x_1, \dots, x_k) = \sigma^2$
6. Feilleddet,  $u$ , er uavhengig av forklaringsvariablene og er normalfordelt som følgende:  
 $u \sim N(0, \sigma^2)$

De første fem forutsetningene kalles Gauss-Markov forutsetningene, hvor de fire første forutsetningene sørger for at minste kvadrats metode gir en forventningsrettet estimator. Ved å inkludere den femte forutsetningen blir minste kvadrats metode BLUE<sup>8</sup>, altså den meste effektive metoden. Ved å inkludere den siste forutsetningene sørger vi for at utvalget er normalfordelt og resultatene blir med presise. Ved store nok utvalg kan forutsetning 6 droppes.

---

<sup>8</sup> BLUE: Best Linear Unbiased Estimator



## 8.3 Appendix III: «Cash-out» justert for boligpriser

Tabell 8.1: Ingen forskjell i «cash-out» ved prisjustering.

Vi har justert boligprisene i regresjonen ved å bruke boligpriser fra 2. kvartal i 2014 til 2. kvartal i 2015, hentet fra SSBs boligprisindeks. Vi bruker gjennomsnittlige forskjell mellom prisene i Stavanger og Agder og Rogaland med Norge for de ulike typer boligene for å justere. Den avhengige variabelen er  $\log\left(\frac{\text{Husholdningsgjeld}}{\text{Kjøpspris}}\right)$ .

År	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Begge år	Begge år		2012		2015	
Region	Norge	Rogaland og Agder	Resten av Norge	Rogaland og Agder	Resten av Norge	Rogaland og Agder	Resten av Norge
logPrisstigning	0.735*** (31.05)	0.733*** (12.79)	0.720*** (29.03)	0.710*** (9.82)	0.708*** (20.17)	0.736*** (6.96)	0.731*** (20.62)
Eielengde	-0.027*** (-12.62)	-0.009 (-1.52)	-0.010*** (-4.12)	-0.007 (-0.92)	-0.013*** (-3.77)	-0.008 (-0.81)	-0.007* (-1.91)
Bostørrelse	0.000* (1.67)	-0.000 (-0.49)	-0.000 (-1.10)	-0.000 (-0.11)	-0.000 (-0.94)	-0.000 (-0.93)	-0.000 (-0.70)
Inntekt2		-0.020 (-0.26)	-0.002 (-0.07)	-0.000 (-0.00)	-0.070 (-1.49)	-0.035 (-0.33)	0.066 (1.47)
Inntekt3		0.101 (1.13)	-0.075* (-1.94)	0.043 (0.31)	-0.163*** (-2.85)	0.171 (1.39)	0.001 (0.02)
Alder		-0.025*** (-9.44)	-0.018*** (-17.18)	-0.024*** (-5.90)	-0.019*** (-11.32)	-0.027*** (-7.70)	-0.019*** (-13.07)
Kjønn		0.121** (2.11)	0.063** (2.50)	0.171** (1.99)	0.069* (1.91)	0.033 (0.42)	0.054 (1.52)
Helse		-0.133* (-1.88)	0.052* (1.65)	-0.168* (-1.67)	0.111** (2.40)	-0.095 (-0.93)	-0.005 (-0.12)
Tettsted		-0.040 (-0.55)	-0.150*** (-4.98)	-0.161 (-1.55)	-0.152*** (-3.53)	0.108 (1.01)	-0.140*** (-3.30)
AntBolig		0.261*** (4.63)	0.082*** (2.96)	0.319*** (4.26)	0.080** (2.06)	0.167* (1.86)	0.088** (2.23)
AntMedlem		0.025 (0.66)	0.042** (2.38)	0.057 (0.97)	0.064** (2.37)	0.011 (0.21)	0.027 (1.16)
AntHøyUtd		-0.042 (-1.15)	-0.043*** (-2.69)	-0.010 (-0.18)	-0.026 (-1.11)	-0.081 (-1.61)	-0.060*** (-2.67)
AntBarn		0.030 (0.68)	-0.018 (-0.84)	-0.066 (-0.97)	-0.043 (-1.36)	0.110* (1.90)	0.002 (0.05)
AntInnv		0.019 (0.35)	-0.003 (-0.17)	0.057 (0.80)	0.006 (0.26)	-0.033 (-0.33)	-0.019 (-0.70)
Konstant	-0.679*** (-22.70)	0.125 (0.72)	0.151** (1.99)	0.094 (0.38)	0.138 (1.24)	0.218 (0.85)	0.155 (1.49)
Regionale faste effekter	Ja	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
N	4698	710	3967	362	1994	348	1973
R <sup>2</sup>	0.208	0.369	0.269	0.364	0.243	0.404	0.302
Wald-test		0.876		0.989		0.965	

---

 Tabell 8.2: Endringer i boligpriser fra 2. kvartal i 2014 til 2. kvartal i 2015.
 

---

	Hele landet	Stavanger	Agder og Rogaland utenom Stavanger	Forskjell Stavanger og Norge	Forskjell Agder og Rogaland og Norge	Snitt forskjell
Boliger i alt	6.62 %	-3.70 %	0.47 %	-10.32 %	-6.14 %	-8.23 %
Eneboliger	5.24 %	-4.02 %	-0.36 %	-9.26 %	-5.61 %	-7.44 %
Småhus	7.07 %	-2.42 %	3.46 %	-9.49 %	-3.61 %	-6.55 %
Blokkleiligheter	9.64 %	-4.95 %	1.51 %	-14.59 %	-8.13 %	-11.36 %