



Særkravene i boliglånsforskriften

En empirisk analyse av hvordan den geografiske differensieringen i boliglånsforskriften har påvirket markedet for brukte leiligheter i Oslo

Kristian Myhre og Magnus Kristoffer Liaaen

Veileder: Øivind Anti Nilsen

Masteroppgave i Finansiell Økonomi og Samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

Vi har i denne oppgaven studert hvilken effekt særkravene for Oslo i den reviderte boliglånsforskriften av 1. januar 2017 har hatt på markedet for brukte leiligheter i Oslo.

De Oslo-spesifikke kravene består av at sekundærboligkjøpere maksimalt kan låne 60 prosent av et forsvarlig verdigrunnlag for boligen, og at bankene kun har lov til å innvilge lån som ikke oppfyller vilkårene i forskriften for inntil 8 prosent av det kvartalsvise utlånsvolumet (eller inntil 10 millioner kroner). I resten av landet tillates en belåningsgrad på inntil 85 prosent også ved sekundærboligkjøp, og fleksibilitetskvoten er 10 prosent. Forskriften ble den 1. juli 2018 videreført uten store endringer, og er nå gjeldende ut 2019.

Vi har hatt tilgang til et uttrekk fra det som trolig er Norges mest omfattende database for eiendomsstatistikk, og har brukt disse dataene til å gjennomføre en kontrafaktisk analyse av prisutviklingen til brukte leiligheter i Oslo. Vi har konstruert en økonometrisk modell som sammenligner den faktiske prisutviklingen i Oslo med et estimat på hva prisutviklingen hadde vært dersom den nye boliglånsforskriften ikke hadde inkludert særkrav for utlån til boligformål i Oslo. For å gjøre dette har vi satt sammen en kontrollgruppe bestående av kommuner som grenser til Oslo og som møter relevante kriterier.

Vi finner at særkravene har hatt en moderat og signifikant prisdempende effekt på markedet for brukte leiligheter i Oslo. Videre finner vi at boliglånsforskriften totalt sett har gjort det vanskeligere for unge å etablere seg i boligmarkedet, men at særkravene isolert sett trolig har gjort det enklere for unge å kjøpe sin egen bolig i Oslo.

Formålet med særkravene i boliglånsforskriften var ifølge finansminister Siv Jensen å dempe den kraftige gjelds- og boligprisveksten i Oslo, i tillegg til å gjøre det lettere for førstegangskjøpere å komme inn på boligmarkedet i Oslo. Fra resultatene i analysen kan vi konkludere med at særkravene har hatt ønsket effekt når det kommer til å begrense prisveksten og å gjøre det enklere for førstegangskjøpere i Oslo. Vi kan riktignok ikke konkludere med at effekten av særkravene har vært så stor som vi estimerer den til å være, da vi har identifisert faktorer som kan tenkes å overdrive den negative effekten vi har funnet.

Forord

Denne masterutredningen er gjennomført som avsluttende del av siviløkonomstudiet ved Norges Handelshøyskole (NHH) høsten 2018. Forfatterne har Finansiell Økonomi og Samfunnsøkonomi som hovedprofil, og utredningen er skrevet som en del av disse profilene.

Boligmarkedet får stor oppmerksomhet i norske medier, og særlig boligmarkedet i Oslo har de siste årene blitt viet mye spalteplass. Vi er begge over gjennomsnittet opptatt av boligmarkedet, og fant det derfor naturlig å velge dette som tema for oppgaven. I utredningen presenterer vi en kontrafaktisk analyse av boligprisutviklingen i Oslo der særkravene i boliglånsforskriften er behandlingen vi ønsker å finne effekten av. Det eksisterer lite forskning på den isolerte effekten av disse særkravene, og dette har gjort det ekstra spennende å arbeide med denne oppgaven.

Vi vil først og fremst takke vår veileder Øivind Anti Nilsen for tiden han har lagt ned i denne utredningen og alle de gode innspillene han har kommet med underveis. Hans kunnskaper innen økonometri og hans skarpe refleksjoner har vært til stor nytte for oss i arbeidet med oppgaven.

Vi ønsker også å rette en spesiell takk til Anders Lund, salgssjef og senior analytiker i Eiendomsverdi. Uten ham og samarbeidet med Eiendomsverdi hadde det ikke vært mulig å skrive denne oppgaven.

Bergen, desember 2018

Kristian Myhre og Magnus Kristoffer Liaaen

Innholdsfortegnelse

1.	INNLEDNING	6
2.	BAKGRUNN	8
2.1	DEN NORSKE BOLIGMODELLEN	9
2.2	HVA DRIVER BOLIGPRISENE?	10
2.3	DEN NORSKE BANKKRISEN	11
2.4	HVORFOR REGULERES BANKENES UTLÅNSPRAKSIS?	12
2.5	BOLIGPRISUTVIKLINGEN ETTER 1992.....	13
2.6	REGULERING AV BANKENES UTLÅNSPRAKSIS TIL BOLIGFORMÅL	
	– FRA RETNINGSLINJER TIL FORSKRIFT	16
2.7	TIDLIGERE FORSKNING OG HYPOTESE	19
3.	DATAGRUNNLAGET	22
3.1	PRESENTASJON AV DATAGRUNNLAGET	22
3.2	RENSING AV DATASETET	23
3.3	VARIABLENE.....	25
4.	METODE	29
4.1	BEGRUNNELSE FOR VALG AV METODE	29
4.2	PRESENTASJON AV METODEN	30
4.2.1	<i>Hva er difference-in-differences?</i>	30
4.2.2	<i>En illustrasjon av hvordan DiD i sin enkleste form fungerer</i>	31
4.2.3	<i>DiD i fravær av felles pre-trend</i>	33
4.2.4	<i>Metodens forutsetninger</i>	35
4.3	KONTROLLGRUPPEN.....	36
4.4	NÅR SKJER BRUDET?.....	38

4.4.1	<i>Hansen-rutinen</i>	38
5.	EMPIRISK MODELL	46
5.1	ER TRENDENE PARALLELE I FØR-PERIODEN?	46
5.2	PRESENTASJON AV EMPIRISK MODELL.....	50
6.	RESULTATER OG ANALYSE	52
6.1	RESULTATER FRA HANSEN-RUTINEN MED NIVÅSKIFTE	52
6.2	ESTIMERING AV MODELLEN MED BRUDD I SEPTEMBER 2016.....	56
6.3	HANSEN-RUTINEN UTEN NIVÅSKIFTE	60
6.4	ESTIMERING AV MODELLEN OG TOLKNING AV RESULTATENE	63
6.5	ENDRING I DiD-ESTIMATOREN VED FJERNING AV MÅNEDER.....	71
6.6	HAR SÆRREGLENE GJORT DET LETTERE Å ETABLERE SEG PÅ BOLIGMARKEDET I OSLO?	72
6.7	SVAKHETER VED MODELLEN.....	77
7.	KONKLUSJON	80
8.	LITTERATURLISTE	82
	APPENDIKS	88

1. Innledning

Etter lang tids nedgang forårsaket av fall i oljeprisen og bankkrisen som fulgte i kjølvannet av juppetiden, snudde boligprisene i Norge i 1992. Siden da har vi opplevd en formidabel boligprisutvikling. Oppgangen har vært tilnærmet uavbrutt, og per tredje kvartal 2018 har den gjennomsnittlige nominelle årsveksten siden 1992 vært på solide 7 prosent på landsbasis (SSB, 2018a). Nominelt har altså boligprisene mer enn femdoblet seg siden omslaget i 1992. Til sammenligning har den generelle prisveksten målt ved konsumprisindeksen vært ca. 2 prosent per år fra 1992 og fram til tredje kvartal 2018, og den årlige reallønnsveksten i perioden 1992-2017 har vært på omtrent 2,1 prosent (SSB, 2018b). Husholdningene har tatt opp stadig større lån for å finansiere stadig dyrere boliger, og inntektene har i lang tid ikke holdt følge med kredittveksten. Nordmenn har aldri hatt mer gjeld enn i dag (SSB, 2018c). Kombinasjonen av høy gjeld og høye boligpriser gjør husholdningene sårbare for negative økonomiske forstyrrelser.

Før 2010 var ikke bankenes praksis for utlån til boligformål regulert av myndighetene i særlig stor grad, men på grunn av den tiltakende kredittveksten blant norske husholdninger og de galopperende boligprisene innførte Finansdepartementet i 2010 retningslinjer for «forsvarlig utlånspraksis til boligformål» (Finanstilsynet, 2010). Disse retningslinjene eksisterte i ulike versjoner frem til det i juli 2015 ble besluttet å forskriftsfeste krav til lån med pant i bolig i en periode på 18 måneder (Regjeringen, 2015).

Den første versjonen av boliglånsforskriften så imidlertid ikke ut til å ha ønsket effekt. I 2016 var både kredittveksten og boligprisveksten i Norge, og spesielt i Oslo, svært høy. Nordmenn ble stadig møtt av avisforsider med prisrekorder og piler som pekte bratt oppover i boligmarkedet, og riksavisene satte søkelys på hvor vanskelig det var å få en fot innenfor i hovedstadens boligmarked. På oppfordring fra Finanstilsynet innførte Finansdepartementet derfor en revidert boliglånsforskrift som trådte i kraft 1. januar 2017 (Regjeringen, 2018c).

Denne reviderte forskriften stilte i likhet med sin forløper landsdekkende krav til bankenes utlånspraksis, men kravene var noe strengere. Den innebar i tillegg spesielle regler for lån sikret i Oslo-boliger. Boliglånsforskriften av 1. januar 2017 kan derfor sies å ha fungert som et naturlig eksperiment der Oslo har vært behandlingsgruppen. Prisveksten i Oslo i tiden før den reviderte boliglånsforskriften ble foreslått og deretter vedtatt var den høyeste i landet, og

dette var årsaken til at forskriften innebar strengere reguleringer for hovedstaden enn for resten av landet (Regjeringen, 2018c). Særreglene for Oslo var spesielt rettet mot kjøpere av sekundærboliger, og leiligheter er den vanligste formen for sekundærbolig. På bakgrunn av dette har vi formulert følgende problemstilling:

Hvilken effekt har særreglene for Oslo i boliglånsforskriften innført 1. januar 2017 hatt på markedet for brukte selveier- og borettslagsleiligheter i Oslo?

2. Bakgrunn

I Norge vies boligmarkedet stor oppmerksomhet. Dette er ikke så rart, siden utviklingen i boligmarkedet har mye å si for norske husholdningers privatøkonomi, for aktivitetsnivået i den norske økonomien, og for den finansielle stabiliteten.

Fra et privatøkonomisk ståsted er det naturlig at nordmenn bryr mye seg om utviklingen i boligmarkedet. Et stort flertall av den norske befolkningen eier sin egen bolig (Eiendom Norge, 2018b) og bolig er for de aller fleste den største enkeltinvesteringen de gjør i løpet av livet. Boligeiendom utgjør videre den største delen av norske husholdningers formuer, og svingningene i boligprisene har derfor stor betydning for husholdningenes lånekapasitet og konsumevne.

Boligmarkedet kan påvirke husholdningens forbruk gjennom formueskanalen, og siden innenlandsk etterspørsel etter varer og tjenester i stor grad påvirker aktivitetsnivået i den norske økonomien, er boligmarkedet et interessant tema også fra et samfunnsøkonomisk perspektiv. Videre er det slik at byggenæringen er en viktig del av norsk økonomi, og aktiviteten i denne sektoren bestemmes i stor grad av boligmarkedet.

Hensikten med dette kapittelet er å gjøre rede for motivasjonen bak oppgaven og å gi en innføring i bakgrunnen til den reviderte boliglånsforskriften for slik å bedre kunne belyse funnene våre. Vi har valgt å dele opp kapittelet i syv deler. Først vil vi, ved hjelp av den norske boligmodellen, forklare hvorfor så mange nordmenn eier sin egen bolig. Deretter vil vi gjøre en generell utredning av hva som driver boligprisene. Ved å ta utgangspunkt i bankkrisen i Norge i perioden 1987-1992 vil vi forklare motivasjonen bak statlig regulering av bankenes utlånspraksis. Videre vil vi beskrive boligprisutviklingen fra slutten av bankkrisen i 1992 og frem til i dag, og knytte denne utviklingen opp mot faktorene som antas å drive prisene. Vi vil deretter gå gjennom den reviderte boliglånsforskriften og opptakten til at Finansdepartementet vedtok denne. Til slutt vil vi diskutere funn fra tidligere forskning og formulere en hypotese om hva slags effekt vi forventer at særreglene i forskriften har hatt på leilighetsprisene i Oslo.

2.1 Den norske boligmodellen

I Norge har det siden andre verdenskrig vært bred politisk enighet om at det er ønskelig at nordmenn skal eie egen bolig (Eiendom Norge, 2018c). Ifølge SSB eier mer enn tre fjerdedeler av norske husholdninger egen bolig (SSB, 2017). Denne andelen har holdt seg stabil i over 15 år, og er i et internasjonalt perspektiv høy (Eiendom Norge, 2018b). For eksempel eier kun 57 prosent av danskene sin egen bolig (Danmarks Statistik, 2018).

I løpet av livet eier hele 98% av nordmenn egen bolig (Eiendom Norge, 2018c) og eierskap til egen bolig har stått sentralt i norsk samfunnsliv lenge. Etter grunnloven av 1814 var det slik at man måtte eie jord eller fast eiendom for å ha stemmerett. Bønder, som det historisk har vært mange av i Norge, har hatt tradisjon for å eie sine egne gårder. Dette kan være med på å forklare hvorfor nordmenn verdsetter det å eie egen bolig så høyt. I 1920 bodde over halvparten av norske husholdninger i en bolig de selv eide, og denne andelen skjøt fart etter etableringen av OBOS i 1929. OBOS lot medlemmene sine kjøpe bruksretten til en bolig i et borettslag i stedet for å leie ut boliger til medlemmene sine, slik andre boligkooperativer gjorde på denne tiden (Eiendom Norge, 2018c).

Med en grunntanke om at eierskap til eget hjem skaper verdier for samfunnet og for enkeltmennesket i form av trygghet, selvstendighet og uavhengighet, har norske myndigheter lenge lagt til rette for at folk skal komme seg inn på boligmarkedet. Blant annet er skattesystemet lagt opp slik at det å eie er kraftig favorisert framfor å leie. Gjeldsrenter er fradragberettiget ved fastsettelsen av skattbar inntekt, og primærboligers skattemessige formuesverdi settes langt lavere enn den faktiske markedsværdien. Dessuten slipper man å skatte av en eventuell salgsgevinst dersom man har hatt en bolig som primærbolig i minst 12 av de 24 siste månedene. Dette gjør at det i Norge er svært attraktivt å eie egen bolig, noe som etter alt å dømme er en av hovedårsakene til den høye andelen av nordmenn som eier egen bolig.

2.2 Hva driver boligprisene?

Boligmarkedet i Norge er et fritt marked, og prisene vil derfor bestemmes av tilbud og etterspørsel. I de fleste markeder er det slik at tilbudet justerer seg med etterspørselen. Om etterspørselen i et marked er stor vil tilbudssiden økes, og ved lavere etterspørsel vil tilbudet reduseres. På denne måten oppstår det stadig nye likevekter i markedet, og prisene endrer seg konstant uten store prissvingninger på kort sikt.

I boligmarkedet er det imidlertid slik at tilbudssiden, altså boligkapitalbeholdningen, ikke kan justeres på kort sikt. Bygging av nye boliger er en tidkrevende prosess – tomter må kjøpes, boligene må prosjekteres, byggesøknadene må behandles av offentlige myndigheter, materialer og arbeidskraft må skaffes, og selve byggearbeidet må utføres.

På kort sikt betyr dette at det er etterspørselen som bestemmer prisene i boligmarkedet, og siden etterspørselen er fleksibel kan vi observere betydelig kortsiktige svingninger i boligprisene. Etterspørselen er langt mer fleksibel enn tilbudet på kort sikt fordi den drives av faktorer som renter, inflasjon, forventninger, flyttemønstre, sysselsetting, inntekter, kreditttilgang, og selvfølgelig også prisen på boliger (Jacobsen & Naug, 2004). Disse faktorene endrer seg raskere enn boligtilbudet, derav potensialet for betydelige kortsiktige prissvingninger.

På lengre sikt vil tilbudet kunne endres gjennom igangsetting og oppføring av nye boliger, i tillegg til at noen boliger rives og fjernes fra boligbeholdningen. Igangsettingen påvirkes av hvor lønnsomt det er å bygge boliger, som igjen bestemmes av tomtekostnader, byggekostnader og boligprisene (Jansen, 2011)

Prisdannelsen i boligmarkedet er i sum et resultat av et komplekst samspill mellom tilbud og etterspørsel som drives av realøkonomiske størrelser og forventninger om framtiden (Larsen & Sommervoll, 2004)

2.3 Den norske bankkrisen

På begynnelsen av 1980-tallet ble store mengder oljepenger sprøytet inn i økonomien. Dette førte til en sterk økonomisk vekst samtidig som Willoch-regjeringen gjennomførte en storstilt liberalisering av det finansielle systemet (Knutsen, 2007). Finansmarkedene ble friere og prisreguleringen av borettslagsleiligheter ble opphevet. I etterkrigstiden hadde bankene blitt pålagt kvantumsrestriksjoner på utlån, men i 1984 ble de «sluppet fri» og kunne selv bestemme hvor mye hver enkelt låntaker fikk låne (Jensen, Regjeringen.no, 2018a). Skattesystemet var, i likhet med i dag, lagt opp slik at låntakerne fikk fradrag for gjeldsrenter, og på den måten ble det mer fordelaktig å ha lån. Det ovennevnte skulle sammen med den store optimismen som var rådende på denne tiden vise seg å være en farlig kombinasjon.

Veksten kom ut av kontroll – bankene undervurderte risikoen og lånte villig ut penger. Aktivprisene, herunder boligprisene, skjøt fart. Mye av prisveksten var drevet av spekulasjon finansiert med høy belåning. Bedrifter og husholdninger tok opp mer gjeld enn de kunne håndtere, noe som gjorde at veldig mange satte seg i en sårbar økonomisk situasjon. Da oljeprisen begynte å falle i 1985 begynte markedene å ane uråd. Den store optimismen som i flere år hadde preget norsk økonomi ble stadig lavere, og etter børskrakket i 1987 var den fullstendig borte. Mange fikk panikk, og eiendomsprisene, sammen med verdien på en rekke andre formuesobjekter, stupte. Det reelle fallet i boligprisene under denne bankkrisen var over 40 prosent. Først i 2004, 12 år etter bunnen, var prisene tilbake på nivået før krisen (Jensen, Regjeringen.no, 2018b). Arbeidsledigheten tredoblet seg, og tre av Norges største banker ble satt under offentlig administrasjon. Denne krisen illustrerer godt at kostnadene ved finansiell ustabilitet kan bli høye. Økonomene og kriseekspertene Reinhart og Rogoff karakteriserer faktisk den norske bankkrisen som en av de fem verste økonomiske krisene i den industrialiserte verden etter andre verdenskrig (Reinhart & Rogoff, 2008).

2.4 Hvorfor reguleres bankenes utlånspraksis?

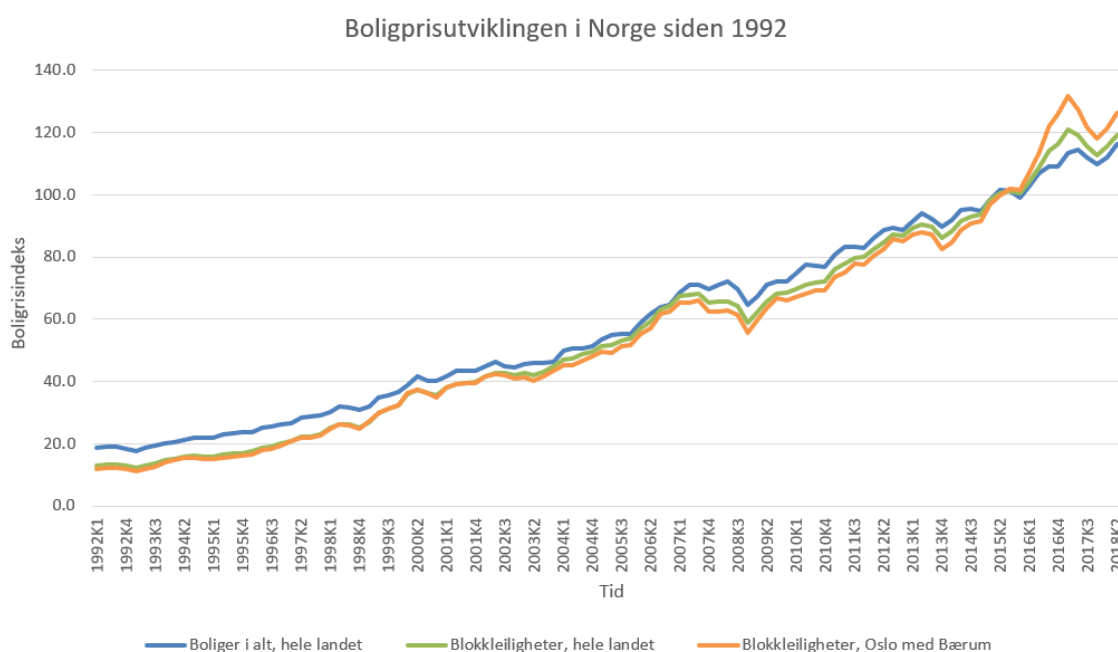
Den norske bankkrise er et eksempel på hvor galt det kan gå dersom bankene ikke klarer å holde tilbake, og lar kundene låne mer enn de kan håndtere. Kriser er kostbare, og de har en tendens til å bli dypere og vare lengre dersom gjeldsveksten forut for krisen har vært stor (Jorda, Schularick, & Taylor, 2013). Et viktig politisk mål er finansiell stabilitet og en jevn økonomisk utvikling. Dette virker forebyggende mot dannelse av finansielle bobler, og bidrar til at nedgangstider varer kortere og blir mindre alvorlige. En viktig del av det forebyggende arbeidet myndighetene gjør er å følge tett med på utviklingen i husholdningenes gjeldsvekst, slik at tiltak kan settes i verk dersom risikoen for at husholdninger får større lån enn de makter å betjene vurderes som høy. Slike tiltak kan være nettopp regulering av bankenes utlånspraksis i form av retningslinjer eller forskrifter.

Ved å legge føringer på bankenes utlånspraksis kan regjeringen begrense husholdningenes gjeldsvekst. På den måten vil man kunne redusere risikoen for en plutselig gjeldsnedbygging etterfulgt av redusert forbruk og lavere aktivitet i byggenæringen som deretter sprer seg til resten av økonomien, og som i ytterste konsekvens kan true den finansielle stabiliteten.

Regulering av bankenes utlånspraksis kan derfor fremme finansiell stabilitet ved å redusere den økonomiske sårbarheten til norske husholdninger, og dette er grunnen til at myndighetene innfører slike tiltak dersom de anses som nødvendig.

2.5 Boligprisutviklingen etter 1992

Som nevnt innledningsvis har norske boliger hatt en sterk prisutvikling etter at bankkrisen tok slutt og prisene nådde bunnen i 1992. I gjennomsnitt har boligprisene på landsbasis steget med omlag 7 prosent årlig (nominelt) fra første kvartal 1992 til tredje kvartal 2018 (SSB, 2018a). For leiligheter er den tilsvarende veksten 8,4 prosent, og for leiligheter i Oslo-området (inkludert Bærum), har den årlige veksten har vært på hele 9,25 prosent. Dette betyr med andre ord at prisene på brukte leiligheter i dag er mer enn 10 ganger så høye som de var i 1992.

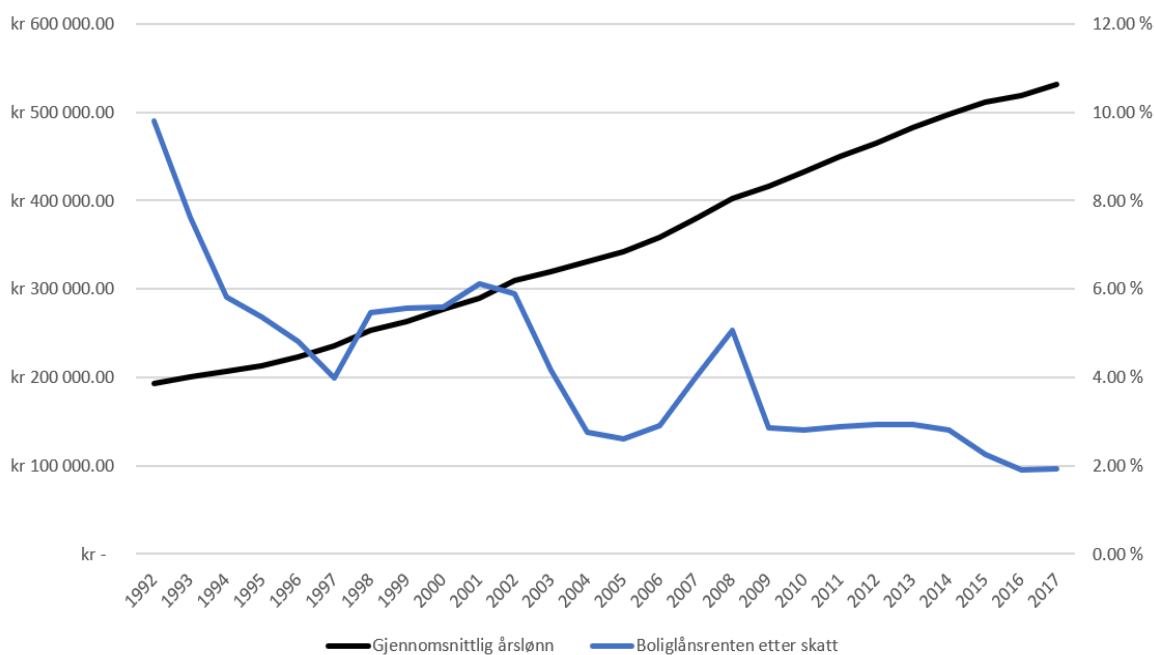


Figur 1: Boligprisutviklingen i Norge siden 1992. Kilde: Statistikkbanken, SSB – «07221: Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region (2015=100) 1992K1 - 2018K3»

Det er flere grunner til den sterke veksten i norske boligpriser siden tidlig på 90-tallet. I 1992 var gjennomsnittslønnen i Norge 193 500 kr, og i 2017 var den 531 700 kr (SSB, 2018d). Det vil si at nordmenns årlige nominelle lønnsvekst i perioden 1992 til 2017 i gjennomsnitt har vært på 4,1 prosent. Justerer vi for inflasjon, som i samme periode i gjennomsnitt har ligget på 2 prosent (SSB, 2018b), har nordmenns kjøpekraft i gjennomsnitt økt med 2,1 prosent årlig

siden 1992. Med unntak av 2016 har husholdningene fått bedre råd hvert eneste år. Dette har gjort det mulig å betjene større lån og dermed betale mer for boligene.

Lønningene har vokst betydelig de siste 26 årene, men boligprisene har vokst mye mer. Store deler av forklaringen på dette ligger trolig i renteutviklingen. Figur 2 viser hvordan boliglånsrenten etter skatt har sunket fra et nivå på nesten 10 prosent i 1992 til rett i underkant av 2 prosent i 2017.



Figur 2: Utviklingen i nordmenns gjennomsnittlige årslønn (venstre akse) og gjennomsnittlige boliglånsrente etter skatt (høyre akse). Kilde: (SSB, Statistikkbanken, 2018)

Boliglånsrenten etter skatt bestemmer hvor mye det koster å låne penger til å kjøpe bolig. Norske boliger i stor grad er lånefinansiert, og boliglån utgjør hovedtyngden av husholdningenes gjeld (Gulbrandsen, 2016). Dessuten kan boliger også anses som investeringsobjekter. I et slikt henseende vil prisen være lik summen av de de forventede fremtidige kontantstrømmene diskontert med et avkastningskrav. Dette avkastningskravet er avhengig av renten; dersom den risikofrie renten synker vil avkastningskravet reduseres, og boligprisene stige (forutsatt et ellers uendret risikobilde).

På bakgrunn av dette er det klart at renten har mye å si for boligmarkedet. Dette er også bevist empirisk i en rekke studier. Blant annet finner Jacobsen og Naug (2008) at renten er en av de aller viktigste forklaringsfaktorene for boligprisene, og at boligprisene reagerer både raskt og sterkt på renteendringer (Jacobsen & Naug, 2004)

I perioden etter 1992 har Norge opplevd relativt høy befolkningsvekst, mye takket være innvandring (SSB, 2013). Dette har trolig bidratt til økt etterspørsel og derigjennom høyere boligpriser. I tillegg kan lang tids prisvekst tenkes å ha påvirket nordmenns forventninger om videre boligprisutvikling. NHH-professor Alexander Cappelen, som er ekspert i atferdsøkonomi, uttalte til Aftenposten 19. juni 2018 at mennesker ofte baserer sine oppfatninger av hva de tror kommer til å skje på hva de har opplevd selv, og at egne erfaringer veier tyngre enn det andre forteller at de har opplevd tidligere (Cappelen, 2018). Dette mener han kan forklare at mange som kun har opplevd at boligprisene har steget vil finne det vanskelig å forestille seg at prisene kan gå ned.

De viktigste årsakene til boligprisveksten i Norge siden bankkrisen tok slutt i 1992 kan, slik vi ser det, oppsummeres slik: Kombinasjonen av moderat lønnsvekst og en gradvis reduksjon i lånerentene har gjort det mulig for norske husholdninger å betjene stadig større lån – og bankene har villig innvilget disse lånene.

2.6 Regulering av bankenes utlånspraksis til boligformål – fra retningslinjer til forskrift

I kjølvannet av den internasjonale finanskrisen i 2007-2008 opplevde boligprisene i Norge et sjeldent fall. I ettertid kan dette fallet virke lite betydningsfullt all den tid trenden i boligprisutviklingen har vært sterkt positiv. Fra et makroperspektiv ser denne perioden ut som en dupp i en ellers svært positiv utvikling. Slik så det derimot ikke ut i januar 2009; siden toppen i august 2007 hadde boligprisene på landsbasis sunket 14% og forventningene til prisutviklingen i 2009 var labre (Helljesen, 2009). Som en reaksjon på den sterke prisveksten frem til finanskrisen og det påfølgende prisfallet den førte med seg, utarbeidet Finanstilsynet 10 retningslinjer som i et rundskriv ble sendt til norske banker i mars 2010 (Finanstilsynet, 2010). Formålet med de nye retningslinjene var å «begrense omfanget av høye lån, både i forhold til boligverdi og inntekt, slik at husholdningene og bankene er mer robuste til å møte tilbakeslag i økonomi og boligmarked». Retningslinjene ble av Finanstilsynet omtalt som «kjøreregler» og var i all hovedsak en kombinasjon av sterke anbefalinger og oppfordringer om hvordan bankene skulle vurdere lånesøknader. Hovedtemaet i de 10 retningslinjene var at potensielle lånekunder burde vurderes etter faste kriterier som sørger for at alle som får innvilget lån vil klare å betjene lånene sine også ved forverrede privatøkonomiske forhold. Bankene ble ikke lovpålagt å følge de nye retningslinjene, men dersom de ikke ble fulgt opp kunne Finanstilsynet utstede pålegg med hjemmel i tilsynsloven.

I desember 2011 sendte Finanstilsynet ut et nytt rundskriv som erstattet rundskrivet fra mars 2010 (Finanstilsynet, 2011). På bakgrunn av den daværende situasjonen i bolig- og lånemarkedene og bankenes etterlevelse av retningslinjene fra 2010 ble deler av retningslinjene strammet inn, mens formen og hovedformålet fortsatt var det samme.

Til tross for dystre forventninger steg boligprisene i Norge gjennom 2009, og de fortsatte å øke etter at Finanstilsynets retningslinjer ble introdusert. Sett bort ifra et fall på høsten 2013, som delvis kan tilskrives økte kapitalkrav til bankene som ledet til en midlertidig reduksjon i kredittilbudet (Winsnes, 2013), økte boligprisene på landsbasis frem til 2015. Dette førte til en nærmest kontinuerlig debatt om boligmarkedet var inne i en boble. Finanstilsynets retningslinjer fra 2010 og 2011 syntes å ha hatt svært begrenset effekt på både låneopptak og boligpriser.

Finansdepartementet gav derfor Finanstilsynet i mars 2015 i oppdrag å utrede tiltak for å motvirke veksten i boligprisene og husholdningenes kredittopptak (Finanstilsynet, 2015). Etter at Finanstilsynets forslag hadde vært på høring vedtok departementet den første boliglånsforskriften i juni 2015. Den trådte i kraft 1. juli samme år og varte i 18 måneder. Følgende krav ble stilt til bankene¹:

- **Betjeningsevne:** Låntakerens økonomi må tåle en renteoppgang på 5 prosentpoeng
- **Belåningsgrad:** Bankene kan på innvilgelsestidspunktet maksimalt tillate en belåningsgrad for nedbetalingslån med pant i bolig på 85 prosent av en forsvarlig verdivurdering av boligen. For rammekreditter (hvor låntaker selv bestemmer hvor mye av kreditten som benyttes og hvor mye som tilbakebetales) gjelder en maksimal belåningsgrad på 70 prosent
- **Avdragskrav:** Lån med belåningsgrad over 70 prosent er avdragspliktige, og for slike lån skal årlig avdragsbetaling være minst 2,5 prosent av det opprinnelige lånebeløpet
- **Fleksibilitetskvote:** Bankene kan gjøre unntak fra ett eller flere av kravene i forskriften for inntil 10 prosent av det totale utlånsvolumet per kvartal

Overgangen fra retningslinjer til forskrift innebar et viktig skille; bankene ble lovpålagt å følge innholdet i den nye forskriften, mens de gamle retningslinjene ikke var absolutte krav. Utover dette var imidlertid ikke denne første utgaven av boliglånsforskriften særlig innstrammende sammenlignet med retningslinjene den erstattet, og mange mente derfor at forskriften ikke ville ha noen betydningsfull effekt.

På landsbasis, så vel som i de største byene, flatet prisene ut i månedene etter at forskriften ble innført, før de igjen begynte å stige i 2016 (SSB, 2018a). Basert på analyser fra Finanstilsynet og Norges Bank, konkluderte finansminister Siv Jensen i september 2016 med at forskriften hadde hatt en viss effekt på utlånsvæksten, men at veksten i boligprisene og husholdningenes gjeld likevel hadde vært høy (Regjeringen, 2016). På bakgrunn av dette bestemte Finansdepartementet seg for å innføre en ny og strengere boliglånsforskrift fra 1. januar 2017. Den nye boliglånsforskriften hadde også en varighet på 18 måneder, og løp dermed frem til 30. juni 2018. Under har vi listet opp hovedforskjellene mellom den gamle forskriften og den nye, revidert boliglånsforskriften:

¹ (Regjeringen, 2015)

-
- **Nytt krav - «Gjeldsgrad»:** Gjeldsgrad, her definert som samlet gjeld delt på brutto årsinntekt, skal ikke overstige fem. Låntakere kan dermed ikke ha gjeld større enn fem ganger brutto årsinntekt
 - **Strengere avdragskrav:** Avdrag må betales dersom belåningsgraden overstiger 60 prosent, mot tidligere 70 prosent

Særregler for Oslo

- **Belåningsgrad:** Ved kjøp av sekundærbolig lokalisert i Oslo kommune er kravet til egenkapital 40 prosent av kjøpesummen, mot 15 prosent i resten av landet. (Ved kjøp av primærbolig er egenkapitalkravet fortsatt 15 prosent også i Oslo)
- **Fleksibilitetskvote:** Maksimalt 8 prosent av innvilgede lån med pant i boliger lokalisert i Oslo kan være i brudd med ett eller flere av punktene i boliglånsforskriften, per kvartal. Alternativt kan inntil 10 millioner kroner lånes ut til låntakere som ikke oppfyller kravene. For lån med pant i boliger i resten av landet beholdes maksgrensen på 10 prosent

Denne reviderte boliglånsforskriften var gjeldende frem til 30. juni i år, og Finansdepartementet vedtok den 19. juni at forskriften nok en gang skulle videreføres (Regjeringen, 2018a). Den gjeldende boliglånsforskriften trådte i kraft 1. juli i år og inneholder i all hovedsak de samme kravene som den innført 1. januar 2017. Som sine forgjengere har den gjeldende forskriften en varighet på 18 måneder.

Krav	Spesifikasjon
Betjeningsevne	Låntakerens økonomi må tåle en renteoppgang på 5 prosentpoeng (2015)
Gjeldsgrad	Samlet gjeld kan ikke overstige 5 ganger brutto årsinntekt (2017)
Belåningsgrad I	Pantesikret boliglån kan maksimalt utgjøre 85 prosent av boligens verdi, inkludert eventuell tilleggssikkerhet (2015)
Belåningsgrad II	Ved kjøp av bolig i Oslo som ikke skal brukes som primærbolig, er kravet til maksimal belåningsgrad 60 prosent (2017)
Avdragskrav	Det skal betales årlige avdrag på minst 2,5 prosent av det opprinnelige lånebeløpet dersom lånets belåningsgrad overstiger 60 prosent (2015/2017)
Fravikskvote I	Inntil 10 prosent av verdien av nye lån hvert kvartal kan bryte med ett eller flere av kravene ovenfor
Fravikskvote II	For lån til boligformål i Oslo kan bare 8 prosent av verdien av nye lån hvert kvartal, eller inntil 10 millioner kroner, bryte med ett eller flere av kravene i forskriften (2017)

Årstall i parentes indikerer når kravet ble forskriftsfestet første gang. Avdragskravet har to årstall fordi kravet først ble forskriftsfestet i 2015, og deretter skjerpet fra å gjelde lån med belåningsgrad over 70 prosent, til 60 prosent i 2017

Figur 3: Boliglånsforskriften av 1. januar 2017 oppsummert. Særkravene for Oslo er markert i gult

2.7 Tidligere forskning og hypotese

På landsbasis falt boligprisene med 2,1 prosent gjennom 2017 (Eiendom Norge, 2018a) mens prisene i Oslo falt med 6,2 prosent. Årsakene til dette prisetallet er sammensatt, og det kan ikke forklares av boliglånsforskriften alene. Blant annet tok boligbyggingen seg kraftig opp (Haglund, 2018), samtidig som redusert innvandring² førte til at veksten i antall husholdninger avtok. Dermed ble boligbehovet redusert samtidig som tilbudssiden økte, og den tidligere ubalansen mellom tilbud og etterspørsel – som i stor grad bidro til den ekstreme boligprisveksten i 2016 – snudde. Dessuten kan det tenkes at den kraftige boligprisveksten rett forut for innføringen av den reviderte forskriften i seg selv var en viktig årsak til fallet. Det eksisterer imidlertid bred enighet om at innstrammingen i boliglånsforskriften av 1. januar 2017 som helhet har hatt en viss nedkjølende effekt på boligprisutviklingen i Norge (Norges

²«I 2017 steg antallet innvandrere med 21 700. Dette er en økning på 3 prosent og utgjorde den svakeste prosentvise tilveksten på 20 år» (SSB, 2018e)

Bank, 2018) og (Finanstilsynet, 2018). Hvordan forskriftens geografiske differensiering i form av særreglene som kun gjelder for Oslo har påvirket boligprisene, fremstår mindre klart. Nettopp dette skal vi undersøke nærmere i denne utredningen.

Som tidligere nevnt var utviklingen i boligprisene negativ både på landsbasis og i Oslo gjennom 2017. I første halvår av 2018 steg boligprisene ganske markant, og fra sommeren og utover høsten har prisveksten vært lav (Eiendom Norge, 2018b) & (Appendiks 1). Ser vi på boligprisutviklingen i 2018 frem til og med august under ett, har altså denne vært relativt moderat.

Når det gjelder tidligere forskning på problemstillingen vår, finner vi analyser gjort av Norges Bank mest relevant. I et brev datert 6. november 2017 fra Finansdepartementet til Finanstilsynet bes Finanstilsynet om blant annet å gi en vurdering av hvilke effekter de særskilte kravene i Oslo har hatt. Finanstilsynet ber deretter om Norges Banks vurdering av dette, og mottar et svar den 9. februar 2018. Basert på Finanstilsynets boliglånsundersøkelse og Norges Banks utlånsundersøkelse rangerer sentralbanksjef Øystein Olsen Oslo-kravene som nummer to på listen over krav som har hatt størst innstrammende effekt på bankenes utlånspraksis (Norges Bank, 2018). Øverst på denne listen finner vi det landsdekkende kravet om en gjeldsgrad på maksimalt fem ganger brutto inntekt.

Norges Bank argumenterer videre for at det spesielt store boligprisfallet i Oslo først og fremst skyldes at boligkjøpere i Oslo har en høy gjeldsgrad sammenlignet med boligkjøpere i andre deler av landet. Disse kjøperne har derfor blitt rammet hardere av kravet om gjeldsgrad i boliglånsforskriften. Hva gjelder effektene av Oslo-kravene på prisutviklingen, konkluderer Norges Bank bare med at de kan ha bidratt til fallet (Norges Bank, 2018). Analyser fra Norges Bank eller Finanstilsynet som spesifikt undersøker hva slags effekt særreglene for Oslo i boliglånsforskriften har hatt på boligprisene, finnes så vidt oss bekjent ikke.

Nesten 16 prosent av den totale boligmassen i Oslo er sekundærboliger (NEF, 2018). Dette forteller oss at sekundærboligkjøpere utgjør en relativt stor kjøpergruppe i boligmarkedet i Oslo. Det fremstår for oss som en betydelig innstramming at disse kjøperne i henhold til den reviderte boliglånsforskriften kun får innvilget banklån på inntil 60 prosent av kjøpesummen, særlig ettersom de før 1. januar 2017 – i likhet med alle andre – kunne finansiere inntil 85 prosent av kjøpesummen med kreditt. Uten å vite med sikkerhet i hvor stor grad sekundærboligkjøperne er avhengige av bankfinansiering, er vår umiddelbare antakelse at det

økte egenkapitalkravet vil dempe etterspørselen fra denne kjøpergruppen. Isolert sett er vi av den oppfatning at dette særkravet vil bidra til lavere boligpriser i Oslo.

Det andre særkravet for Oslo, altså den reduserte fleksibilitetskvoten, mener vi også at vil være med på å trekke leilighetsprisene i Oslo ned. Dette mener vi fordi Oslo er en by med relativt høye boligpriser, og kjøperne av leiligheter i Oslo vil være avhengige av relativt store lån for å kunne finansiere kjøp av bolig. Dette gjelder særlig førstegangskjøpere, da denne kjøpergruppen som regel ikke har opparbeidet seg mye egenkapital. Når det stilles høyere krav til låntakerne vil sannsynligheten for at en låntaker kommer i brudd med ett eller flere av kravene i boliglånsforskriften være større i Oslo enn i resten av landet – spesielt kravet om en samlet gjeld på maksimalt fem ganger brutto inntekt. Det er derfor ikke urimelig å anta at bankene vil måtte benytte mer av fleksibilitetskvoten ved utlån med pant i Oslo-boliger enn i resten av landet, og vi tror derfor at en reduksjon av denne kvoten vil medføre finansieringsproblemer for mange potensielle boligkjøpere. En konsekvens av dette kan være lavere etterspørsel, mindre konkurranse i budrundene, og dermed lavere boligpriser.

På bakgrunn av disse forventningene har vi formulert følgende hypotese:

Særkravene for Oslo i den reviderte boliglånsforskriften av 1. januar 2017 har ført til at prisutviklingen til brukte andels- og selveierleiligheter i Oslo har vært svakere i perioden 1. januar 2017 - 31. august 2018 enn den ville ha vært dersom særkravene for Oslo ikke hadde blitt innført.

Den 2. november 2018 ble det offentliggjort at regjeringen hadde gitt OsloMet, Samfunnsøkonomisk analyse og Eiendomsverdi i oppdrag å etablere et nytt senter for boligmarkedsforskning (Regjeringen, 2018b). Senterets faglige leder er Erling Røed-Larsen, som også er forskningssjef i Eiendomsverdi og professor ved Handelshøyskolen BI. Han uttalte i forbindelse med offentliggjøringen av regjeringens beslutning at endringer i boliglånsforskriften er et av temaene senteret skal forske på (Dagens Næringsliv, 2018). Dette tyder på at problemstillingen vår er aktuell, og at oppgaven vår vil kunne bidra til å belyse et tema offentlige beslutningstakere er opptatt av.

3. Datagrunnlaget

3.1 Presentasjon av datagrunnlaget

I denne utredningen har vi brukt data vi har fått av Eiendomsverdi. Eiendomsverdi er et analyseselskap eid av de fire største bankgrupperingene i Norge – DNB, Nordea, Sparebank 1 og Eika. Deres boligdatabase er en av landets mest omfattende; i tillegg til salgsinformasjon fra grunnboken har de siden år 2000 samlet inn detaljrike data over boliger solgt av eiendomsmeglere gjennom Finn.no. Selskapet er en anerkjent leverandør av eiendomsstatistikk, og utarbeider blant annet boligprisstatistikken til Eiendom Norge, en statistikk som både får mye spalteplass i norske medier og som brukes av offentlige beslutningstakere.

Vårt datasett består før filtrering av 102 461 boligsalg i kommunene Oslo, Bærum, Nittedal, Skedsmo, Lørenskog, Ski og Oppegård i perioden 01.01.2014 – 31.08.2018. Grunnen til at vi har valgt å inkludere juli og august, selv om den aktuelle forskriften bare var gjeldende ut juni 2018, er at forskriften som tidligere nevnt ble videreført uten betydningsfulle endringer den 1. juli. Vi anser det som en fordel å benytte oss av et så stort datagrunnlag som mulig, og inkluderer derfor disse månedene i datagrunnlaget vårt.

Datasettet inneholder alle meglerbekreftede salg av brukte andels- og selveierleiligheter omsatt i det åpne markedet. Omsetninger av andre boligtyper som rekkehus, tomannsboliger og eneboliger er ikke inkludert i datasettet, ei heller leiligheter med en annen eierform enn andel og selveier. Eksempler på andre leilighetssalg som ikke er inkludert i våre data er arv og salg mellom nærstående parter (skilsmisse etc.)³.

Dataene våre er av typen repeterte tverrsnittsdata; observasjonene i hver periode er helt tilfeldige, og vi følger dermed ikke de samme leilighetene gjennom flere salg over tid. Dersom en leilighet er solgt flere ganger i løpet av perioden 01.01.2014 – 31.08.2018 vil det være flere observasjoner av denne leiligheten i datasettet vårt. Disse observasjonene vil bli behandlet som frittstående observasjoner.

³ Bekreftet av salgssjef og senior analytiker Anders Lund i Eiendomsverdi i e-post av 21. november 2018

3.2 Rensing av datasettet

Vi har måttet gjøre flere vurderinger for å filtrere og bearbeide datasettet på en hensiktsmessig måte. I dette arbeidet har det vært viktig for oss å sørge for at vi endte opp med å bruke så representative data som mulig, samtidig som vi ikke fjernet observasjoner vi med fordel kunne beholdt. I arbeidet med rensing av datasettet og oppgaven for øvrig har vi brukt Microsoft Excel og STATA.

Det aller første vi gjør med datasettet er å fjerne duplikater. Omsetninger med flere enn én kjøper er i det ubehandlede datasettet ført opp én gang per kjøper. Det er for eksempel vanlig at par kjøper bolig sammen, og dersom eierskapet tinglyses på begge parter vil et slikt salg være ført to ganger. Hvert salg har sin egen salgs-ID. Vi kan derfor enkelt fjerne duplikater og dermed sørge for at hver observasjon får en unik salgs-ID i datasettet. 29 634 duplikater av totalt 102 461 observasjoner fjernes, og vi står igjen med 72 827 leilighetsomsetninger.

Selv om datasettet vårt som nevnt kun består av omsetninger gjort i det åpne markedet og ikke-representative salg som for eksempel arv og salg mellom nærstående parter ikke er med, vil det alltid være en risiko for at det vil inneholde enkelte ikke-representative observasjoner. Datasettet består av mange salg, noe som bidrar til å øke denne risikoen. Feil ved innrapportering er en mulig årsak til ikke-representative observasjoner. Vi vil i det følgende gå gjennom hvordan vi identifiserer og fjerner slike observasjoner vi mener bør utelates.

Alle observasjoner uten oppgitt boligstørrelse fjernes. Dette fordi slike observasjoner er av svært liten nytte for oss, da størrelse er den desidert viktigste forklaringsfaktoren. 1 106 observasjoner må slettes som følge av denne filtreringen. Vi velger også å sette et krav om minimumsstørrelse på 15 kvadratmeter, da vi mener at enheter mindre enn dette ikke kan karakteriseres som en bolig. Dette gjør at ytterligere 6 observasjoner fjernes.

Videre forsøker vi å finne leiligheter med et antall soverom som ikke gir mening. Dette gjør vi ved å lage en midlertidig variabel som viser antall soverom per kvadratmeter for leiligheter med minst ett soverom. Vi vet at leiligheter med ett soverom gjerne har en størrelse på rundt 35-50 kvadratmeter, og at leiligheter med to soverom ofte er 50 - 80 kvadratmeter store. Basert på en forutsetning om at dette er tilfellet skal antall soverom per kvadratmeter typisk ligge mellom 0,02 og 0,04. Det finnes selvsagt leiligheter som har flere soverom per kvadratmeter enn dette, og motsatt – store leiligheter med få soverom per kvadratmeter. Vi velger derfor å

se nærmere på observasjoner som har færre en 0,01 og flere enn 0,07 soverom per kvadratmeter. Det finnes 40 leiligheter som har færre enn 0,01 soverom per kvadratmeter. At leiligheter på vel 100 kvadratmeter bare har ett soverom høres i utgangspunktet mistenkelig ut, men prisene på samtlige av disse leilighetene ser noenlunde riktige ut. En mulig forklaring på dette kan være at boligene inneholder kontor og/eller flere stuer. I tillegg ligger alle disse 40 leilighetene tett oppunder grensen på 0,01 soverom per kvadratmeter, og det er derfor ingen ekstreme verdier her som vi har grunn til å tro skyldes rapporteringsfeil.

Vi finner 23 observasjoner som har flere enn 0,07 soverom per kvadratmeter, deriblant en leilighet på 15 kvadratmeter med 4 soverom, og en annen med 58 soverom på 58 kvadratmeter. Slike observasjoner skyldes åpenbart rapporteringsfeil, og må fjernes fra datasettet. Totalt 6 transaksjoner som har påfallende mange soverom per kvadratmeter slettes. De resterende 17 observasjonene ligger rundt 0,07. Selv om dette er ganske ekstremt anser vi ikke disse som urealistiske, og de må derfor inngå som en del av det representative utvalget.

For å identifisere leiligheter uten oppgitt antall soverom velger vi å fjerne alle leiligheter som er større en 60 kvadratmeter og som ikke har soverom. Dette resulterer i at 199 observasjoner fjernes. Det finnes riktignok store ettromsleiligheter, så vi kan med denne filtreringen risikere å fjerne observasjoner som faktisk burde være med. Vi mener imidlertid det er grunn til å tro at de aller fleste av de 199 leilighetstransaksjonene som her ble fjernet er observasjoner hvor data for antall soverom mangler. De få observasjonene som feilaktig måtte forsvinne her, vil etter all sannsynlighet ikke påvirke våre estimater nevneverdig.

Vi må også forsikre oss om at leilighetene står oppført med et realistisk byggeår. Vi lager en variabel som viser boligens alder på det tidspunktet den ble solgt. Denne variabelen skal aldri være negativ, og den bør heller ikke være mye større en 200. Vi observerer ingen negative verdier, og alle verdiene ser realistiske ut med unntak av to observasjoner som har byggeår lik null. Disse fjernes.

Helt til slutt ser vi nærmere på kvadratmeterprisene. Ved å bruke «sum»-funksjonen i STATA ser vi at kvadratmeterprisene varierer fra 5 800kr til 227 900kr. Vi vet at gjennomsnittlig kvadratmeterpris for brukte OBOS-tilknyttede leiligheter i Oslo var 40 885kr per januar 2014 (OBOS, 2014), og 62 644 kr per august 2018 (OBOS, 2018). Satt på spissen kan det være svært store forskjeller i kvadratmeterprisene på en moderne leilighet i Oslo sentrum og en slitt leilighet i Nittedal. Vi må derfor tillate et stort sprik i kvadratmeterprisene, og velger derfor å

se nærmere på transaksjoner hvor kvadratmeterprisen er lavere enn 25 000kr eller høyere enn 150 000kr. Vi identifiserer 8 observasjoner med urealistisk lave kvadratmeterpriser. Et eksempel på en av disse observasjonene er en 93 kvadratmeter stor leilighet på Ullern i Oslo, bygget i 1994, som tilsynelatende er solgt for 480 000kr. Disse observasjonene fjernes. I motsatt ende finner vi 17 observasjoner med en kvadratmeterpris høyere enn 150 000kr. De fleste av disse er nyere leiligheter fasjonable strøk i Oslo, og fremstår som reelle. En av observasjonene stikker seg imidlertid ut – en 40 kvadratmeter stor leilighet på Grønland i Oslo solgt for 9 millioner i 2014. Denne fjernes, og resten beholdes.

Etter alle filtreringer står vi igjen med 71 499 observasjoner fra Oslo, Bærum, Nittedal, Skedsmo, Lørenskog, Ski og Oppegård.

3.3 Variablene

I dette kapittelet vil vi gå gjennom de ulike boligkarakteristikaene som er benyttet i analysen vår. Vi gjør rede for hva variablene betyr, og hva slags effekt vi antar at de har på boligprisene.

Pris

Dette er summen av salgspris og fellesgjeld, og er variabelen vi ønsker å forklare. Implisitt betyr dette at vi setter priselastisiteten til fellesgjeld til -1, det vil si at én krone høyere fellesgjeld reduserer kjøpernes betalingsvilje for en leilighet med én krone. Det er noe usikkert om dette faktisk er tilfellet, ettersom det er flere faktorer som bør påvirke verdsettelsen av fellesgjeld. Rentebetingelsene, nedbetalingsplanen, og hvorvidt borettslaget er medlem i et sikringsfond eller ikke, er eksempler på slike faktorer. I tillegg kan det tenkes at ikke alle boligkjøpere er rasjonelle, og at de ikke verdsetter fellesgjelden like høyt som det faktisk koster dem å påta seg sin andel ved kjøp av en leilighet. Krohn og Aaen (2008) finner at én krone fellesgjeld reduserer kjøpernes betalingsvilje med 0,6 kr. De har imidlertid benyttet data fra 2007, og 1. januar 2008 trådte det i kraft en ny eiendomsmeglerlov (Lovdata, 2018). I tillegg er det siden den gang blitt etablert bransjenormer for eiendomsmeglerne som spesifiserer at fellesgjeld i større grad enn tidligere skal opplyses om (Forbrukerrådet, 2014). Dette kan forklare at Finstad og Poulsen (2018), som denne høsten har utredet betydningen av fellesgjeld ved kjøp av bolig, finner at kjøpere av andelsleiligheter er nøytrale til fellesgjeld - og én krone mer i fellesgjeld derfor reduserer kjøpesummen med én krone.

Boligstørrelse

Boligens størrelse er i vårt datasett oppgitt i primærrom. Primærrom (P-rom) er boligens areal målt fra innsiden av ytterveggene, fratrukket sekundærrommenes areal (S-rom). Sekundærrom er rom som ikke er regnet som oppholdsrom (som for eksempel teknisk rom, bod, kott, garderobe, etc.). Når vi skal kontrollere for størrelse i modellen vår vil det være mest naturlig å bruke boligens primærrom, da det er dette arealmålet som har mest å si for prisen. Vi forventer at primærrom har en sterk positiv effekt på boligprisene, da mer plass alltid er å foretrekke.

Antall soverom

Denne variabelen forteller hvor mange soverom som finnes i leiligheten. Isolert sett tror vi at folk flest har større betalingsvillighet jo flere soverom en leilighet har. Denne antakelsen bygger imidlertid på det at flere soverom som oftest betyr mer plass, og som nevnt over foretrekker man gjerne mer plass fremfor mindre. Når man kontrollerer for størrelse målt i p-rom, vil ikke nødvendigvis antall soverom ha så mye å si. Det er ikke alltid slik at to trange soverom er verdt mer enn ett romslig soverom. Samtidig kan flere soverom per kvadratmeter være en indikasjon på en smart planløsning, hvilket kan ha en prisdrivende effekt. Vi antar derfor at antall soverom vil ha en moderat positiv effekt på leilighetsprisene.

Boligens alder

Eiendommens byggeår er i de aller fleste tilfeller kjent, og vi har derfor mulighet til å regne ut boligens alder ved salgstidspunktet. På denne måten kan vi fange opp priseffekten til boligens alder. Hva slags effekt boligalder har på prisene synes ikke å være helt åpenbar. Relativt nye boliger vil stort sett holde en høyere kvalitet enn eldre boliger, noe som gjør at vi forventer at boliger som er rundt 0-20 år gamle i gjennomsnitt vil koste mer enn eldre boliger. Samtidig kan det tenkes at mange eldre leiligheter er mer attraktive enn «halvgamle» leiligheter, da de ofte har bedre beliggenhet og har kvaliteter som stor takhøyde, stukkatur og en mer arkitektonisk fasade. De to faktorene trekker dermed i hver sin retning. Vi velger å holde en liten knapp på at nyere leiligheter i snitt vil foretrekkes over eldre leiligheter, og at høyere boligalder derfor vil ha en noe negativ effekt på prisene.

Eierform

Ettersom datasettet inkluderer informasjon om hvorvidt vi har med en selveierleilighet eller en andelsleilighet å gjøre kan vi fange opp prisforskjeller som skyldes eierform. Ved kjøp av selveierleilighet kreves et tinglysningsgebyr på 2,5 % av kjøpesummen. Ved kjøp av en andelsleilighet slipper man denne kostnaden. Dette trekker isolert sett i retning av at selveierleiligheter skal koste mindre enn andelsleiligheter. På den annen side er det slik at borettslagsleiligheter ikke kan leies ut fritt. Styret i borettslaget må gi samtykke før utleie finner sted, og det er sjelden mulig å leie ut boligen lengre enn 3 år. Dette gjør at andelsleiligheter egner seg dårlig som utleieobjekt, og kjøpergruppen for denne typen leiligheter er derfor mindre enn for selveierleiligheter. Det er også slik at det ofte er forkjøpsrett på andelsleiligheter, noe som kan medføre færre budgivere og lavere pris. Dette er relativt sjelden tilfellet for selveiere. En selveierleilighet råder eieren over helt selv, og man står følgelig fritt til å leie ut til hvem man ønsker, så lenge man måtte ønske. Samlet sett mener vi at fordelene ved eierformen selveier er mer verdt enn tinglysningsgebyret man må betale ved kjøp av en slik leilighet. Vi forventer dermed at eierformen selveier vil ha en positiv effekt på prisen.

Etasje

Denne variabelen angir hvilken etasje leiligheten befinner seg i. Leiligheter i første etasje, særlig i urbane strøk, er gjerne mindre populære enn tilsvarende leiligheter som befinner seg i en høyere etasje. Dette kan i stor grad tilskrives at man i leilighet i første etasje kan oppleve at forbipasserende har innsyn, noe som gir redusert privatliv. Videre er man mer eksponert for støy, og det er enklere for uvedkommende å bryte seg inn i en leilighet på bakkeplan – noe som kan gi redusert trygghetsfølelse. Utsikt og lysforhold, som gjerne er dårligere i en lavtliggende leilighet, er ytterligere faktorer som gjør at vi forventer en vesentlig førsteetasjerabatt.

Bydel

Vi har for Oslo fått oppgitt hvilken bydel de omsatte leilighetene hører til. Dette lar oss i modellen ta hensyn til prisvariasjoner mellom de ulike bydelene. For eksempel vil en leilighet på Frogner være mer attraktiv enn en tilsvarende leilighet på Grorud.

Annen informasjon

I tillegg til variablene presentert ovenfor har vi også informasjon om kjøpernes Denne endogene variabelen har vi naturligvis ikke brukt i selve modellen, men disse dataene vil vi komme tilbake til i analysedelen. Et av regjeringens uttalte mål med Oslo-kravene i forskriften var å dempe den galopperende prisveksten ved å gjøre boligmarkedet mindre attraktivt for sekundærboligkjøpere. På den måten skulle konkurransen i budrundene reduseres, og det kan tenkes at dette ville gjøre det enklere for førstegangskjøpere å komme seg inn på boligmarkedet. Hvorvidt boliglånsforskriften faktisk har ført til endringer i sammensetningen av boligkjøpere i Oslo er noe vi skal undersøke nærmere. Vi forventer i første rekke at det landsdekkende kravet om et maksimalt gjeldsnivå på fem ganger brutto inntekt rammer førstegangskjøperne hardest, da førstegangskjøpere gjerne er unge, nyutdannede mennesker med relativt lav lønn sammenlignet med andre kjøpergrupper. Samtidig kan det tenkes at mange potensielle sekundærboligkjøpere i Oslo vil bli hindret i å kjøpe på grunn av de økte egenkapitalkravene, noe som igjen kan bidra til å gjøre det noe enklere for førstegangskjøperne gjennom bortfall av konkurranse i budrundene. Når vi skal undersøke særreglens effekt på boligkjøpernes alder, kan vi ikke bare sammenligne boligkjøperne før forskriften med boligkjøperne etter forskriftens inntreden. For å isolere denne effekten er vi nødt til å vite hvordan de landsdekkende reglene, samt andre hendelser i perioden, har påvirket boligkjøpernes alder. Dette vil vi som nevnt undersøke nærmere i analysedelen av oppgaven, men vår umiddelbare antakelse er at særreglene i boliglånsforskriften isolert sett vil bidra til å senke boligkjøpernes gjennomsnittsalder.

4. Metode

4.1 Begrunnelse for valg av metode

Vårt overordnede mål med denne oppgaven er å kunne si noe om hvordan særreglene for Oslo i den reviderte boliglånsforskriften av 1. januar 2017 har påvirket boligprisene i Oslo. For å gjøre dette har vi valgt å bruke en økonometrisk metode kalt difference-in-differences (DiD).

Den beste måten å undersøke effektene av særreglene for Oslo i boliglånsforskriften ville vært å gjennomføre et forsøk hvor vi sammenligner leiligheter som er helt identiske, med unntak av om de er omfattet av særreglene i forskriften eller ikke. Slike leilighetspar finnes imidlertid kun i teorien, og vi har følgelig ikke mulighet til å gjennomføre et slik forsøk. Vi må derfor gjøre en approksimasjon av dette optimale forsøket, noe difference-in-differences lar oss gjøre.

Metoden kan på en enkel og intuitiv måte forklare hva slags effekt en gitt behandling har på en bestemt behandlingsgruppe. Difference-in-differences-estimering er derfor et økonometrisk verktøy som er mye brukt i økonomiske analyser av politikkenninger (Mora & Reggio, 2012) & (Abadie, 2005). Metodens popularitet i den ovennevnte anvendelsen kan blant annet forklares ved at den i utgangspunktet ikke er mer komplisert enn at den kun stiller krav til bruk av forholdsvis enkle regresjonsteknikker, så lenge visse parametriske forutsetninger er oppfylt (Mora & Reggio, 2012).

4.2 Presentasjon av metoden

I de neste underkapitlene skal vi forklare hvordan difference-in-differences fungerer, og hvilke forutsetninger metoden bygger på.

4.2.1 Hva er difference-in-differences?

Difference-in-differences er en kvasiekperimentell metode som anvender multippel lineær regresjon estimert ved minste kvadraters metode (MKM). Svært enkelt forklart går metoden ut på å undersøke hvordan forskjellen mellom to grupper forandrer seg etter at en av gruppene har mottatt en behandling. Disse to gruppene kalles behandlingsgruppen og kontrollgruppen. Behandlingsgruppen får på et tidspunkt en spesiell behandling som kontrollgruppen ikke får. Kontrollgruppen brukes til å predikere behandlingsgruppens utvikling i perioden etter behandlingen har inntruffet, dersom behandlingen ikke hadde funnet sted. Denne prediksjonen kalles den kontrafaktiske utviklingen. Ved å trekke den kontrafaktiske utviklingen fra den faktiske (observerte) utviklingen, vil man sitte igjen med en DiD-estimator. Denne er, under forutsetninger vi vil utrede, et mål på den kausale effekten av behandlingen.

Valg av kontrollgruppe er en sentral del av difference-in-differences-estimering. Kontrollgruppen behøver ikke være helt identisk med behandlingsgruppen, da dette kan hensyntas i en difference-in-differences-modell, men de to gruppene må være sammenlignbare (Angrist & Pischke, 2015, side 182). Jo likere de to gruppene er innenfor ikke-målbare parametere, desto bedre vil kontrollgruppen fungere som proxy for behandlingsgruppen.

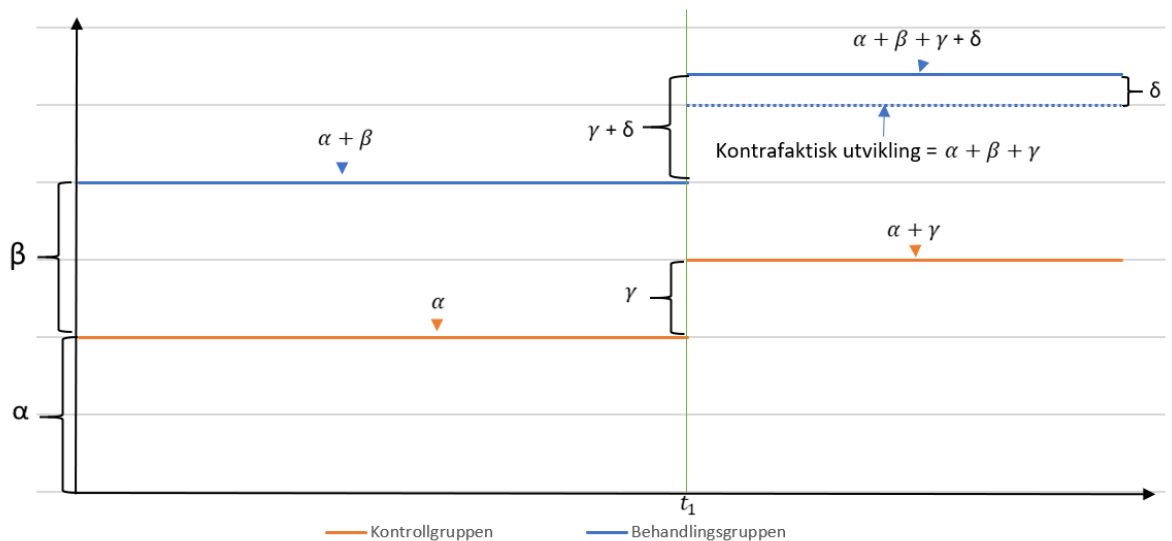
I sin enkleste form ser en DiD-modell slik ut:

$$y = \alpha + \beta d_{\text{behandlet}} + \gamma d_{\text{etter}} + \delta(d_{\text{behandlet}} * d_{\text{etter}}) + u \quad (1)$$

Her er y variabelen vi ønsker å forklare, $d_{\text{behandlet}}$ er en dummyvariabel for gruppen som mottar behandlingen, og d_{etter} er en tidsdummy for perioden etter at behandlingen finner sted. β fanger opp de opprinnelige forskjellene mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen, og γ fanger opp forskjeller som skyldes endringer over tid, for begge gruppene, som ikke har noe med behandlingen å gjøre. Koeffisienten δ er selve DiD-estimatoren, og det er denne som er

av interesse ved bruk av difference-in-differences. Interaksjonen mellom $d_{behandlet}$ og d_{etter} omfatter observasjonene som er i behandlingsgruppen og som skjer etter behandlingen. DiD-estimatoren skal følgelig fortelle oss hva slags effekt behandlingen i gjennomsnitt har hatt på behandlingsgruppen, ettersom initiale forskjeller og endringer over tid som skyldes andre forhold enn behandlingen fanges opp av de andre uavhengige variablene.

Grafisk kan metoden illustreres på følgende måte:



Figur 4: DiD i sin enkleste form

4.2.2 En illustrasjon av hvordan DiD i sin enkleste form fungerer

I dette underkapittelet går vi analytisk til verks for å vise hvordan metoden skiller seg fra andre metoder, og hvordan den fungerer. Effekten av en gitt behandling har vi definert som δ - DiD-estimatoren. For at den skal kunne være en god estimator, kan den ikke være forventningsskjev. Med det mener vi at forventningen til estimatoren må være lik den sanne populasjonskoeffisienten. Matematisk kan vi uttrykke dette slik:

$$E[\hat{\delta}] = \delta$$

En enkel metode for å måle effekten av en behandling kunne vært å sammenligne behandlingsgruppen i perioden etter behandlingen, med behandlingsgruppen i perioden før behandlingen. Vi skal nå bevise hvorfor dette ikke fungerer.

Av den generiske modellen i ligning (1) ser vi at forventningsverdien til behandlingsgruppen i perioden før og etter behandlingen kan uttrykkes på følgende måte

$$E[y_{behandlet}^{før}] = \alpha + \beta \quad (2)$$

$$E[y_{behandlet}^{etter}] = \alpha + \beta + \gamma + \delta \quad (3)$$

Hvis vi antar at vi kan finne behandlingseffekten ved å sammenligne behandlingsgruppen før og etter behandlingen, og dermed trekker ligning 2 fra ligning 3, får vi følgende resultat:

$$E[\hat{\delta}] = E[y_{behandlet}^{etter}] - E[y_{behandlet}^{før}] = (\alpha + \beta + \gamma + \delta) - (\alpha + \beta) = \gamma + \delta$$

Vi ser her at behandlingseffekten er forventningsrett kun dersom $\gamma = 0$. Det betyr at denne enkle metoden bare gir et realistisk estimat på effekten av behandlingen dersom ingen andre forhold enn selve behandlingen påvirker utviklingen i behandlingsgruppen i den aktuelle perioden. Dette vil svært sjelden være tilfellet, og følgelig vil en slik metode ofte gi forventningsskjev estimater.

Om man derimot bruker DiD-metoden, som innebærer å ta hensyn både til utviklingen som er felles for begge gruppene og til de opprinnelige forskjellene som eksisterer mellom dem, ender vi opp med denne estimatoren:

$$E[\hat{\delta}] = (E[y_{behandlet}^{etter}] - E[y_{kontroll}^{etter}]) - (E[y_{behandlet}^{før}] - E[y_{kontroll}^{før}])$$

$$E[\hat{\delta}] = [(\alpha + \beta + \gamma + \delta) - (\alpha + \gamma)] - [(\alpha + \beta) - (\alpha)]$$

$$E[\hat{\delta}] = \delta$$

Her ser vi at vi har en estimator som i forventning er lik populasjonskoeffisienten. Dersom forutsetningene for metoden er oppfylt kan vi si at DiD-estimatoren er forventningsrett – og estimatene vil dermed være et godt mål på effektene av behandlingen som undersøkes.

4.2.3 DiD i fravær av felles pre-trend

Dersom man har et utvalg som strekker seg over lengre tid, er det mulig å formulere DID-modeller som tillater ikke-parallell utvikling i den avhengige variabelen (Angrist & Pischke, 2015, side 196-197). En slik difference-in-differences-modell kan formuleres ved å legge til et ledd som fanger opp behandlingsgruppens avvik fra de trendfaktorene behandlingsgruppen og kontrollgruppen har til felles. Dette kan forklares slik: Ettersom kontrollgruppen i en DiD skal være så lik behandlingsgruppen som mulig, vil de to gruppene ha mye til felles selv om det skulle vise seg at trenden i utviklingen til den avhengige variabelen ikke er en av dem. Ved å fange opp trendforskjellen mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen i en egen forklaringsvariabel vil man samtidig isolere de ikke-observerbare likhetene mellom de to gruppene i variabelen som forklarer trend. Dette forutsetter følgelig at man har inkludert en tidstrend i modellen.

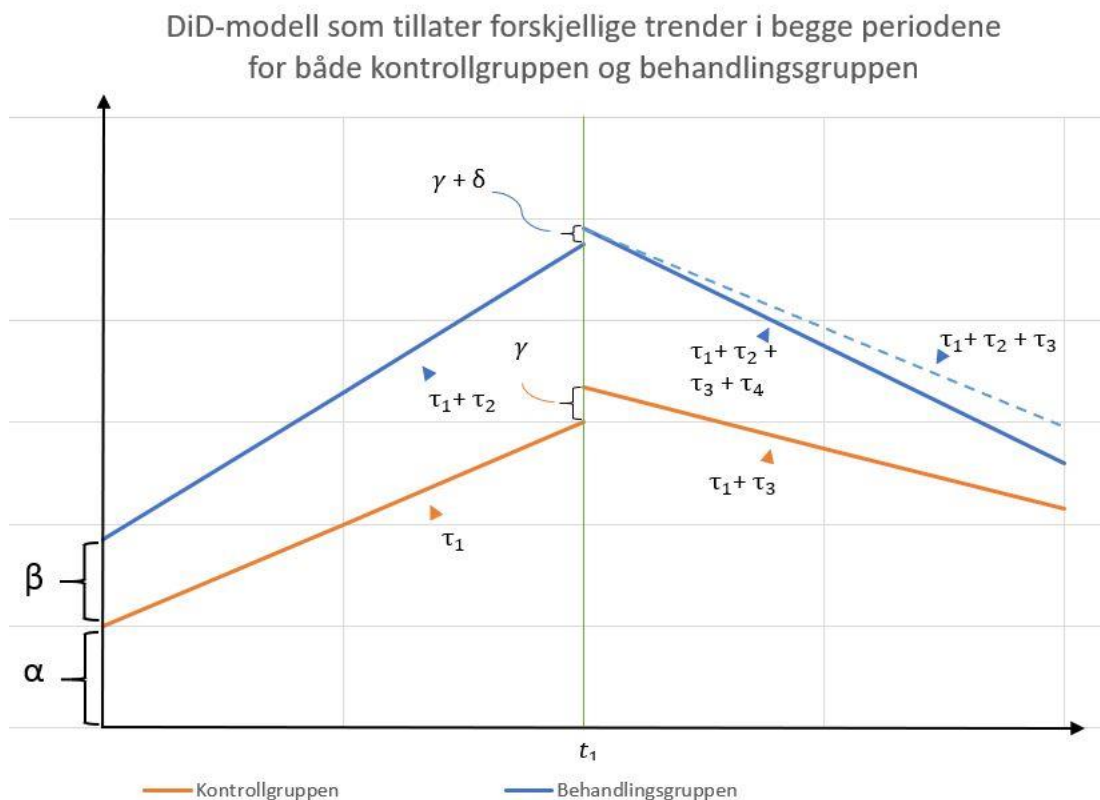
Angrist og Pischke (2015) drøfter som nevnt hvordan en kan formulere en modell som tillater ikke-parallelle pre-trender, men kun dersom kontrollgruppens trend er konstant. En slik modell finner vi i Jayachandran et al. (2009). I NBER-artikkelen «Modern medicine and the 20th century decline in mortality: Evidence on the impact of sulfa drugs» blir effekten av innføringen av sulfapreparater hadde på dødelighetsratene i USA undersøkt. Tuberkulose ble valgt som kontrollsykdom, da sulfapreparater ikke er effektive mot tuberkulose. Jayachandran et al. sammenligne dødelighetsratene til sykdommer som sulfapreparater gir effektiv behandling mot med dødelighetsraten til tuberkulose, og tillot ikke-parallelle pre-trender for tuberkulose og sykdommene sulfapreparater har effekt mot. Ettersom sulfapreparater ikke var effektive i behandlingen av tuberkulose, tillot ikke modellen deres at utviklingen i dødelighetsraten for tuberkulosesmittede endret seg i løpet av perioden.

Dersom det uavhengig av behandlingen en ønsker å undersøke effektene av oppstår en hendelse som påvirker både kontroll- og behandlingsgruppen likt og så mye at trenden til kontrollgruppen også kan tenkes å skifte, vil en standard DiD-modell som kun bygges ut med et trendledd ikke være særlig egnet. Ved å legge til variabler som fanger opp effektene av slike sjokk, kan man formulere en modell som både tillater ikke-parallelle pre-trender og et skifte i kontrollgruppens trend etter et sjokk som rammer begge gruppene likt. Vi tar utgangspunkt i den enkle modellen i ligning (1) og formulerer en modell der kontrollgruppen og

behandlingsgruppen utsettes for et sjokk som rammer gruppene likt og som inntreffer samtidig som behandlingsgruppen mottar en spesiell behandling kontrollgruppen ikke får:

$$\begin{aligned}
 y = & \alpha + \beta d_{\text{behandlet}} + \tau_1(t - t_0) + \tau_2((t - t_0) * d_{\text{behandlet}}) + \gamma d_{\text{etter}} \\
 & + \delta(d_{\text{behandlet}} * d_{\text{etter}}) + \tau_3((t - t_1) * d_{\text{etter}}) \\
 & + \tau_4((t - t_1) * d_{\text{etter}} * d_{\text{behandlet}}) + u
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

Denne modellen introduserer fire ledd modellen i ligning (1) ikke har, og alle er trendvariabler. Tidstrenden τ_1 er her trenden til kontrollgruppen, mens interaksjonsvariabelen τ_2 fanger opp hvor mye trenden til behandlingsgruppen avviker fra kontrollgruppens trend før behandlingen inntreffer. τ_3 uttrykker endringen i tidstrenden til kontrollgruppen etter sjokket, og τ_4 er det stigningstallet som må legges sammen med τ_3 for å finne den eventuelle endringen i behandlingsgruppens trend etter at sjokket og behandlingen inntreffer. Som i ligning (1) uttrykker DiD-estimatoren δ forskjellen mellom nivåforskjellen i kontrollgruppen og nivåforskjellen i behandlingsgruppen. Modellen i ligning (4) kan illustreres grafisk på følgende måte:



Figur 5: Fleksibel DiD-modell

4.2.4 Metodens forutsetninger

Den grunnleggende og viktigste forutsetningen for standard difference-in-differences-estimering er at behandlingsgruppen og kontrollgruppen utvikler seg likt i fravær av behandlingen. Dette vil si at forskjellen mellom kontroll- og behandlingsgruppen skal være konstant i perioden før behandlingen inntreffer. Denne forutsetningen kalles forutsetningen om parallelle pre-trender. Grunnen til at denne forutsetningen er avgjørende er ganske banaldersom det ikke eksisterer en systematisk sammenheng mellom kontrollgruppen og behandlingsgruppen før behandlingen inntreffer, vil ikke DiD-estimatoren isolere effekten av behandlingen. Som nevnt i kapittel 4.2.3 skyldes dette at den kontrafaktiske utviklingen i en standard DiD-modell er basert på kontrollgruppens utvikling post behandling (Angrist & Pischke, 2015, side 188-197). Denne utviklingen ikke kan antas å være en god kontrafaktisk utvikling dersom utviklingen i de to gruppene er forskjellig før behandlingen inntreffer, og er derfor en forutsetning for standard difference-in-difference-estimering. Et brudd på denne forutsetningen fører til at difference-in-differences-modellen i ligning (1) ikke vil kunne identifisere den kausale effekten av behandlingen behandlingsgruppen mottar.

Som beskrevet i kapittel 4.2.3 er det mulig å formulere difference-in-difference-modeller som kan identifisere kausale effekter av en behandling selv om trendene til kontroll- og behandlingsgruppen ikke er parallelle i før-perioden. Dette kan gjøres på flere måter. Eksempelvis kan man formulere modeller som tillater gruppe-spesifikke og tidsuavhengige lineære trender. En annen måte å legge til rette for fravær av parallelle pre-trender er å tillate gruppe-spesifikke trender både før og etter behandling. Uavhengig av hvilken av disse modellstrategiene som velges, vil behandlingseffekten gjerne bli fanget opp av en interaksjon mellom en dummy for observasjoner post-behandling og en dummy for behandlingsgruppen (DiD-estimatoren) (Mora & Reggio, 2012, side 3).

Validiteten til en difference-in-difference-estimering avhenger også av at behandlingen behandlingsgruppen mottar ikke påvirker kontrollgruppen (Wooldridge, 2012). Selv om behandlingen i utgangspunktet kun gjelder for behandlingsgruppen, betyr ikke dette nødvendigvis at behandlingen ikke har noen effekt på kontrollgruppen. Såkalte spillovereffekter av en behandling kan oppstå. Som nevnt flere ganger i dette kapitlet brukes kontrollgruppen i en DiD-modell til å predikere utviklingen behandlingsgruppen ville hatt i

fravær av behandlingen. Dersom kontrollgruppen indirekte blir påvirket av behandlingen, kan behandlingsgruppens kontrafaktiske utvikling bli forskjellig fra den «sanne» kontrafaktiske utviklingen. Dette kan så tvil om DiD-estimatorens troverdighet, og gjør det vanskeligere å inferere kausale sammenhenger.

4.3 Kontrollgruppen

Vi har som kontrollgruppe valgt å bruke et utvalg kommuner som grenser til Oslo. Dette utvalget består av Bærum, Nittedal, Skedsmo, Lørenskog, Ski og Oppegård. Vi skal nå begrunne dette valget.

Selve bærebjelken for difference-in-differences som estimeringsmetode at det i fravær av behandling skal eksistere en systematisk sammenheng mellom utviklingen i behandlingsgruppen og kontrollgruppen (Angrist & Pischke, 2015). En slik sammenheng må foreligge for at det ved hjelp av kontrollgruppen skal være mulig å lage en prediksjon av hvordan behandlingsgruppens utvikling ville vært i perioden etter behandlingstidspunktet, dersom behandlingen ikke hadde funnet sted. I vårt tilfelle betyr dette at vi må finne en gruppe som har et boligmarked som er sammenlignbart med boligmarkedet i Oslo.

Vi må med andre ord identifisere en gruppe hvor det er rimelig å anta at (i) boligprisene drives av de samme faktorene som i Oslo, (ii) at de påvirkes i noenlunde like stor grad av disse faktorene, og (iii) at disse faktorene ikke utvikler seg veldig ulikt i de to gruppene.

I Jacobsen og Naugs mye siterte artikkel «Hva driver boligprisene?» fra 2004, identifiseres renter, nybygging, inntektsutvikling og arbeidsledighet som de viktigste driverne av boligpriser i Norge (Jacobsen & Naug, 2004). Videre trekkes også nettoinnflytting frem som en viktig prisdriver.

Norge er et land med relativt store regionale forskjeller, og boligmarkedet i Oslo har ikke nødvendigvis så store likhetstrekk med boligmarkeder i andre deler av landet. Renten er riktignok lik innenfor Norges landegrenser, men de andre variablene som her er omtalt – nybygging, inntekter, arbeidsledighet og nettoinnflytting – kan av og til variere vesentlig fra kommune til kommune. Femårsveksten i boligprisene var ved forrige årsskifte i Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim henholdsvis 34,8%, -8,4%, 15,6% og 20,4% (Eiendom Norge, 2018a). Disse sprikende veksttaktene illustrerer godt de store regionale forskjellene

som eksisterer i det norske boligmarkedet – og at man derfor bør velge kontrollgruppe med omhu.

Alle kommunene i kontrollgruppen vår har geografisk nærhet til behandlingsgruppen. Dette mener vi at er viktig, siden vi da kan anta at de har felles arbeidsmarked. SSB har delt Norge inn i arbeidsmarkedsregioner, og samtlige sammenligningskommuner er å finne i samme arbeidsmarkedsregion som Oslo (Bhuller, 2009). Dette betyr at det ikke er urimelig å anta at arbeidsledigheten og lønningene i stor grad følger samme utvikling i de to gruppene.

Boligpriser kan også påvirkes av en rekke andre forhold. Et eksempel på slike forhold er politiske intervensjoner som nettopp boliglånsforskriften. Derfor bør vi også kunne forutsette at boligprisene i kontrollgruppen og i Oslo påvirkes relativt likt av slike endringer – om de påvirkes ulikt vil det prege den kontrafaktiske prisutviklingen i Oslo, og dette vil være uheldig. Det kan for eksempel tenkes at boliglånsforskriftens landsdekkende krav om maksimal gjeldsgrad på fem ganger brutto inntekt får større utslag i en kommune med høye boligpriser, enn i en kommune med lave boligpriser. Oslo har som kjent landets høyeste boligpriser, og vi mener derfor at en kontrollgruppe bør bestå av kommuner hvor boligprisene også er relativt høye. Dette utelukker svært mange kommuner som egnet kontrollgruppe, da til og med andre norske storbyer som Bergen og Trondheim har vesentlig lavere leilighetspriser. Prisnivået i kommunene vi har valgt å inkludere i vår kontrollgruppe er riktignok ikke fullt så høye som i Oslo, men de er betraktelig høyere enn i andre kommuner vi har undersøkt.

Den observante leser legger kanskje merke til at fire kommuner som også grenser til Oslo – Enebakk, Lunner, Ringerike og Nesodden – ikke inngår i kontrollgruppen vår. Ringerike har vi ekskludert blant annet fordi planer om Ringeriksbanen, som skal korte ned reisetiden fra Hønefoss til Oslo med nesten en time, har bidratt til en ekstraordinær prisutvikling i denne kommunen de siste årene. Prisene i Ringerike kommune steg for eksempel med hele 9 prosent i 2017, i et år preget av negativ boligprisutvikling på landsbasis (Eiendom Norge, 2018d). Lunner og Enebakk mener vi at egner seg dårlig som kontrollgruppe da de har langt lavere gjennomsnittspriser enn Oslo, og fordi dette er mindre urbane kommuner. Nesodden har vi også konkludert med at ikke passer inn i kontrollgruppen da boligmassen i kommunen består av relativt få leiligheter, og antallet leilighetsomsetninger er lavt. Reisetiden fra Nesodden til Oslo på land er også lang sammenlignet med de andre kommunene i kontrollgruppen vår.

4.4 Når skjer bruddet?

Når «etter»-perioden faktisk begynner, er ikke så enkelt å fastslå som man umiddelbart kanskje skulle tro. Den reviderte boliglånsforskriften trådte i kraft 1. januar 2017, men det er ikke nødvendigvis slik at prisutviklingen endret seg akkurat idet forskriften ble innført. Det er flere grunner til dette. Finansieringsbevisene som brukes når en boligkjøper får innvilget sin lånesøknad har en varighet på tre måneder, og dette kan i teorien ha ført til at effektene av den nye forskriften ble forsinket med opptil tre måneder. På den annen side kan også bruddet ha kommet tidligere enn datoen forskriften trådte i kraft dersom markedet forventet at forskriften skulle komme, og tilpasset seg ut ifra dette. Bruddet kan med andre ord ha skjedd så fort markedsaktørene tok innover seg hva den nye forskriften ville medføre.

Boligprisene falt betydelig i 2017, både i Oslo og kontrollgruppen. Dataene i vårt datasett, så vel som boligprisstatistikk fra andre kilder som SSB og Eiendom Norge, bekrefter dette. Det er derfor klart at det på et tidspunkt rundt årsskiftet 2016/2017 skjedde et brudd i prisene for begge gruppene. At den nye boliglånsforskriften var en viktig bidragsyter til prisenfallet er det god grunn til å tro (Regjeringen, 2018d), og vi har derfor forutsatt at bruddet representerer tidspunktet hvor den reviderte boliglånsforskriften begynte å påvirke boligprisene.

For å identifisere bruddtidspunktet har vi valgt å bruke en metode foreslått av Hansen (1999). I tillegg til å bruke Hansen sin metode for å identifisere selve bruddtidspunktet, vil vi også følge hans forslag til testing av om bruddet man finner er signifikant, før vi til slutt utreder hvordan vi undersøker om tidspunktet som estimeres med denne metoden er lik det sanne bruddtidspunktet. Metoden Hansen (1999) foreslår har vi valgt å kalle «Hansen-rutinen» i det videre.

4.4.1 Hansen-rutinen

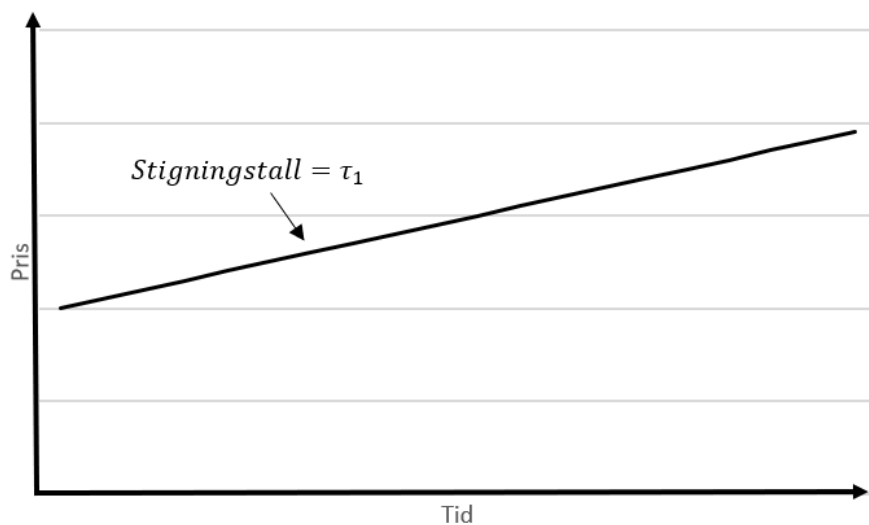
For å identifisere bruddtidspunktet ved å bruke Hansen-rutinen må man aller først utvide den opprinnelige modellen (som ikke tillater brudd), slik at den fra et gitt tidspunkt tillater et brudd. Den utvidede modellen estimeres så en rekke ganger med forskjellige bruddtidspunkter, helt til det tidspunktet som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene (SSR) er identifisert.

I vårt tilfelle vil vi finne bruddtidspunktene i Oslo og i kontrollgruppen. Prisutviklingen i henholdsvis Oslo og kontrollgruppen uten brudd er gitt ved

$$\log_{\text{pris_oslo}} = \alpha + \tau_1(t - t_0) + \mu_1 d_{\text{måned}} + \mu_1 \text{bydel} + \theta_i X_i + u \quad (5)$$

$$\log_{\text{pris_kontroll}} = \alpha + \tau_1(t - t_0) + \mu_1 d_{\text{måned}} + \theta_i X_i + u \quad (6)$$

Som vi kan se, estimeres prisutviklingen i Oslo og i kontrollgruppen med identiske funksjoner, bortsett fra at vi i kontrollgruppen ikke har mulighet til å kontrollere for bydel.



Figur 6: Illustrasjon av prisutvikling estimert med modell (5) og (6), som ikke tillater brudd

Modellene i ligning (5) og (6) er fremstilt grafisk i figur 6. Når vi tillater et brudd i prisene, må vi som nevnt utvide disse modellene. I denne utredningen vil vi operere med to definisjoner på «brudd»:

Definisjon 1: Et brudd er en signifikant endring i konstantleddet og/eller en signifikant endring i trendveksten

Definisjon 2: Et brudd er en signifikant endring i trendveksten

Modellene som tillater et brudd jf. definisjon 1 vil på et tidspunkt tillate både et nivåskifte og en trendendring. Disse vil dermed se slik ut⁴:

$$\log_pris_oslo = \alpha + \tau_1(t - t_0) + \gamma_0 d_{t \geq t^*} + \gamma_1[(t - t^*) * d_{t \geq t^*}] + \mu_1 d_{måned} + \mu_2 d_{bydel} + \theta_i X_i + u \quad (7)$$

$$\log_pris_kontroll = \alpha + \tau_1(t - t_0) + \gamma_0 d_{t \geq t^*} + \gamma_1[(t - t^*) * d_{t \geq t^*}] + \mu_1 d_{måned} + \theta_i X_i + u \quad (8)$$

Modellene som i henhold til definisjon 2 kun tillater et skifte i trendveksten på bruddtidspunktet vil se slik ut⁵:

$$\log_pris_oslo = \alpha + \tau_1(t - t_0) + \gamma[(t - t^*) * d_{t \geq t^*}] + \mu_1 d_{måned} + \mu_2 d_{bydel} + \theta_i X_i + u \quad (9)$$

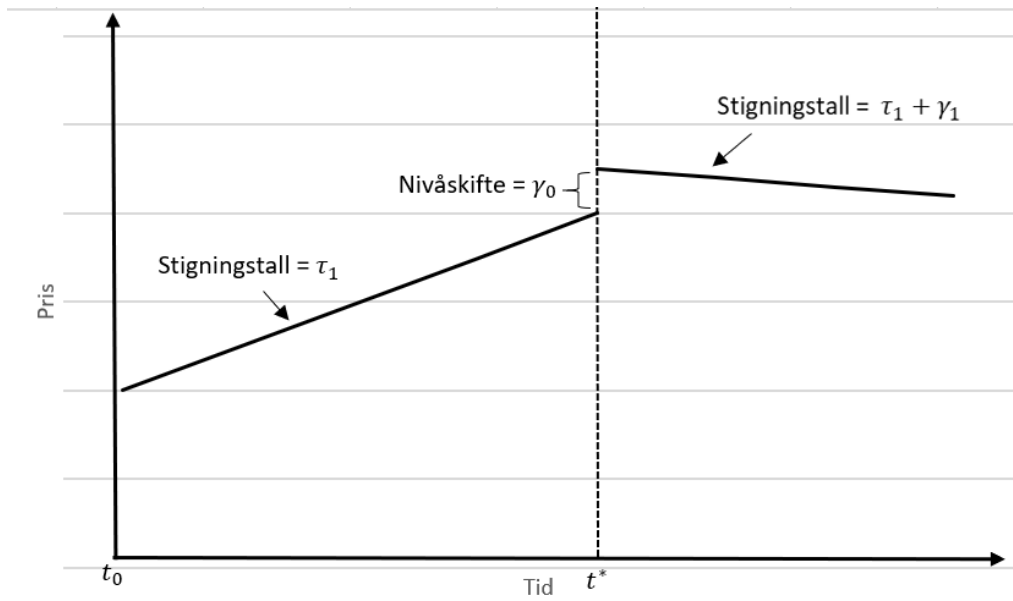
$$\log_pris_kontroll = \alpha + \tau_1(t - t_0) + \gamma[(t - t^*) * d_{t \geq t^*}] + \mu_1 d_{måned} + \theta_i X_i + u \quad (10)$$

I modellene (7) og (8) vil konstantleddet i før-perioden, altså perioden før forskriften påvirker prisene (dvs. når $t < t^*$), være α . For etter-perioden, perioden der $t \geq t^*$, vil konstantleddet være $\alpha + \gamma_0$. Stigningstallet vil være τ_1 før, og $\tau_1 + \gamma_1$ etter bruddet.

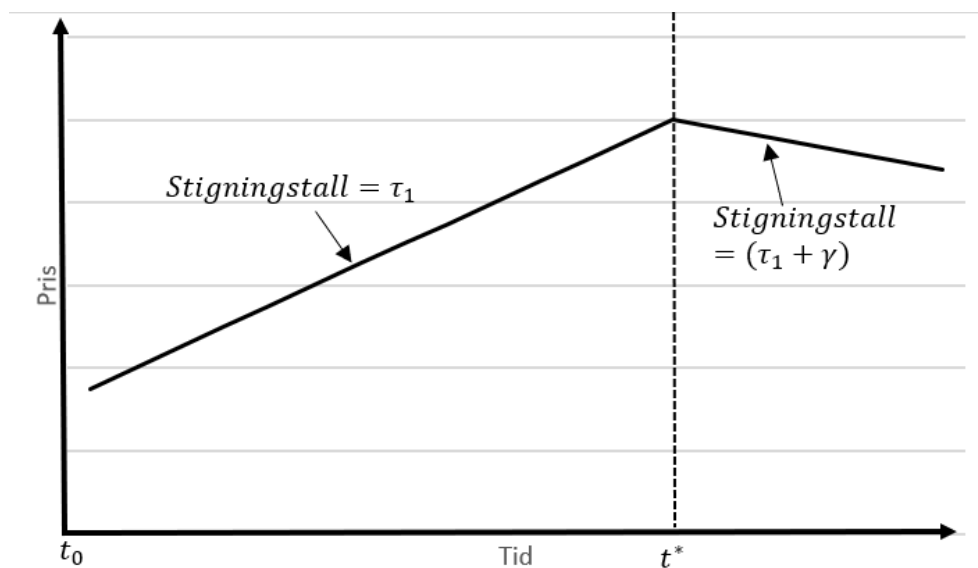
Modellene (9) og (10) tillater ikke nivåskifte i bruddet, og følgelig vil konstantleddet her alltid være α . Stigningstallet vil gå fra å være τ_1 i før-perioden, til å være $\tau_1 + \gamma$ i etter-perioden.

⁴ & ⁵ Vi har tidligere brukt notasjonen t_1 for begynnelsen av etter-perioden. I forbindelse med Hansen-rutinen vil vi i stedet bruke t^* .

Grafisk kan vi illustrere modellene med og uten nivåskifte i bruddet slik:



Figur 7: Illustrasjon av prisutvikling estimert med modell (7) eller (8) – som tillater endring både i nivået og i trenden (jf. Definisjon 1)



Figur 8: Illustrasjon av prisutvikling estimert med modell (9) eller (10) – som kun tillater en endring i trendveksten (jf. Definisjon 2)

Vi vil i det følgende gjøre rede for alle stegene i Hansen-rutinen. Fremgangsmåten er den samme uavhengig av hvordan man definerer bruddet.

A) Identifisering av bruddtidspunktet

Det første steget i Hansen-rutinen er å finne en estimator \hat{t}^* som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene når modellene som tillater brudd estimeres. Estimatoren er dermed gitt ved

$$\hat{t}^* = \underset{t^*}{\operatorname{argmin}} S_1(t^*) \quad (11)$$

Her er $S_1(t^*)$ summen av de kvadrerte feilleddene når en av modellene som tillater brudd estimeres ved bruk av minste kvadraters metode, og kan defineres på følgende måte, hvor $\hat{e}^*(t^*)$ er residualvektoren

$$S_1(t^*) = \hat{e}^*(t^*)' \hat{e}^*(t^*)$$

MKM-estimatoren \hat{t}^* er dermed det tidspunktet som minimerer $S_1(t^*)$, og identifiserer bruddtidspunktet.

Hansen (1999) påpeker at det er viktig å unngå at det estimerte bruddtidspunktet \hat{t}^* ikke estimeres slik at det blir for få observasjoner verken i perioden før eller i perioden etter bruddet. For å sørge for at dette ikke skjer, foreslås det at man avgrenser letingen slik at det uansett vil være en viss andel observasjoner i hver gruppe.

B) Test av bruddets signifikans

Når bruddet er identifisert ved hjelp av prosedyren beskrevet ovenfor, er neste steg å teste hvorvidt bruddet er statistisk signifikant. For å teste dette foreslår Hansen (1999) at det formuleres en nullhypotese om at bruddet ikke er signifikant. Dersom en slik hypotese stemmer, vil modell (5) og (6) – som ikke tillater noen form for brudd – beskrive prisutviklingen i henholdsvis Oslo og kontrollgruppen best.

Vi formulerer følgende nullhypoteser:

$$\text{For ligning (7) og (8)} \quad H_0: \gamma_0 = \gamma_1 = 0$$

$$\text{For ligning (9) og (10)} \quad H_0: \gamma = 0$$

Nullhypotesene sier at det ikke er noe brudd i prisutviklingen. Alternativhypotesen for ligning (7) og (8) er at det forekommer et brudd i prisene ved at det det estimerte nivåskiftet og/eller den estimerte endringen i stigningstallet er signifikant. For modell (9) og (10) er alternativhypotesen at et brudd oppstår ved at den estimerte endringen i stigningstallet er signifikant.

For å finne ut om et brudd er statistisk signifikant må vi sammenligne modellen som tillater brudd med den som ikke gjør det. Hansen (1999) foreslår å bruke en likelihood ratio-test for å gjøre dette. Likelihood-ratioen denne testen produserer, uttrykker hvor mange ganger mer sannsynlig den ene modellen er enn den andre. Likelihood ratio-testen av nullhypotesen vil være basert på

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{t}^*)}{\hat{\sigma}^2} \quad (12)$$

der S_0 er summen av kvadrerte feilleddene når modellene som ikke tillater brudd estimeres – dvs. ligning (5) og (6). Den estimerte variansen er gitt ved

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{S_1(\hat{t}^*)}{df}$$

der df er antall frihetsgrader ved estimering av modellene som tillater brudd.

Det påpekes at under H_0 er ikke bruddtidspunktet identifisert, noe som medfører at F_1 -verdiene i ligning (12) ikke vil ha en standard fordeling. Dette kalles gjerne «Davies' Problem» (utredet i Davies 1977 & 1987).

Hansen (1996) foreslår å benytte en «bootstrap»-prosedyre for å kunne simulere likelihood ratio-testen sin asymptotiske fordeling. Denne utledningen vil vi av praktiske hensyn ikke gjøre i denne oppgaven. Vi vil i stedet teste de identifiserte bruddenes signifikans ved å sammenligne F_1 -verdiene med kritiske verdier utregnet med følgende funksjon⁶

$$c(\alpha) = -2\log[1 - \sqrt{(1 - \alpha)}] \quad (13)$$

Her er α signifikansnivået. Dersom F_1 overstiger den kritiske verdien vil vi forkaste nullhypotesen. Det identifiserte bruddet vil da kunne sies å være statistisk signifikant ettersom modellen som tillater bruddet er signifikant bedre enn modellen som ikke gjør det.

C) Er det estimerte bruddtidspunktet en konsistent estimator for det sanne bruddtidspunktet?

Dersom nullhypotesen forkastes, sier vi at det skjer et brudd. Hansen og Chan (1993) viser at dette estimerte bruddtidspunktet, \hat{t}^* , er en konsistent estimator for t_0^* (den sanne verdien av t^*). At en estimator er konsistent betyr at den er forventningsrett og har en varians som går mot null når antallet observasjoner øker og går mot uendelig (Wooldridge, 2012).

Hansen (1999) foreslår at det lages et konfidensintervall for den sanne verdien av t^* ved å konstruere et område som fører til at nullhypotesen ($H_0: t^* = t_0^*$) ikke avvises. Denne nullhypotesen testes ved å bruke den samme typen likelihood-ratio-test som er presentert i kapittel 4.4.1 B). Den nye likelihood-ratioen, LR_1 , uttrykkes slik

$$LR_1 = \frac{S_1(t^*) - S_1(\hat{t}^*)}{\hat{\sigma}^2} \quad (14)$$

H_0 vil forkastes når likelihood-ratioen LR_1 overstiger kritisk verdi. Den kritiske verdien til LR_1 beregnes på samme måte som for F_1 . Konfidensintervallet konstrueres ved å regne ut $LR_1(t^*)$ for alle tidspunktene i leteområdet, som deretter plottes mot t^* . Ved å trekke en horisontal linje ved den kritiske verdien $c(\alpha)$ vil man definere selve konfidensintervallet. Et $(1 - \alpha)$ asymptotisk konfidensintervall for den sanne verdien av t^* vil da være det området

⁶ Det henvises til Hansen (1999) for utledning av funksjonen for kritiske verdier av F_1

hvor $LR_1 \leq c(\alpha)$. Ved å plotte resultatene i en figur slik beskrevet her vil man få en oversiktlig grafisk fremstilling av bruddets konfidensintervall.

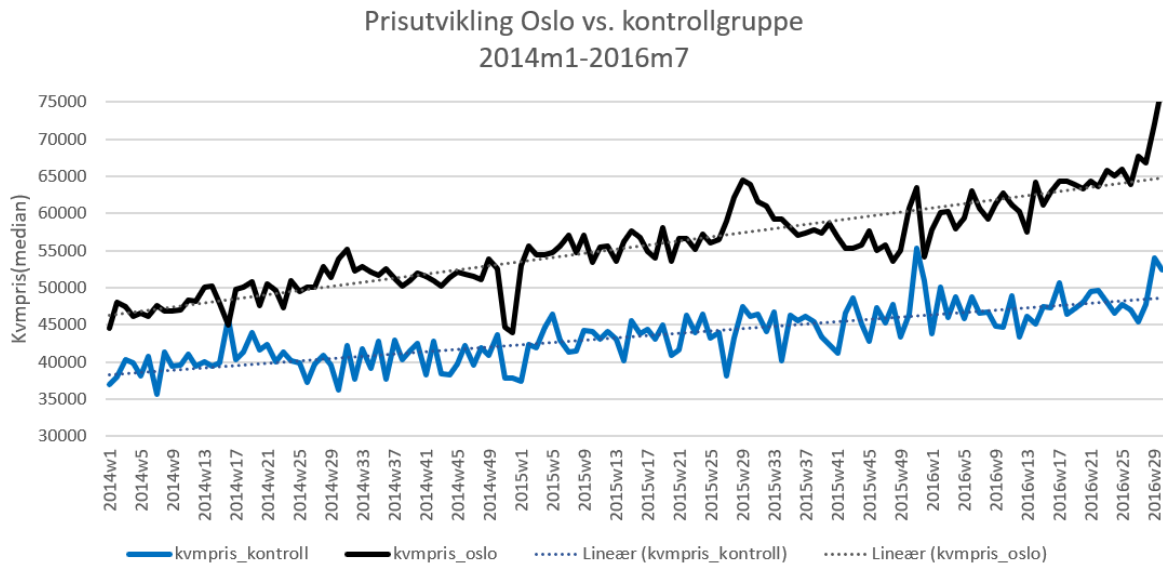
5. Empirisk modell

5.1 Er trendene parallelle i før-perioden?

Før vi formulerer difference-in-difference-modellen vi vil bruke til å estimere effekten av de Oslo-spesifikke særreglene i den reviderte boliglånsforskriften, er vi nødt til å avgjøre om trendene i Oslo og kontrollgruppen er parallelle i perioden før forskriften ble innført. Hvorvidt trendene er parallelle eller ikke, vil bestemme hva slags modell som er best egnet til å estimere den kausale effekten av særreglene, slik vi har drøftet i kapittel 4.

Ved bruk av difference-in-differences er det vanlig å teste forutsetningen om parallelle pre-trender ved å sammenligne utviklingen i behandlingsgruppen og kontrollgruppen grafisk. Vi vil i tillegg gjøre en formell test for å finne ut om trendene i de to gruppene er signifikant forskjellige. På den måten kan vi med mye større treffsikkerhet konkludere om forutsetningen om parallelle pre-trender holder. Vi vil i det følgende begynne med å presentere en grafisk fremstilling av prisutviklingen i Oslo og i kontrollgruppen, før vi presenterer den formelle testen vi har gjennomført.

Vi har benyttet data fra januar 2014 til og med juli 2016. Årsaken til denne avgrensningen er at vi ønsker å forsikre oss om at vi ikke inkluderer handler der kjøper og/eller selger kan tenkes å ha blitt påvirket av nyheten om at den nye boliglånsforskriften sannsynligvis kom til å bli en realitet ved årsskiftet. Som beskrevet i kapittel 2 ble forskriften vedtatt 14. desember 2016. Prosessen som ledet frem til dette ble startet i august 2016, da Finansdepartementet ba Finanstilsynet om å utarbeide et forslag til ny forskrift. Dette forslaget ble sendt til Finansdepartementet den 8. september, og den påfølgende høringen ble avsluttet 24. oktober. På bakgrunn av dette har vi altså valgt å sette grensen for pre-perioden til månedsskiftet juli/august 2016.



Figur 9: Utvikling i median kvadratmeterpris i Oslo og kontrollgruppen i perioden før behandlingen. Basert på vårt datasett fra Eiendomsverdi

I figur 9 ser vi at utviklingen i median kvadratmeterpris i Oslo og i kontrollgruppen er relativt lik. Vi registrerer at toppene og bunnene på kort sikt som regel kommer samtidig i de to gruppene, men også at det er antydninger til at prisene i Oslo vokser noe raskere enn i kontrollgruppen. Det er imidlertid vanskelig å trekke noen definitiv slutning basert på en slik grafisk test, og neste steg vil derfor være å gjøre en mer nøyaktig, formell test.

For å teste formelt om trendveksten i Oslo er forskjellig fra trendveksten i kontrollgruppen formulerer vi følgende modell:

$$\log_{pris} = \alpha + \beta d_{Oslo} + \tau_1(t - t_0) + \tau_2((t - t_0) * d_{Oslo}) + \mu_1 d_{måned} + \mu_2 d_{bydel} + \theta_i X_i + u \quad (15)$$

Her er den avhengige variabelen logaritmen av observerte priser, og α konstantleddet. d_{Oslo} er en dummyvariabel for leilighetssalg i Oslo, og β fanger dermed opp den initiale nivåforskjellen mellom prisene i Oslo og i kontrollgruppen. τ_1 uttrykker tidstrenden i kontrollgruppen, og τ_2 er differansen mellom tidstrenden i kontrollgruppen og tidstrenden i Oslo. τ_2 er derfor koeffisienten vi er interessert i; dersom denne er signifikant betyr det at trendvekstene i Oslo og kontrollgruppen er signifikant forskjellig fra hverandre. Videre

kontrollerer vi for sesongvariasjoner ved å bruke månedene salgene er registrert i som faktorvariabel. μ_1 plukker dermed opp variasjoner mellom årets tolv måneder i 11 månedsspesifikke koeffisienter (januar er basismåned). μ_2 fanger opp prisvariasjoner mellom Oslos 16 bydeler. Her har vi brukt dummyvariabler for hver bydel. Det kunne vært fordelaktig å kontrollere for stedsvariasjoner innenfor kommunene i kontrollgruppen også, men da vi ikke har data for eventuelle områdeinndelinger i noen andre kommuner enn Oslo det er kun i Oslo vi kan kontrollere for slike effekter. Til slutt kontrollerer vi også for de fem boligkarakteristikaene primærrrom, soverom, boligalder, selveier og over bakkeplan, uttrykt ved vektoren X_i .

For å teste om trendene i Oslo og kontrollgruppen i perioden januar 2014 til og med juli 2016 er signifikant forskjellige, formuleres følgende hypotese:

$$H_0: \tau_2 = 0$$

$$H_A: \tau_2 \neq 0$$

Nullhypotesen sier at trenden i Oslo ikke er forskjellig fra trenden i kontrollgruppen. Alternativhypotesen er at de to trendene er ulike, og at prisene i Oslo og kontrollgruppen dermed utvikler seg forskjellig. Dersom koeffisienten τ_2 er signifikant, kan nullhypotesen forkastes. Vi kan da konkludere med at trenden i Oslo i før-perioden er signifikant forskjellig fra trenden i kontrollgruppen. Forutsetningen om parallelle pre-trender kan da ikke sies å være oppfylt, og en «tradisjonell» DiD-modell vil gi et forventningsskjev estimat på behandlingseffekten. Er τ_2 derimot insignifikant, kan ikke nullhypotesen forkastes, og ordinær DiD-estimering kan da anvendes med en forventning om at DiD-estimatoren er et mål på den kausale effekten av særreglene for Oslo i boliglånsforskriften. Dette forutsetter riktignok at prisene i kontrollgruppen og Oslo ikke påvirkes ulikt av andre forhold enn de Oslo-spesifikke kravene i forskriften.

Vi estimerer modell (15) i STATA, og får følgende resultat⁷:

Tabell 1: Formell test av forutsetningen om felles pre-trend

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<i>Nivåforskjell</i>		
Oslo	0,2619	0,0178***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0,0074	0,0002***
TidstrendOslo	0,0028	0,0002***

Stjerner bak standardfeil angir om variabelen er statistisk signifikant på *=10%, **=5% og ***=1% - nivå.

I regresjonsresultatet presentert i tabell 1 tilsvarer «TidstrendOslo» variabelen τ_2 i ligning (15). Vi observerer at den månedlige trendveksten i Oslo i perioden januar 2014 til juli 2016 er estimert til 1,02 prosent, mens den tilsvarende trendveksten i kontrollgruppen estimeres til 0,74 prosent. Prisene i Oslo ser ut til å ha vokst 0,28 prosentpoeng raskere enn kontrollgruppen per måned i før-perioden, og denne forskjellen er signifikant på 1%-nivå. Dette betyr at vi kan forkaste nullhypotesen om at Oslo og kontrollgruppen hadde lik trendvekst i perioden før den nye versjonen av boliglånsforskriften begynte å påvirke prisene. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at forutsetningen om parallelle pre-trender ikke er oppfylt.

⁷ Se appendiks A2 for fullstendig regresjonsresultat

5.2 Presentasjon av empirisk modell

Dersom forutsetningen om parallelle pre-trender holdt, kunne vi ha estimert følgende modell:

$$\log_pris = \alpha + \beta d_{oslo} + \gamma d_{t \geq t_1} + \delta(d_{oslo} * d_{t \geq t_1}) + \tau_1(t - t_0) + \mu_1 d_{måned} + \mu_2 d_{bydel} + \theta_i X_i + u$$

(16)

Dette er en tradisjonell difference-in-differences modell tilsvarende ligning (1) i kapittel 4.2.1, forlenget med kontrollvariabler for boligkarakteristika, bydelseffekter og sesongvariasjoner, samt én felles tidstrend.

Siden forutsetningen for å bruke modell (16) ikke holder, må vi utvide modellen. Ved å legge til tre ledd kan vi tillatte trendforskjeller mellom Oslo og kontrollgruppen før og etter behandlingen. Det første leddet vi legger til er en interaksjon mellom en ny tidstrendvariabel og en indikatorvariabel for alle observasjoner gjort fra og med det tidspunktet den reviderte boliglånsforskriften begynte å påvirke prisene. Den nye tidstrendvariabelen tar verdien 0 på det tidspunktet hvor boliglånsforskriften begynner å påvirke prisene, og stiger deretter med 1 for hver måned som går. Interaksjonen mellom disse to variablene kaller vi τ_3 . Det andre og tredje leddet vi legger til er også interaksjonsvariabler: τ_2 er en interaksjon mellom Oslo og tidstrendvariabelen for perioden før forskriften begynte å påvirke prisene, mens τ_4 er en interaksjon mellom Oslo og den nye tidstrendvariabelen etter forskriften. Vår endelige modell kan dermed formuleres slik:

$$\log_pris = \alpha + \beta d_{oslo} + \gamma d_{t \geq t_1} + \delta(d_{oslo} * d_{t \geq t_1}) + \tau_1(t - t_0) + \tau_2[(t - t_0) * d_{oslo}] + \tau_3[(t - t_1) * d_{t \geq t_1}] + \tau_4[(t - t_1) * d_{t \geq t_1} * d_{oslo}] + \mu_1 d_{måned} + \mu_2 d_{bydel} + \theta_i X_i + u$$

(17)

Her er α konstantleddet. β er en dummyvariabel som fanger opp det initiale avviket i pris mellom en bolig solgt i Oslo og en bolig solgt i kontrollgruppen. τ_1 er en tidstrend som begynner på 0 i januar 2014 og deretter stiger med 1 for hver måned etter det. Koeffisienten τ_1 viser dermed den månedlige trendveksten i prisene i kontrollgruppen i før-perioden, mens interaksjonsvariabelen τ_2 viser avviket i månedlig trendvekst mellom Oslo og

kontrollgruppen. γ er en dummyvariabel for observasjoner gjort etter bruddet. Den viser nivåforskjellen – den gjennomsnittlige prisforskjellen på leiligheter solgt i kontrollgruppen i før-perioden og leiligheter solgt i kontrollgruppen i etter-perioden. δ er en interaksjon mellom dummyvariabelen for Oslo og dummyvariabelen for observasjoner gjort etter bruddet, og fanger følgelig opp hvor mye nivåforskjellen for Oslo avviker fra nivåforskjellen for kontrollgruppen. δ er med andre ord DiD-estimatoren i modellen. τ_3 forteller hvor mye den månedlige prisutviklingen i kontrollgruppen endrer seg etter bruddet, mens τ_4 er det stigningstallet som må legges sammen med τ_3 for å finne den eventuelle endringen i Oslos trendvekst etter at behandlingen inntreffer.

6. Resultater og analyse

6.1 Resultater fra Hansen-rutinen med nivåskifte

Som nevnt i kapittel 4.4.1 A) påpeker Hansen at det er viktig å unngå at det estimerte bruddtidspunktet \hat{t}^* ikke estimeres slik at det blir for få observasjoner verken i perioden før eller i perioden etter bruddet. Vi velger derfor å sette minimumskravet til 5 prosent for begge periodene. Intervallet det letes etter brudd i settes til mai 2014 – april 2018. Vi holder dermed fire måneder i hver ende utenfor søket, hvilket betyr at for Oslo vil minst 5,1 prosent av observasjonene ligge i før-perioden, og minst 6,8 prosent vil ligge i etter-perioden. For kontrollgruppen vil minst 7 prosent av observasjonene ligge i før-perioden, og minst 5 prosent vil ligge i etter-perioden.

Vi utfører først Hansen-rutinen på modellene som tillater både nivåskifte og trendendring, og begynner med behandlingsgruppen Oslo.

Estimering av ligning (7) 48 ganger, med 48 forskjellige bruddtidspunkter, viser at det bruddtidspunktet som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene (SSR) er august 2016.

Neste steg innebærer å undersøke om dette bruddet er statistisk signifikant. Som forklart i kapittel 4.4.1 B) foreslår Hansen (1999) at bruddet signifikant testes ved å regne ut en likelihood-ratio kalt F_1 . Dersom F_1 -verdien overskrider den kritiske verdien gitt ved ligning (13) sier vi at det foreligger et brudd. Vi benytter et signifikansnivå på 5 prosent, og får en kritisk verdi på omtrent 7,35

$$c(\alpha) = -2\log[1 - \sqrt{(1 - 0,05)}] = 7,352$$

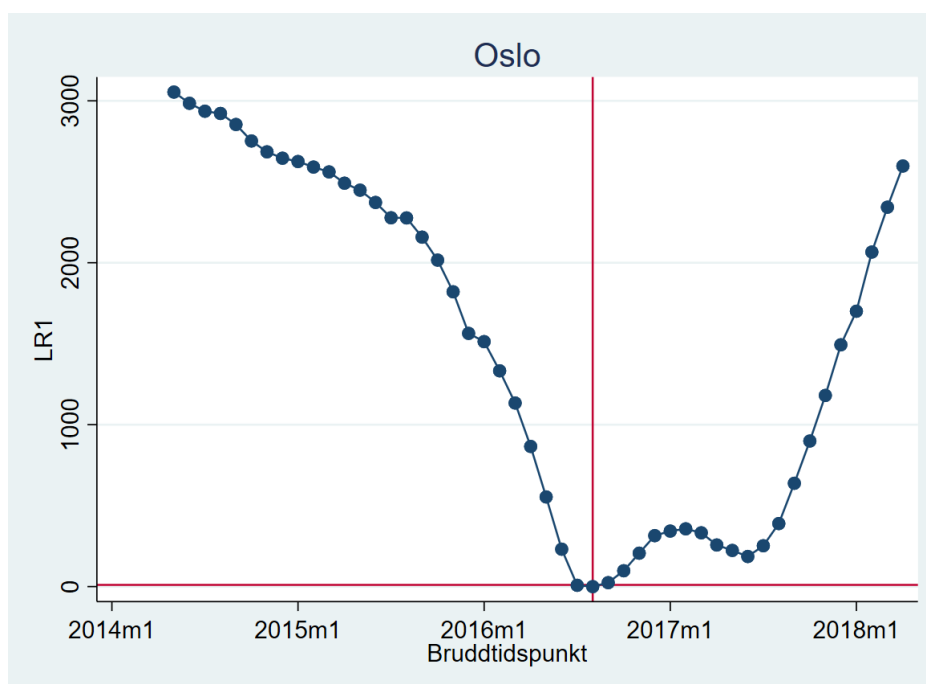
Ved å bruke ligning (12) finner vi at F_1 -verdien er

$$F_1 = \frac{(1375,22 - 1222,85)}{\left[\frac{1222,85}{58028} \right]} = 7230$$

Likelihood-ratio-testen resulterer i en sterk avvisning av nullhypotesen. Vi kan i tillegg teste om nullhypotesen om fravær av brudd holder ved å gjøre en ordinær F-test for felles

signifikans («joint significance»). Resultatene av denne testen er en skyhøy F-test statistikk på 3616 og en p-verdi på 0.0000. Dette betyr at også felles signifikans-testen resulterer i sterk avvisning av nullhypotesen, og vi kan konkludere med at bruddet i august 2016 er signifikant.

I siste del av Hansen-rutinen tester vi om august 2016 er en konsistent estimator for det sanne bruddtidspunktet. Her er nullhypotesen at $t^* = t_0^*$, hvilket betyr at om H_0 forkastes kan vi ikke påstå at bruddtidspunktet er lik det sanne tidspunktet. Denne likelihood-ratio-testen fungerer annerledes enn F_1 -testen i den forstand at det er lave verdier som indikerer brudd istedenfor høye. Dersom LR_1 -verdien er lavere enn kritisk verdi kan vi ikke forkaste H_0 , noe som gjør at vi ikke kan avkrefte at det skjer et brudd på det tidspunktet som testes. Vi bruker ligning (14) og regner ut LR_1 -verdien for alle tidspunktene i leteområdet, som vi deretter plotter mot t^* . Til slutt legger vi på en horisontal linje som markerer den kritiske verdien 7,35. Verdier av LR_1 under denne verdien danner et 95 % konfidensintervall.



Figur 10: LR_1 for ulike bruddtidspunkter, Oslo

Som vi kan se av figur 10 kan vi med 95 prosent sannsynlighet si at det sanne bruddtidspunktet i Oslo ligger et sted mellom juli og september 2016.

For å finne bruddtidspunktet i kontrollgruppen gjør vi nøyaktig det samme som over, denne gangen med modell (8). Vi estimerer modellen som tillater brudd 48 ganger med 48

forskjellige bruddtidspunkter i lete-perioden mai 2014 til april 2018, og finner det bruddtidspunktet som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene. For kontrollgruppen er dette tidspunktet oktober 2016.

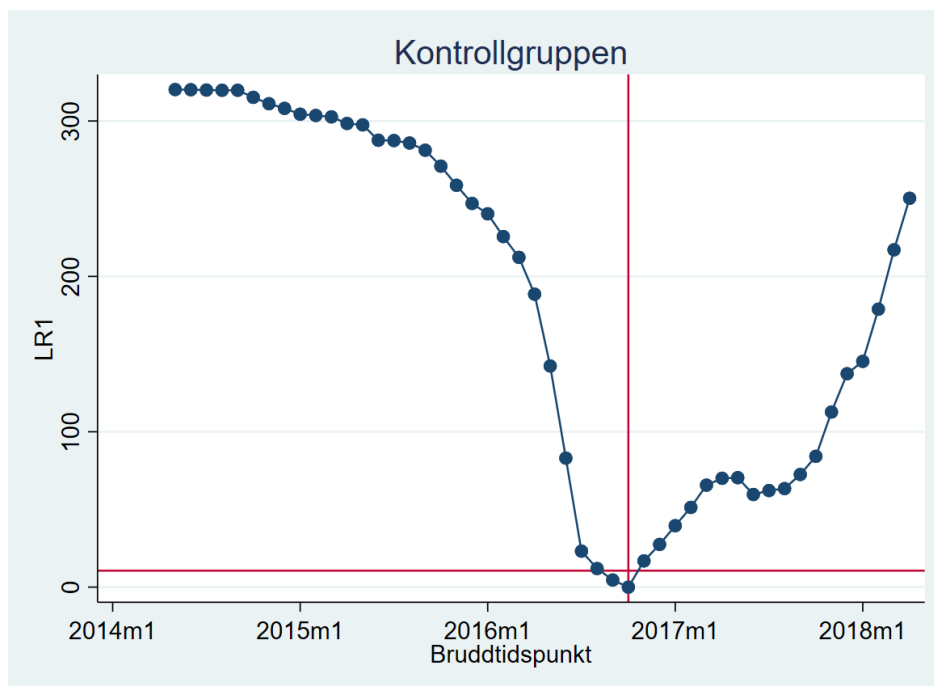
Vi får følgende verdi for F_1 :

$$F_1 = \frac{453,40 - 440,27}{\left[\frac{440,27}{10996} \right]} = 328$$

Likelihood-ratio testen resulterer i en sterk avvisning av nullhypotesen, da F_1 overstiger den kritiske verdien på 7,35 med svært god margin.

Vi konkluderer derfor med at det skjer et signifikant brudd i leilighetsprisene i kontrollgruppen i oktober 2016. Vi får også her en meget høy F-test statistikk og en p-verdi på 0,0000 når vi gjør en test for felles signifikans. Vi konkluderer derfor med at nullhypotesen om at både γ_0 og γ_1 er lik null kan forkastes, og at bruddet i oktober er signifikant.

Avslutningsvis tester vi om oktober 2016 er en konsistent estimator for det sanne bruddtidspunktet. Vi benytter igjen ligning (14) og plotter LR_1 -verdiene for hvert mulig bruddtidspunkt mot t^* .



Figur 11: LR1 for ulike bruddtidspunkter, Kontrollgruppen

Kontrollgruppen har et smalere konfidensintervall enn Oslo, og vi ser av figur 11 at det sanne bruddtidspunktet i kontrollgruppen ligger i intervallet september – oktober 2016 med 95 % sannsynlighet.

Når vi utfører Hansen-rutinen på modellene som tillater både et nivåskifte og en trendendring, avdekker vi altså at det mest sannsynlig skjer et brudd i Oslo-prisene i perioden juli – september 2016, og at det i kontrollgruppen sannsynligvis skjer et brudd i september – oktober 2016. Vi vil estimere DiD-modellen vår på både Oslo og kontrollgruppen, og dermed burde bruddtidspunktet vi velger fortrinnsvis ligge i begge gruppenes konfidensintervall. Vi ser at september 2016 finnes i konfidensintervallet til både Oslo og kontrollgruppen, og vi legger derfor til grunn at dette er bruddtidspunktet når vi tillater et nivåskifte i bruddet.

6.2 Estimering av modellen med brudd i september 2016

På bakgrunn av resultatene vi får når vi gjennomfører Hansen-rutinen ved å tillate nivåskifte i bruddet antar vi først at den reviderte boliglånsforskriften begynner å påvirke prisene i september 2016. Vi definerer derfor etter-perioden som perioden fra og med september 2016, og t_1 i DiD-modellen vår fra ligning (17) er dermed september 2016⁸. Modellen estimeres i STATA med robuste standardavvik. Resultatene vises i tabell 2⁹.

Tabell 2: Modell (17) estimert med brudd i september 2016

	Koeffisient	Standardfeil
<i>Nivåforskjeller</i>		
Oslo	0.2564	0.0121***
Etter	0.1045	0.0080***
OsloEtter	0.0016	0.0083
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0.0077	0.0003***
TidstrendOslo	0.0029	0.0003***
TidstrendEtter	-0.0078	0.0006***
TidstrendEtter_Oslo	-0.0061	0.0006***

Stjerner bak standardfeil angir om variabelen er statistisk signifikant på *=10%, **=5% og ***=1% - nivå.

Justert forklaringsgrad = 83%

Det er først og fremst DiD-estimatoren som er av interesse. Dette er interaksjonen mellom variablene «Oslo» og «Etter» - her kalt «OsloEtter». Denne variabelen uttrykker behandlingseffekten vi ønsker å finne. Vi ser av tabell 2 at behandlingseffekten er estimert til 0,16 prosent, og at dette estimatet er insignifikant. Vi finner dermed at basert på en estimering

⁸ Merk at vi i forbindelse med Hansen-rutinen brukte t^* som notasjon for bruddtidspunktet.

⁹ Komplette regresjonsresultat er vedlagt i appendikset. Tolkning og analyse av variablene for måneder, bolig-karakteristika og bydeler følger i kapittel 6.3. Forskjellen i disse effektene er minimale ved forskjellige bruddtidspunkt, og vi har derfor vurdert det til å være mest hensiktsmessig å presentere analysen av dem kun én gang.

der september 2016 markerer starten på etter-perioden, kan ikke særreglene for Oslo i den reviderte boliglånsforskriften sies å ha hatt noen signifikant effekt på leilighetsprisene i Oslo.

Dette er overraskende, og ikke i tråd med forventningene vi formulerte i hovedhypotesen i kapittel 2. Boliglånsforskriftens særkrav for Oslo er av en innstrammende art; forskriften økte egenkapitalkravet for en betydelig kjøpergruppe med 167 prosent, og senket bankenes fleksibilitetskvote med 20 prosent. Det er derfor rimelig å forvente at særkravene ville ha en signifikant prisdempende effekt. Vi stiller oss følgelig undrende til dette resultatet.

Det er essensielt for analysen at bruddtidspunktet settes på rett tidspunkt, da bruddtidspunktet har store implikasjoner for resultatene vi får når vi estimerer behandlingseffekten til særkravene med modellen i ligning (17). Over har vi satt bruddtidspunktet til september 2016 fordi dette er tidspunktet Hansen-rutinen estimerer at passer best dersom det tillates et nivåskifte i bruddet. Vi sier dermed implisitt at den reviderte boliglånsforskriften med særregler for Oslo begynte å påvirke prisene flere måneder før den faktisk ble innført. For at dette skal kunne være tilfellet, må markedsaktørene ha reagert på nyheten om Finanstilsynets forslag til ny og strengere forskrift i løpet av høsten 2016. Dette kan ha skjedd ved at medieoppslagene i etterkant av Finanstilsynets forslag til ny og strengere forskrift den 8. september fungerte som en utløsende faktor for en reaksjon i boligmarkedet. For å undersøke dette nærmere har vi gjennomført en medieanalyse på grunnlag av søk i mediearkivet Atekst. Denne finnes i appendiks A5.

Vi har funnet at antallet oppslag relatert til boliglånsforskriften øker mye og plutselig høsten 2016. Den første store oppblomstringen av bruken av begrepet «boliglånsforskriften» og «boliglånsforskrift» i norske medier skjer i september 2016. Siden boliggetterspørselen er fleksibel på kort sikt, er det ikke utenkelig at markedet reagerer på nyheten om en nært forestående innstramming i boliglånsforskriften allerede i september 2016, og at Hansen-rutinen derfor identifiserer et brudd nettopp her.

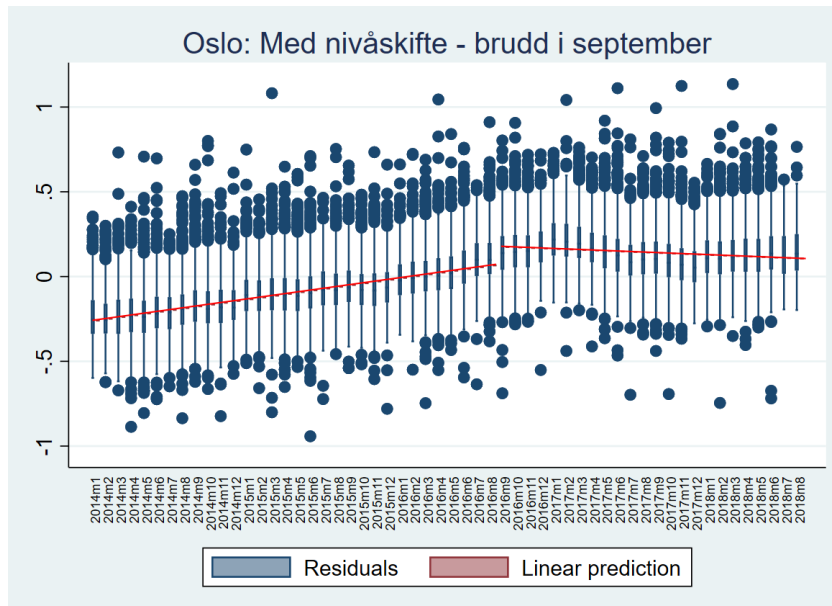
Vi har en teori om at markedets reaksjon på boliglånsforskriften kan ha bestått av to faser; en som begynte på høsten 2016, og en som begynte i starten av 2017. Vi vet at prisene steg kraftig på slutten av 2016 og at de begynte å falle tidlig i 2017, både i Oslo og kontrollgruppen (appendiks A5). I lys av media-analysen kan det tenkes at den første fasen bestod i at det i løpet av høsten 2016 kom et skred kjøpere som før hadde sittet på gjerdet, som så at de kunne få vansker med å få boliglån etter at den foreslåtte forskriften eventuelt ble innført. Det skjedde

dermed en økning i boliggetterspørselen, samtidig som tilbudet forble lavt, og dette medvirket trolig til at prisene tiltok ytterligere mot slutten av 2016.

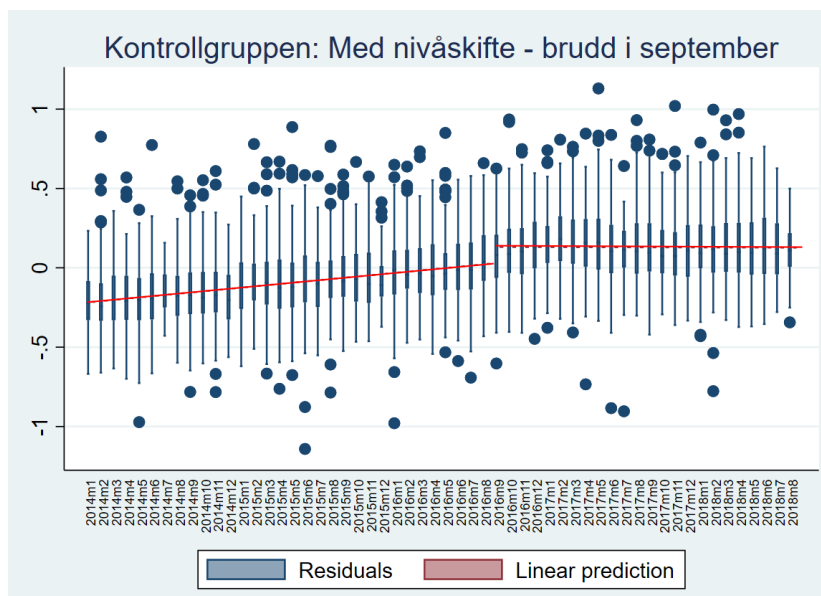
Den andre fasen kommer når innstramningene i den nye versjonen av boliglånsforskriften begynner å virke. Færre får lån, etterspørselen avtar – og boligprisene begynner å falle. Denne fasen kan sies å være den mer langsiktige (og «virkelige») effekten av forskriften, og det er derfor denne fasen vi er mest interessert i. Dessuten er det slik at det var først i desember 2016 at det for alvor ble snakk om å innføre spesielle regler for utlån til boligformål i Oslo.

På bakgrunn av analysen over mener vi det er grunnlag for å påstå at bruddtidspunktet identifisert med Hansen-rutinen som tillater nivåskifte i bruddet, september 2016, representerer starttidspunktet for det vi kaller fase én. Ved å sette bruddtidspunktet til september 2016 i modellen i ligning (17), vil DiD-estimatoren vår trolig bli forventningsskjev – dette som følge av at leilighetssalg påvirket av den midlertidige positive etterspørselseffekten av den landsdekkende forskriften vil inkluderes i etter-perioden. Siden formålet med denne oppgaven er å isolere effekten av særkravene for Oslo på leilighetsprisene, ønsker vi å identifisere det tidspunktet som markerer starten på fase to. Vi mener nemlig at det er her den langsiktige effekten av den nye boliglånsforskriften og særkravene for Oslo begynner å gjøre seg gjeldende.

Ved anvendelse av Hansen-rutinen er det viktig å være bevisst dens begrensninger. Hansen-rutinen vil alltid identifisere det bruddtidspunktet som gjør at kurvetilpasningen blir best mulig gitt restriksjonene til modellene som brukes i estimeringen. Å tillate full fleksibilitet i det nivåmessige startpunktet (dvs. konstantleddet) til etter-periodens regresjonslinje vil derfor kunne føre til at bruddtidspunktet som estimeres ikke er det tidspunktet der effekten vi ønsker å måle begynte å gjøre seg gjeldende. Med andre ord er bruddtidspunktet som estimeres med Hansen-rutinen - uavhengig om det tillates nivåskifte i bruddet eller ikke - utelukkende det bruddtidspunktet som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene, ingenting annet. Bruddtidspunktet må derfor også tolkes i lys av økonomisk teori og sunn fornuft. For å gjøre dette har vi «de-karakterisert» logaritmen av kvadratmeterprisen i Oslo og i kontrollgruppen hver for seg ved å estimere dem på alle tilgjengelige forklaringsvariabler, og deretter kalkulert residualene fra disse regresjonene. Utviklingen i disse residualene over tid er presentert i figur 12 og 13 i form av to boks-plot. I disse boks-plottene har vi lagt inn kurver som viser den lineære prediksjonen av residualene estimert med en modell som tillater nivåskifte og trendskifte i bruddet, som er satt til september 2016.



Figur 12: Boks-plot med utviklingen i residualer og predikerte priser for Oslo (brudd i september 2016 m/ nivåskifte)



Figur 13: Boks-plot med utviklingen i residualer og predikerte residualer for kontrollgruppen (brudd i september 2016 m/ nivåskifte)

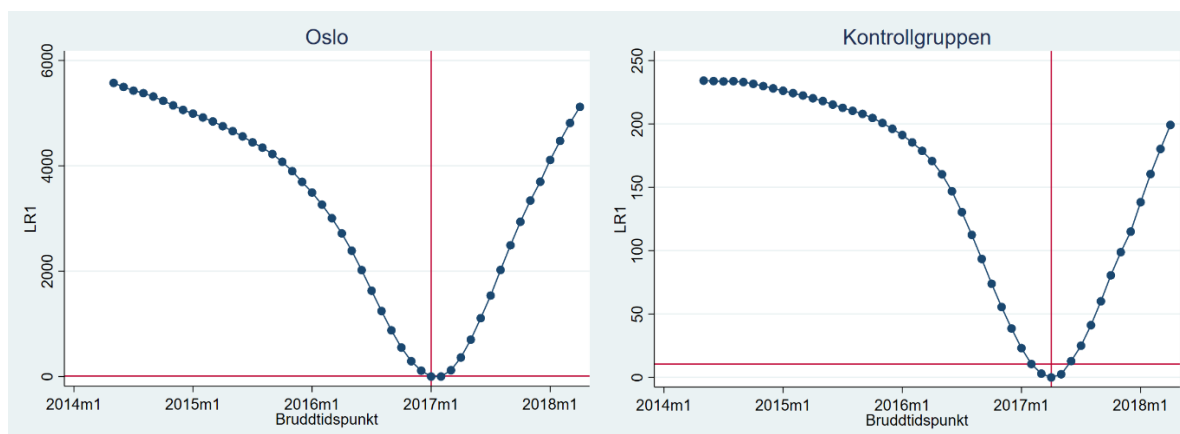
Vi ser av figur 12 og 13 at de lineære prediksjonene passer ganske godt til residualene, men at vi får et stort hopp i priskurven fra august til september 2016. I tillegg er de predikerte trendvekstene negative etter bruddet, mens utviklingen i residualene viser at prisene stiger i både Oslo og i kontrollgruppen i flere måneder etter bruddet før de snur på nyåret i 2017.

Siden vi nå har kommet til den konklusjonen at bruddtidspunktet som Hansen-rutinen med nivåskifte identifiserer, sannsynligvis ikke er det vi bør bruke for å få en mest mulig forventningsrett DiD-estimator, vil vi forsøke å finne vendepunktet som markerer starten på det vi har valgt å kalle fase to av forskriftens effekt. Dette vil vi gjøre ved å definere bruddet som kun en endring i trenden.

6.3 Hansen-rutinen uten nivåskifte

Ettersom vi nå ikke tillater et nivåskifte i bruddet når vi estimerer bruddtidspunktet med Hansen-rutinen, tvinges regresjonslinjene i før- og etter-perioden til å være sammenhengende. Vi vil i det følgende presentere resultatene våre fra Hansen-rutinen med modellene i ligning (9) og (10). Fullstendige utregninger finnes i appendiks A4.

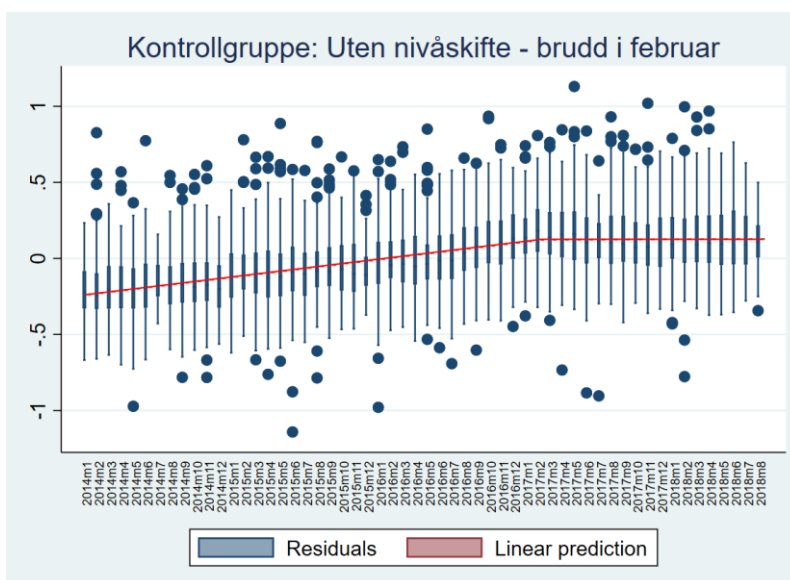
Av figur 14 kan vi se at 95%- konfidensintervallet for bruddtidspunktet i Oslo nå består av januar og februar 2017, mens det i kontrollgruppen består av februar-mai 2017.



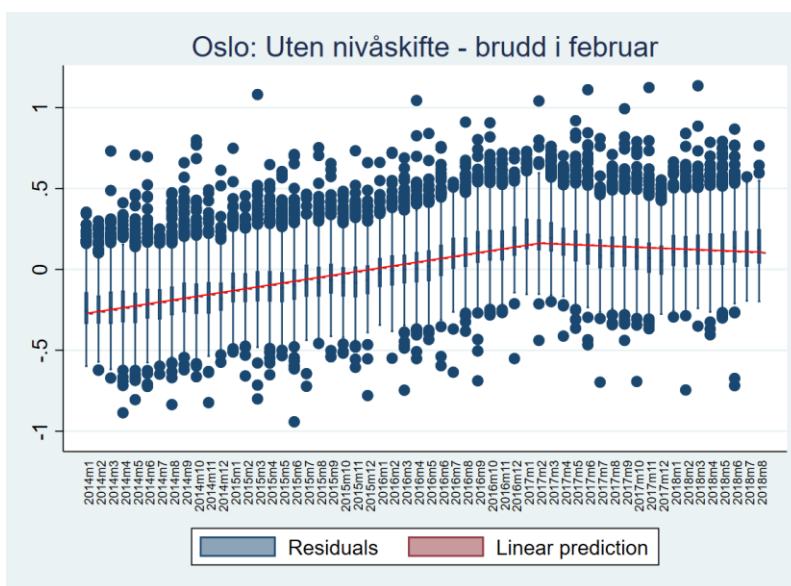
Figur 14: Grafisk fremstilling av konfidensintervallene for brudd i Oslo og kontrollgruppen (kun trendskifte)

Det mest naturlige bruddtidspunktet anser vi at er februar 2017, da det er det eneste tidspunktet som finnes i konfidensintervallene til begge gruppene. Vi merker oss at kontrollgruppens konfidensintervall er større enn konfidensintervallet til Oslo. Dette kan skyldes at det tok noe lengre tid før den nye forskriften begynte å påvirke prisene i kontrollgruppen negativt. Vi er likevel av den oppfatning at februar er det beste bruddtidspunktet basert på resultatene presentert i figur 13 og utregningene som ligger bak (appendiks A4).

For å illustrere hvordan kurvetilpasningen til modellene i ligning (9) og (10) er dersom bruddet bestemmes til februar 2017, har vi laget tilsvarende boks-plot som i figur 12 og 13.



Figur 16: Boks-plot med utviklingen i residualer og predikerte residualer for Oslo (brudd i februar 2017, kun trendsifte)



Figur 15: Boks-plot med utviklingen i residualer og predikerte residualer for kontrollgruppen (brudd i februar 2017, kun trendsifte)

Summen av de kvadrerte avvikene til modellene i ligning (9) og (10) med brudd i februar er større enn de kvadrerte avvikene til modellene i ligning (7) og (8) med brudd i september. Med andre ord er summen av de kvadrerte feilleddene ved optimal tilpasning etter Hansen-rutinen

større når vi kun tillater trendskifte enn når vi tillater både trendskifte og nivåskifte. Dette skal isolert sett trekke i retning av at september er det riktige bruddtidspunktet. Mot dette mener vi at de predikerte priskurvene med brudd i februar 2017 bedre beskriver den faktiske prisutviklingen hele perioden sett under ett, noe vi tydelig ser av figur 15 og 16; trendvektene og utviklingen i residualene beveger seg i større grad i samme retning gjennom hele perioden enn det som er tilfellet for figur 12 og 13.

I Oslo markerer februar 2017 starten på prisedgangen som kom etter at forskriften ble innført. At reaksjonen kommer med en forsinkelse skyldes at bankene trolig begynte å praktisere forskriften nøyaktig i det den formelt ble innført – ikke før. Dette vet vi at gjelder Norges største og tredje største banker, henholdsvis DNB og Danske Bank¹⁰. Vi antar derfor at det i stor grad var slik også resten av bankene forholdt seg til innstramningene i forskriften. Med denne antakelsen til grunn vil boligkjøpere ha kunnet få finansieringsbevis i slutten av 2016 som de ikke ville ha fått i begynnelsen av 2017, og på grunn av finansieringsbevisenes varighet på 90 dager kan flere ha fått lån basert på de gamle reglene flere måneder inn i det nye året.

Totalt sett mener vi at februar 2017 er det beste bruddtidspunktet å bruke i DiD-modellen vår, fordi det trolig var i februar 2017 de reelle virkningene av den reviderte boliglånsforskriften med særkrav for Oslo begynte å gjøre seg gjeldende. Vi velger derfor februar 2017 som bruddtidspunkt i den endelige modellen vår.

¹⁰ Etter e-post korrespondanse med seksjonsleder for kvalitet og drift i DNB, Camilla Norum Buraas (den 19. november 2018) og Øystein Schmidt - Head of Press i Danske Bank (den 11. desember 2018)

6.4 Estimering av modellen og tolkning av resultatene

På bakgrunn av funnene presentert i kapittel 6.3 har vi estimert DiD-modellen vår med februar 2017 som bruddtidspunkt ($t_1 = \text{februar 2017}$). Modellen skissert i ligning (17) estimeres i STATA med robuste standardavvik. Resultatene vises i tabell 3

Tabell 3: Modell (17) estimert i STATA med brudd i februar 2017

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<i>Nivåforskjeller</i>		
Oslo	.2559	.0121***
Etter	.0359	.0084***
OsloEtter	-.0433	.0087***
<i>Måneder</i>		
2	.0019	.0029
3	.0078	.0027***
4	.0165	.0028***
5	.0154	.0027***
6	-.0028	.0027
7	-.0146	.0036***
8	-.0019	.0027
9	-.0095	.0028***
10	-.0171	.0029***
11	-.0180	.0030***
12	-.0239	.0040***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	.0091	.0002***
TidstrendOslo	.0029	.0002***
TidstrendEtter	-.0102	.0007***
TidstrendEtter_Oslo	-.0048	.0008***
<i>Boligkarakteristika</i>		
P-rom	.0096	.0001***
Soverom	.0415	.0016***
Selveier	.0620	.0013***
Overbakkeplan	.0421	.0014***
Boligalder	-.0010	.0001***

<i>Bydeler</i>		
Østensjø	-.2563	.0113***
Alna	-.3953	.0114***
Bjerke	-.2511	.0115***
Frogner	.1095	.0112***
Gamle Oslo	-.0839	.0112***
Grünerløkka	-.0291	.0111***
Grorud	-.4194	.0115***
Nordre Aker	-.0322	.0116***
Nordstrand	-.1855	.0115***
Sagene	-.0093	.0112
St. Haugen	.0616	.0112***
Søndre Nordstrand	-.5180	.0118***
Stovner	-.5197	.0118***
Ullern	-.0211	.0118*
Vestre Aker	-.0952	.0119***

Stjerner bak standardfeil angir om variabelen er statistisk signifikant på *=10%, **=5% og ***=1% - nivå.

Justert forklaringsgrad = 82,8%

Behandlingseffekten

Det er igjen DiD-estimatoren «OsloEtter» vi er aller mest interessert i. Denne interaksjonen mellom dummyene for Oslo og etter-perioden viser forskjellen mellom nivåforskjellen i kontrollgruppen og nivåforskjellen i Oslo, og plukker altså opp effekten av særreglene for Oslo i boliglånsforskriften av 1. januar 2017. Vi ser av tabell 2 at den estimerte behandlingseffekten nå er -4,3 prosent, og at den er statistisk signifikant på 1%- nivå. Dette betyr at prisene på leiligheter i Oslo i etter-perioden, altså februar 2017 – august 2018, har falt 4,3 prosent mer enn de ville ha gjort dersom særkravene for Oslo ikke hadde blitt innført. Dette fremstår for oss langt mer troverdig enn det estimatet vi fikk da vi estimerte modellen med brudd i september 2016.

Lokaliseringseffekten

Variabelen «Oslo» er en dummyvariabel som tar verdien 1 for observasjoner i Oslo, og 0 ellers. Den estimerte koeffisienten til «Oslo» forteller oss dermed hvor stor den gjennomsnittlige prisforskjellen mellom en leilighet lokalisert i Oslo og en leilighet i kontrollgruppen var ved inngangen til januar 2014. Vi ser av tabell 2 at den initiale prisforskjellen mellom Oslo og kontrollgruppen er 25,6 prosent, og at denne forskjellen er signifikant på 1%-nivå. At Oslo-boliger i snitt kostet om lag 26 prosent mer enn tilsvarende boliger i kontrollgruppen i 2014 gir for oss mening, og vi har ingen grunn til ikke å tro på dette estimatet.

Nivåforskjellene

Variabelen «Etter» er en dummyvariabel for alle salgene gjort i perioden etter bruddtidspunktet, februar 2017, og uttrykker dermed forskjellen i prisnivået i etter-perioden sammenlignet med før-perioden. Helt konkret forteller variabelen hvor stor prisforskjellen er mellom leiligheter solgt i kontrollgruppen i før-perioden og leiligheter solgt i kontrollgruppen i etter-perioden. Dette fordi forskjellen mellom kontrollgruppens nivåforskjell og Oslos nivåforskjell fanges opp av en egen variabel, nemlig DiD-estimatoren. Vi observerer at den estimerte nivåforskjellen mellom før- og etter-perioden for kontrollgruppen er 3,6 prosent og at estimatet er signifikant på 1%-nivå. Dette betyr at prisene i kontrollgruppen i gjennomsnitt er 3,6 prosent høyere i etter-perioden. Sett i lys av at prisene steg kontinuerlig gjennom hele før-perioden, er det ikke overraskende at prisene i kontrollgruppen var høyere i etter-perioden selv om de falt gjennom nesten hele 2017 (appendiks A1). Den tilsvarende nivåforskjellen for Oslo finner vi ved å legge sammen «OsloEtter» og «Etter». Gjør vi det, finner vi at denne nivåforskjellen er -0,7 prosent, og en F-test viser at den er signifikant på 1%-nivå. Dette betyr at prisene i Oslo i gjennomsnitt er 0,7 prosent lavere i etter-perioden enn i før-perioden. Forklaringen på dette ligger i at prisnivået i Oslo var svært høyt mot slutten av før-perioden, og at transaksjonsvolumet i denne perioden var høyt, kombinert med at prisene falt relativt kraftig gjennom 2017.

Trendeffektene

Vi ser av tabell 2 at alle variablene for trend, både i Oslo og i kontrollgruppen, er signifikante på 1%-nivået. Begge variablene for tidstrend før februar 2017 har positive fortegn, mens det

er motsatt for variablene for tidstrend etter at boliglånsforskriften begynte å påvirke prisene. Dette betyr at prisene steg i begge gruppene i før-perioden og at veksten i Oslo da var sterkere enn i kontrollgruppen. Videre betyr dette at prisveksten i begge gruppene var lavere i etter-perioden enn i før-perioden, og at prisveksten da var enda lavere i Oslo enn i kontrollgruppen.

Den månedlige prisveksten i kontrollgruppen før februar 2017 er uttrykt ved «Tidstrend». Den var 0,91 prosent, noe som betyr at den årlige prisveksten var 11,5 prosent. «TidstrendOslo» er interaksjonen mellom «Tidstrend» og «Oslo», og fanger dermed opp differansen mellom trendveksten i Oslo og trendveksten i kontrollgruppen i før-perioden. Denne forskjellen er her estimert til 0,29 prosentpoeng. Det betyr at prisene i Oslo steg med 0,29 prosentpoeng mer per måned enn prisene i kontrollgruppen i før-perioden. Legger vi sammen de estimerte koeffisientene for «Tidstrend» og «TidstrendOslo» finner vi at den månedlige prisveksten i Oslo i før-perioden er 1,21 prosent. Årlig utgjør dette en trendvekst på 15,5 prosent. Vi har gjort en F-test av Oslos trendvekst i før-perioden, hvor nullhypotesen er at veksten («Tidstrend» + «TidstrendOslo») er lik null. Testen resulterer i en sterk avvisning av nullhypotesen, og vi kan dermed si at trendveksten i Oslo er statistisk signifikant i før-perioden. Sammenligner vi vårt estimat for Oslos årlige trendvekst i perioden januar 2014 – januar 2017 med veksten i SSBs boligprisindeks for brukte borettslagsleiligheter i Oslo i samme periode, finner vi at veksten er tilnærmet lik; veksten i SSBs indeks er 15,75 prosent (SSB, 2018a).

Ved å legge sammen de estimerte koeffisientene for «Tidstrend» og «TidstrendEtter» finner vi at den månedlige prisveksten i kontrollgruppen i etter-perioden er -0,1 prosent. Årlig utgjør dette et fall på 1,2 prosent. Vi gjør igjen en F-test for å teste om kontrollgruppens trendvekst i etter-perioden er statistisk signifikant, og finner at den med en p-verdi på 0,14 ikke er det. Dette betyr at den gjennomsnittlige prisveksten på brukte leiligheter i kontrollgruppen i etter-perioden trolig har vært tilnærmet lik null.

Den månedlige prisveksten i Oslo i etter-perioden finner vi ved å legge sammen alle de estimerte trendkoeffisientene. Denne trendveksten er estimert til -0,29 prosent, hvilket utgjør en vekst på -3,4 prosent årlig. En F-test resulterer i at nullhypotesen om at denne veksten er lik null forkastes på 1%-nivå.

Tabell 4: Månedlig og årlig trendvekst i Oslo og Kontrollgruppen med brudd
i februar 2017

	Før-perioden		Etter-perioden	
	Månedlig	Årlig	Månedlig	Årlig
Kontrollgruppen	0,91 %	11,5 %	-0,10 %	-1,2 %
Oslo	1,21 %	15,5 %	-0,29 %	-3,4 %

De estimerte vekstratene presentert over og i tabell 3 stemmer godt overens med den observerte prisutviklingen i boligmarkedet. Perioden fra starten av 2014 til slutten av 2016 var karakterisert av sterk boligprisvekst, både i Oslo og kontrollgruppen – og i resten av landet for øvrig (Eiendom Norge, 2018a) & (SSB, 2018a). Vi vet også at boligprisene i Oslo flatet ut helt i starten av 2017, og at de siden falt betydelig gjennom 2017. I første halvdel av 2018 steg prisene i Oslo markant. Mye av prisetilveksten fra 2017 ble hentet inn, men på langt nær hele. Den samme historien kan i stor grad sies å gjelde kontrollgruppen, men den negative boligprisutviklingen i 2017 var ikke fullt så sterk her.

Resultatene våre viser (i) en sterkt positiv og signifikant vekst i før-perioden i begge gruppene, (ii) en negativ og signifikant Oslo-vekst i etter-perioden, og (iii) en svakt negativ og ikke-signifikant vekst i kontrollgruppen i etter-perioden. Funnene våre kan således sies å harmonere godt med tidligere publisert boligprisstatistikk.

Boligkarakteristika

Alle de fem boligkarakteristikaene vi har inkludert som forklaringsvariabler i modellen vår er statistisk signifikante på 1%-nivå, og med unntak av «Boligalder» er alle estimatene positive. Vi registrerer at boligstørrelse målt ved p-rom som forventet har en positiv påvirkning på boligprisene. Én ekstra kvadratmeter primærrom fører i gjennomsnitt til en prisøkning på ca. 1 prosent. Videre ser vi at ett ekstra soverom i gjennomsnittlig innebærer 4,1 prosent høyere salgspris. Hvorvidt en leilighet har eierformen andel eller selveier ser vi også at påvirker prisene. I følge våre estimater er en selveierleilighet 6,2 prosent mer verdt enn en andelsleilighet. Sammenhengen mellom boligens alder og oppnådd salgspris er som nevnt negativ; ett års elde betyr i snitt et verditap på 0,1 prosent. Det påpekes her at det etter alt å

dømme ikke eksisterer et lineært forhold mellom pris og boligalder. Effekten er trolig avtakende, slik at alderseffekten vil føre til et mye større prisfall per år for en ny bolig enn for en gammel bolig. Vi ser at leiligheter som befinner seg over bakkeplan, det vi si i andre etasje eller høyere, i snitt koster 4,2 prosent mer enn leiligheter i første etasje og i underetasjen.

Vi diskuterte i kapittel 3 hva slags effekter vi forventet at de fem inkluderte boligkarakteristikaene kom til å ha, og estimatene våre stemmer godt overens med forventningene våre fra da vi begynte arbeidet med oppgaven.

Sesongvariasjoner

Boligprisene varierer betydelig fra måned til måned. For eksempel er det slik at prisene har en tendens til å synke i måneder som juli og desember, hvor nordmenn i større grad enn ellers er opptatt av andre aktiviteter enn å kjøpe bolig på grunn av ferieavvikling og juleforberedelser. Slike sesongvariasjoner er det viktig å ta hensyn til, og vi har derfor inkludert månedsdummyer i modellen vår. Januar er base-måneden. All observert variasjon er derfor relativt til den månedlige utviklingen for januar. Vi ser at det også i modellen vår typisk er en negativ prisutvikling i månedene juli og desember. Juli-effekten er her estimert til -1,5 prosent, og desember-effekten til -2,4 prosent. Begge estimatene er signifikante. Ellers fanger ikke vår modell opp noen signifikante variasjoner i februar, juni eller august. Februar og august er måneder hvor prisene gjerne har en positiv utvikling, men dette viser altså ikke våre estimater. Noe av forklaringen på dette kan ligge i den spesielt svake prisutviklingen vi så i 2017. Dessuten er det ikke uventet at vi observerer sesongvariasjoner som ikke helt harmonerer med de «vanlige» månedseffektene, da vårt datasett strekker seg over en relativt kort periode. Ytterligere tolkning av månedseffektene finner vi derfor ikke hensiktsmessig. Vi konstaterer imidlertid at alle de estimerte månedseffektene har verdier som etter vår vurdering ligger innenfor det som kan forventes.

Bydelseffekter

Som forklart i kapittel 5 har vi laget dummyvariabler for alle bydelene i Oslo. I modellen vår er bydel Sentrum valgt som base. På samme måte som for månedseffektene er derfor all observert variasjon relativt til bydel Sentrum. Koeffisientene til alle bydelene bortsett fra Sagene og Ullern er signifikante på 1%-nivå, noe som bekrefter antakelsen om at prisene varierer betydelig fra bydel til bydel. Sagene er ikke signifikant overhodet, mens Ullern er signifikant på 10%-nivå. Dette forteller oss at prisnivået i disse bydelene er relativt likt som i

Sentrum. Vi ser ellers at leiligheter lokalisert i det som er kjent som attraktive bydeler, som for eksempel Frogner og St. Hanshaugen, har høyere priser, og at tradisjonelt mindre attraktive strøk, som for eksempel Stovner og Grorud, har vesentlig lavere priser.

Konstantleddet

Konstantleddet er den verdien modellen estimerer den avhengige variabelen til å være dersom alle de uavhengige variablene tar verdien null. I vårt tilfelle er konstantleddet 13,97, som tilsvarer ca. 1,2 millioner kroner. En leilighet på 0 kvadratmeter vil selvfølgelig være verdiløs, så konstantleddet her har egentlig ingen fornuftig tolkning. Rent teoretisk representerer dette leddet den modellpredikerte verdien av en hypotetisk andelsleilighet på 0 kvadratmeter uten soverom i kontrollgruppen i januar 2014, lokalisert i 1. etasje eller lavere.

Forklaringsgrad

Modellen har en justert forklaringsgrad på 82,8 prosent. Ordinær forklaringsgrad forteller hvor stor andel av variansen som forklares av modellen. Justert forklaringsgrad er en modifisert versjon av ordinær forklaringsgrad, og justerer for antallet forklaringsvariabler i modellen. Den justerte forklaringsgraden er følgelig alltid mindre enn den ordinære forklaringsgraden, men som oftest er forskjellen mellom disse to målene på modellens tilpasningsevne liten, med mindre man har mange forklaringsvariabler. Vi har valgt å se på den justerte forklaringsgraden fremfor den ordinære siden vi har ganske mange forklaringsvariabler, og fordi vi vil ha et så pålitelig og presist mål på modellens tilpasningsevne som mulig.

Det finnes ingen fasitsvar på hvor høy den justerte forklaringsgraden bør være, da dette i svært stor grad avhenger av hva man undersøker. I vårt tilfelle har vi et rikt datagrunnlag bestående av faktorer som vi vet at har mye å si for boligprisene, og vi bør derfor kunne forvente en relativt høy justert forklaringsgrad. Det er imidlertid ikke slik at dette i seg selv forteller så mye om kvaliteten på modellen vår. Hadde vi derimot observert en lav forklaringsgrad kunne dette vært en indikasjon på at noe var galt.

Vi ser at den justerte forklaringsgraden er marginalt lavere (0,828 vs. 0,830) når bruddtidspunktet settes til februar 2017 fremfor september 2016. Dette skyldes at et brudd i september 2016 gjør at summen av de kvadrerte avvikene minimeres. Grunnen til at bruddet settes på et annet tidspunkt enn det som gir best tilpasningsevne er, som vi har diskutert

tidligere, at bruddet i februar 2017 trolig er det tidspunktet effektene av den reviderte boliglånsforskriften med særkrav for Oslo begynte å materialisere seg.

6.5 Endring i DiD-estimatoren ved fjerning av måneder

Vi har tidligere drøftet markedets reaksjon på Finanstilsynets forslag til ny forskrift, og at DiD-estimatoren vår blir insignifikant dersom bruddet settes til september 2016. Det er knyttet usikkerhet til hvordan prisene i kontrollgruppen og i Oslo beveget seg i forhold til hverandre i kjølvannet av nyheten om de nært forestående innstramningene i boliglånsforskriften. Disse bevegelsene kan, dersom særkravene begynte å gjøre seg gjeldende på et tidligere tidspunkt enn vi har forutsatt, ha stor betydning for behandlingseffekten vi identifiserer med modellen vår. På bakgrunn av dette har vi valgt å teste robustheten til DiD-estimatoren vår ved å fjerne observasjoner fra datasettet og deretter gjøre nye regresjoner med brudd i februar.

Månedene vi gradvis fjerner fra datasettet vårt er september 2016 – januar 2017. Nettopp disse månedene har vi valgt på bakgrunn av funnene vi gjorde med Hansen-rutinen og i medieanalysen (appendiks A5). Verdiene til DiD-estimatoren ved stegvis fjerning av disse månedene er presentert i tabell 5, mens komplette regresjonsresultater finnes i appendiks A6.

Vi observerer ingen store utslag i DiD-estimatorens verdi – den holder seg relativt stabil i intervallet fra -4,3 % til -4,5 %. Dette forteller oss at modellen vår ikke fanger opp noen behandlingseffekt av betydning i disse månedene, hvilket er en ytterligere indikasjon på at behandlingseffekten faktisk begynte i februar 2017. Vi anser det dermed ikke nødvendig å fjerne noen observasjoner fra datasettet vårt.

Tabell 5: DiD-estimatoren ved fjerning av ulike månedskombinasjoner

Måneder fjernet (Før og etter årsskiftet 16-17)	DiD-estimator
Januar	-4.5 %
Desember – Januar	-4.5 %
November - Januar	-4.4 %
Oktober - Januar	-4.3 %
September - Januar	-4.4 %

6.6 Har særreglene gjort det lettere å etablere seg på boligmarkedet i Oslo?

Et av de uttalte målene med Oslo-reglene i boliglånsforskriften var at det skulle bli enklere for unge i etableringsfasen å komme seg inn på boligmarkedet (Regjeringen, 2018c). Tanken var at det økte egenkapitalkravet til kjøp av sekundærbolig skulle begrense spekulasjon og dermed redusere konkurransen i budrundene. Vi har i det følgende benyttet informasjon om boligkjøpernes alder fra datasettet vi har fått av Eiendomsverdi og sekundærboligstatistikken til Ambita og Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) for å undersøke hvorvidt forskriften har hatt ønsket effekt på dette området.

Om vi ser på de landsdekkende kravene i boliglånsforskriften, gjør disse det isolert sett vanskeligere for alle å få boliglån – og kanskje ekstra vanskelig for unge boligkjøpere i Oslo. Det er to grunner til at vi påstår dette. Den ene er at kravet om maksimal gjeldsgrad på fem ganger brutto årsinntekt trolig har størst effekt i Oslo, siden boligprisene her er høyere enn ellers i landet. Det vil dermed være behov for relativt store lån for å kjøpe bolig i Oslo. Den andre grunnen er at unge i etableringsfasen gjerne har relativt lave inntekter fordi de ikke har vært i arbeidslivet så lenge. Kombinasjonen av lave inntekter relativt til andre kjøpergrupper og høye priser gjør at gjeldsgraden vil måtte være høy for å få realisert et boligkjøp, og vi mener derfor at det er rimelig å anta at dette kravet er særlig begrensende for unge boligkjøpere i Oslo. At kravet om maksimal gjeldsgrad er et av de mest begrensende forskriftskravene i områder med høye boligpriser relativt til inntektsnivået bekreftes i Finanstilsynets boliglånsundersøkelse av 22. desember 2017. Her fremkommer det blant annet at en mye større andel av lånene i Oslo ligger tett oppunder maksimumsgrensen for gjeldsgrad enn i resten av landet (Finanstilsynet, 2017)

Særreglene for Oslo i boliglånsforskriften er innebærer altså at sekundærboligkjøpere må stille 40 prosent egenkapital, og at bankene bare kan vike fra kravene i forskriften i inntil 8 prosent av kvartalsvis utlånsvolum. Disse særreglene mener vi at trekker i hver sin retning når det kommer til førstegangskjøpernes muligheter på boligmarkedet i Oslo.

Det forhøyede egenkapitalkravet reduserer på den ene siden spekulantenes lånemuligheter, og i teorien vil dette bidra til at disse kjøperne blir mindre aktive i markedet. Redusert etterspørsel fra denne kjøpergruppen er positivt for førstegangskjøperne, og skal isolert sett gjøre det enklere å for unge å komme seg inn på boligmarkedet. På den annen side representerer den reduserte fravikskvoten en ytterligere begrensning for unge boligkjøpere i Oslo. Vårt inntrykk er at en relativt stor andel av bankenes unntak fra forskriften gjøres for unge boligkjøpere. Dette bekreftes av talspersoner for Norges to største banker, DNB og Nordea, i en NRK-artikkel publisert i vår (NRK, 2018), og understøttes ytterligere av Finanstilsynets boliglånsundersøkelse. Her kommer det frem at låntakere under 30 år utgjør gruppen med den desidert høyeste andelen lån som bryter med minst ett av kravene i forskriften (Finanstilsynet, 2017). På bakgrunn av at fleksibilitetskvoten – som tilsynelatende er viktig for at unge boligkjøpere i Oslo skal få et tilstrekkelig stort lån – reduseres, kan man argumentere for at dette gjør det betydelig vanskeligere for førstegangskjøperne i Oslo.

Basert på datagrunnlaget fra Eiendomsverdi har vi regnet ut gjennomsnittsalderen og medianalderen på boligkjøperne i Oslo og kontrollgruppen. Videre har vi kalkulert hvor stor andel av boligkjøperne som er under 30 år gamle, og gjennomsnittsstørrelsen på leilighetene kjøpt av denne gruppen. For Oslo har vi også informasjon om antall sekundærboliger. Denne statistikken er en telling av alle boliger (både nye og brukte), og hvor mange av disse som er tinglyst på privatpersoner som selv ikke er folkeregistrert på adressen.

Tabell 6: Snittalder, medianalder, andel kjøpere under 30 år og snittstørrelse for kjøpere under 30 år i Oslo

Oslo					
År	Alder (snitt)	Alder (median)	Andel under 30 år	P-rom U30	Andel sekundærboliger
2014	36.4	32	43.9 %	60.1	15.5 %
2015	36.5	32	44.1 %	59.9	15.6 %
2016	36.4	32	44.3 %	60.0	15.6 %
2017	36.6	32	42.8 %	58.7	15.9 %
2018	36.6	32	43.4 %	58.6	15.9 %

Kilde: Uttrekk fra Eiendomsverdis database og Sekundærboligstatistikken til Ambita og NEF

Tabell 7: Snittalder, medianalder, andel kjøpere under 30 år og snittstørrelse for kjøpere under 30 år i kontrollgruppen

Kontrollgruppen				
År	Alder (snitt)	Alder (median)	Andel under 30år	P-rom U30
2014	43.2	39	30.3 %	64.6
2015	43.2	39	32.3 %	66.0
2016	42.5	38	32.7 %	64.4
2017	42.7	38	30.8 %	63.8
2018	43.3	38	30.1 %	62.9

Kilde: Uttrekk fra Eiendomsverdis database

Av tabell 4 kan vi se at både gjennomsnittsalderen og medianalderen til kjøperne av brukte leiligheter i Oslo har holdt seg forbløffende stabil i perioden 2014 – 2018. At median- og gjennomsnittsalderen er tilnærmet identisk i alle tidsperiodene vi her presenterer kan være et tegn på at bankene utøver fleksibilitet i særlig stor grad ovenfor unge boligkjøpere. Basert utelukkende på dette, kan det tenkes at innstrammingene i boliglånsforskriften den 1. januar 2017 ikke rammer de unge i etableringsfasen noe særlig hardere enn de rammer andre aktører i boligmarkedet. Det kan samtidig diskuteres om median- eller gjennomsnittsalder egentlig forteller oss noe særlig om hvor vanskelig det er å etablere seg på boligmarkedet i Oslo. Dette er størrelser som i teorien kan holde seg stabile selv om det skjer betydelige endringer i kjøpernes alder. Andelen boligkjøpere under 30 år kan derfor være et mer presist mål på de unges muligheter i boligmarkedet. Også denne størrelsen viser forholdsvis liten variasjon i den aktuelle tidsperioden. I årene 2014-2016 lå den på om lag 44 prosent, før den falt noe gjennom 2017 til 42,8 prosent og deretter steg til 43,4 prosent i 2018 (basert på årets åtte første måneder). Dette kan indikere at det ble litt vanskeligere for unge enn for eldre kjøpergrupper å finansiere boligkjøp i 2017 på grunn av forskriften, men at dette forholdet i løpet av de første 8 månedene av 2018 bedret seg noe. Totalt sett ser det ut til at boliglånsforskriften har gjort det vanskeligere for unge å etablere seg på boligmarkedet.

Effektene av særkravene for Oslo på de unges muligheter i boligmarkedet har vi ikke belyst enda. For å gjøre dette undersøker vi også utviklingen i alderen på boligkjøperne i kontrollgruppen. Vi vil også her benytte et DiD-tankesett, hvor vi antar at utviklingen i kontrollgruppen er et godt anslag på hvordan utviklingen i Oslo ville vært dersom særreglene for Oslo ikke hadde blitt innført.

I tabell 5 kan vi se at median- og gjennomsnittsalderen viser noe større variasjon i kontrollgruppen enn i Oslo, men at disse verdiene likevel er relativt stabile også her. Vi observerer at utviklingen i andelen boligkjøpere under 30 år faller fra 32,7 prosent i 2016, til 30,8 prosent i 2017. I 2018 faller den ytterligere til 30,1 prosent. Forutsetter vi at dette er et noenlunde fornuftig estimat på utviklingen vi ville sett i Oslo dersom særreglene ikke var et faktum, ser vi at andelen boligkjøpere under 30 år i Oslo har falt mindre i tiden etter innføringen av forskriften enn den ellers ville ha gjort. Det betyr med andre ord at man kan argumentere for at særreglene i Oslo isolert sett har gjort det enklere for unge å etablere seg i boligmarkedet i Oslo. Det ser ut til at den reduserte fleksibilitetskvoten har hatt en viss negativ effekt på etablerernes lånemuligheter, men at det økte egenkapitalkravet ved kjøp av sekundærbolig har gjort det enklere for de unge å komme inn på boligmarkedet. På bakgrunn av analysen over konstaterer vi at den sistnevnte effekten dominerer den førstnevnte.

Av tabell 4 og 5 ser vi videre at unge kjøper stadig mindre boliger. Etter innføringen av boliglånsforskriften er trenden klart nedadgående både i Oslo og kontrollgruppen. Dette er trolig et resultat av økte boligpriser kombinert med at bankene har blitt mer restriktive i etterkant av forskriftsinnføringen, og at de unge derfor må nøye seg med mindre og rimeligere boliger.

Når det kommer til utviklingen i andelen sekundærboliger ser vi av tabell 4 at denne faktisk stiger noe i perioden etter innføringen av forskriften. Dette kan virke noe overraskende, da man skulle tro at det økte egenkapitalkravet ved kjøp av sekundærbolig ville føre til at færre «hobbyinvestorer» fikk mulighet til å investere i sekundærbolig, og at dette ville redusere andelen sekundærboliger i Oslo. Det kan imidlertid tenkes at mange sekundærboligeiere avventer salg i et fallende marked, og at en betydelig andel av boligspekulantene trolig har finansielle muskler til å møte bankenes forhøyede egenkapitalkrav – og dermed benytter nedgangen til å kjøpe rabatterte utleieboliger. Forklaringen på økningen i andelen sekundærboliger i Oslo kan altså ligge i kombinasjonen av at færre spekulanter selger, og at mange fortsetter å kjøpe.

Selv om andelen sekundærboliger i Oslo har økt i etterkant av forskriftsinnføringen, betyr ikke dette at egenkapitalkravet som er rettet mot sekundærboligkjøperne ikke har hatt effekt.

Når markedsaktørene vet at bankenes utlånspraksis overfor sekundærboligkjøpere i Oslo har blitt kraftig skjerpet, er det ikke urimelig å anta markedet forventer en reaksjon på dette. Dette

kan medføre at kjøperne, både av primær- og sekundærboliger, forventer mindre opphetede budrunder og lavere priser, og dermed kan dette bli en selvoppfyllende profeti.

Videre er sekundærboligkjøperne gjerne investorer med lavere risikoaversjon og mer markedserfaring enn kjøperne av primærboliger. I lys av dette er det ikke svært overraskende at vi observerer en økning i andelen sekundærboliger i et fallende marked preget av usikkerhet.

6.7 Svakheter ved modellen

Vi vil i det følgende diskutere forhold som kan svekke troverdigheten til våre estimater. Det er i hovedsak to mulige svakheter ved modellen vi har konstruert – spillover-effekter og forskjellig effekt av den landsdekkende boliglånsforskriften på prisene i Oslo og prisene i kontrollgruppen.

Spillover-effekter

Det er naturlig at noen boligkjøpere vil ha sett til kommuner i kontrollgruppen istedenfor å kjøpe bolig i Oslo som en direkte følge av boliglånsforskriftens særregler. Både sekundærboligkjøpere som ikke klarer å stille nok egenkapital og primærboligkjøpere som rammes av den senkede fleksibilitetskvoten vil kunne tenkes å lete etter sin neste leilighet i områder rett utenfor Oslo, da prisene er lavere i kommunene som ligger rundt Oslo. Hvorvidt en boligkjøper hvis førstevalg er Oslo er villig til å kjøpe bolig utenfor Oslo eller ikke, kan være av stor praktisk betydning for modellen vår. Dersom noen boligkjøpere velger å kjøpe leilighet i en av kommunene i kontrollgruppen istedenfor i Oslo på grunn av en av særreglene i forskriften, vil det nemlig foreligge såkalte spillover-effekter. Det betyr at noe av etterspørselen i Oslo flytter seg til kontrollgruppen på grunn av behandlingen Oslo får gjennom særkravene. Dette vil isolert sett påvirke prisene i Oslo negativt og prisene i kontrollgruppen positivt – noe som betyr at behandlingseffekten vi identifiserer med modellen vår vil estimeres til å være større enn den egentlig er. Spillover-effekter er som beskrevet i kapittel 4 et brudd på en viktig forutsetning for difference-in-difference estimering. I og med at vi ikke har mulighet til å identifisere hvilke boligsalg dette eventuelt gjelder, kan vi ikke kontrollere for spillover-effekter i modellen vår slik den er konstruert. Det er mulig å korrigere for spillover-effekter, men dette ligger utenfor denne oppgavens omfang.

Det er høyst sannsynlig at det her foreligger spillover-effekter, og følgelig er det grunn til å tro at den estimerte behandlingseffekten på omtrent -4,3 prosent i realiteten er mindre negativ. Behandlingseffekten vi har identifisert med modellen vår bør følgelig tolkes med en viss forsiktighet. Vi er imidlertid av den oppfatning at det ikke er grunn til å tro at denne smitteeffekten er så stor at den endrer hovedfunnet vårt – nemlig at særreglene i boliglånsforskriften har hatt en prisdempende effekt i Oslo.

Ulik effekt av den landsdekkende boliglånsforskriften

I Norges Bank sin rapport «Analyser av effekter av boliglånsforskriften» er statistikk for boligpriser, boligtransaksjoner og gjeld i 2017, samt ligningstall for 2013-2015 benyttet (Borchgrevink & Torstensen, 2018). I rapporten kommer det frem at det er flere som har høy gjeldsgrad i byene, og at Oslo er blant områdene som har høyest andel boligkjøpere med gjeldsgrad over fem. Gjeldsgradskravet i den landsdekkende boliglånsforskriften kan følgelig ha hatt sterkere effekt i Oslo enn i kontrollgruppen, der andelen boligkjøpere med gjeldsgrad over fem ikke er like stor. Det påpekes her at ligningstallene som danner grunnlaget for beregning av boligkjøpernes gjeldsgrad er fra perioden 2013-2015, og at det kan ha skjedd endringer i andelen boligkjøpere med gjeldsgrad over fem siden den gang. Tatt i betraktning den sterke utviklingen i boligprisene i Oslo og i kontrollgruppen fra 2014-2016 og det faktum at prisene i Oslo har steget mer enn i kontrollgruppen i denne perioden, er det rimelig å anta at andelen boligkjøpere med gjeldsgrad over fem har vokst mer i Oslo enn i kontrollgruppen. Dette tilsier at kravet om maksimal gjeldsgrad på fem vil ha hatt større negativ effekt på boligprisene i Oslo enn i kontrollgruppen. Om dette er tilfellet, vil det bryte med en av forutsetningene bak DiD-estimering som sier at prisdrivende faktorer som nettopp slike politikkendringer ikke kan påvirke den avhengige variabelen forskjellig i kontrollgruppen og behandlingsgruppen.

På bakgrunn av diskusjonen over vurderer vi det slik at den landsdekkende boliglånsforskriftens krav om en maksimal gjeldsgrad på fem ganger brutto inntekt trolig har påvirket boligprisene i Oslo og kontrollgruppen ulikt. Dette taler for at den reelle behandlingseffekten er mindre negativ enn det vi estimerer den til å være med modellen vår. Ettersom estimatet vårt på behandlingseffekten er så stort som -4,3 prosent mener vi at heller ikke denne svakheten er nok til å hevde at særreglene i boliglånsforskriften ikke har hatt en prisdempende effekt i Oslo.

Ulik effekt av andre prisdrivende faktorer i Oslo og kontrollgruppen

Det kan argumenteres for at rentefølsomheten er høyere i Oslo enn i kontrollgruppen på grunn av de spesielt høye boligprisene i Oslo, og den høye andelen boligkjøpere med høy gjeldsgrad (Borchgrevink & Torstensen, 2018). På den ene siden har ikke Norges Bank endret styringsrenten i «etter-perioden» vi definerte tidligere i oppgaven. På den andre siden er det rimelig å gå ut fra at medieoppslag og uttalelser fra Norges Bank der det varsles om et økt rentenivå har ført til at boligkjøpernes forventninger til fremtidig rentenivå har blitt påvirket. Dersom rentefølsomheten i Oslo faktisk er sterkere enn i kontrollgruppen kan det tenkes at deler av det vi har identifisert som behandlingseffekten også fanger opp en Oslo-spesifikk renteeffekt. Dette vil kunne tale for at effekten vi har identifisert er noe overdrevet.

7. Konklusjon

Hovedformålet med denne utredningen har vært å belyse hvordan særkravene for Oslo i den reviderte boliglånsforskriften av 1. januar 2017 har påvirket markedet for brukte leiligheter i Oslo. Tilnærmingen til problemstillingen har vært en kontrafaktisk analyse av prisutviklingen i Oslo der utvalgte tilstøtende kommuner er benyttet som kontrollgruppe. Vi har også forsøkt å si noe om hvorvidt særkravene har gjort det lettere for unge boligkjøpere å etablere seg på boligmarkedet i Oslo.

Vi finner at den reviderte boliglånsforskriften begynte å påvirke prisene i februar 2017, én måned etter at den formelt ble innført. Effekten av særkravene i perioden februar 2017 – august 2018 estimeres til -4,3 prosent, hvilket betyr at prisene på brukte leiligheter i Oslo i denne perioden har falt 4,3 prosent mer enn de ville gjort i fravær av særkravene.

Det understrekes at troverdigheten til dette estimatet svekkes av potensialet for spillover-effekter og at prisdrivende faktorer kan ha påvirket prisene i Oslo og kontrollgruppen ulikt. Særlig det landsdekkende kravet i boliglånsforskriften om en gjeldsgrad på maksimalt fem ganger brutto inntekt vurderer vi at har påvirket prisene i Oslo og kontrollgruppen i forskjellig grad. Svakheterne vi har diskutert trekker alle i samme retning – de kan overdrive den prisdpende effekten av særkravene i boliglånsforskriften vi finner ved estimering av modellen vår. Vår samlede vurdering er likevel at disse effektene ikke er så store at de endrer hovedfunnet vårt radikalt.

Vi konkluderer med at særkravene i Oslo har hatt en moderat og signifikant negativ effekt på prisutviklingen på brukte leiligheter i Oslo. Dette er i tråd med hovedhypotesen vi formulerte i kapittel 2. På grunn av risikoen for tilstedeværelsen av spillover-effekter og at prisdrivende faktorer kan ha påvirket kontrollgruppen og behandlingsgruppen ulikt, konkluderer vi med at behandlingseffekten er noe mindre negativ enn -4,3 prosent.

Hva gjelder spørsmålet om særkravene har gjort det enklere for unge å etablere seg på boligmarkedet i Oslo, finner vi at andelen boligkjøpere i Oslo under 30 år har gått ned etter innføringen av boliglånsforskriften. Samtidig har andelen sekundærboliger gått opp. Ved å anta at effektene av de landsdekkende kravene på de unge sine muligheter i boligmarkedet gjenspeiles i utviklingen i andelen boligkjøpere under 30 år i kontrollgruppen, finner vi imidlertid at særkravene har hatt en positiv effekt på de unges muligheter i boligmarkedet. Vi

konkluderer derfor med at boliglånsforskriftens særkrav har hatt ønsket effekt når det kommer til å gjøre det enklere for unge boligkjøpere å etablere seg på boligmarkedet i Oslo.

8. Litteraturliste

- Abadie, A. (2005). Semiparametric Difference-in-Differences Estimators. *Review of Economic Studies - Harvard University and NBER*, 1-2.
- Angrist, J., & Pischke, J.-S. (2015). *Mastering 'Metrics*. Princeton: Princeton University Press.
- Bane Nor. (n.d.). Retrieved from <https://www.banenor.no/Prosjekter/prosjekter/ringeriksbanenoge16/>
- Bhuller, M. S. (2009). Inndeling av Norge i arbeidsmarkedsregioner. *SSB, Notater. Forskningsavdelingen/Gruppe for offentlig økonomi*.
- Borchgrevink, H., & Torstensen, K. N. (2018). *Analyser av effekter av boliglånsforskriften*. Norges Bank.
- Cappelen, A. (2018, juni 19). Professor: Boligkjøpernes ulogiske adferd presser boligprisene opp. (Ø. Tvetter, Intervjuer)
- Chan, K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics* 21, 520-533.
- Dagens Næringsliv. (2018, 11 2). – *Spekulerer veldig på hva som skal skje med boligprisene*. Hentet fra Dagens Næringsliv: <https://www.dn.no/eiendom/boligmarkedet/boligpriser/forskning/-spekulerer-veldig-pa-hva-som-skal-skje-med-boligprisene/2-1-464601>
- Danmarks Statistik. (2018). *Unge og ældre bor til leje* . Retrieved from <https://www.dst.dk/da/Statistik/nyt/NytHtml?cid=26779>
- Davies, R. B. (1977). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 247-254.
- Davies, R. B. (1987). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika* 74, 33-43.
- Eiendom Norge. (2015). *Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk - Januar 2015*. Eiendom Norge, Finn.no og Eiendomsverdi.

-
- Eiendom Norge. (2018a). *Eiendom Norges boligprisstatistikk: Desember 2017*. Eiendom Norge.
- Eiendom Norge. (2018b). *Boligprisutvikling i Norge etter beregning av boligprisindeks*. Retrieved from <http://eiendommnorge.no/boligprisstatistikken/>
- Eiendom Norge. (2018b, oktober 20). *Den norske boligmodellen*. Retrieved from Eiendom Norge: <http://eiendommnorge.no/hovedsaker/den-norske-boligmodellen/>
- Eiendom Norge. (2018c). *Den norske boligmodellen*. Retrieved from <http://eiendommnorge.no/hovedsaker/den-norske-boligmodellen/>
- Eiendom Norge. (2018d). *Årsrapport 2017*. Oslo: Eiendom Norge.
- Finanstilsynet. (2010, mars 3). Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål.
- Finanstilsynet. (2011, desember 1). *Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål*. Retrieved from Finanstilsynet: https://www.finanstilsynet.no/contentassets/750cce039e454dad80051989ecb0c8fe/ru ndskriv_29_2011.pdf
- Finanstilsynet. (2015, Mars 17). *Finanstilsynet foreslår å forskriftsfeste krav til utlånspraksis for boliglån*. Hentet fra <https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2015/finanstilsynet-foreslar-a-forskriftsfeste-krav-til-utlanspraksis-for-boliglan/>
- Finanstilsynet. (2016, September 8). Vurdering av forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig og husholdningenes. Finanstilsynet.
- Finanstilsynet. (2017). *Boliglånsundersøkelsen*. Finanstilsynet.
- Finanstilsynet. (2018, Februar 28). *Finanstilsynet foreslår ny boliglånsforskrift fra 1. juli 2018*. Retrieved from <https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2018/finanstilsynet-foreslar-ny-boliglansforskrift-fra-1.-juli-2018/>
- Finstad, B.-P., & Poulsen, T. (2018, Desember 19). Fellesgjeld - til glede eller besvær?

-
- Forbrukerrådet. (2014, August 1). *Bransjenorm for markedsføring av bolig*. Hentet fra Forbrukerrådet: https://www.forbrukerradet.no/wp-content/uploads/2015/10/Bransjenorm-oppdaterert-versjon-2014.pdf?fbclid=IwAR3a0Lxp1bso6ohPA9WymFIDJ808ZAJTz8mtRG_TJ3DqECegtqTthj8yrlg
- Gulbrandsen, L. (2016). Nordmenns gjeld og formue høsten 2015. *NOVA notat 3/2016*, 29-31.
- Haglund, A. (2018, April 24). *SSB.no*. Hentet fra Største boligvekst på tolv år: <https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/artikler-og-publikasjoner/storste-boligvekst-pa-tolv-ar>
- Hansen, B. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Biometrika* 64, 413-430.
- Hansen, B. (1999). *Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference*. Boston: Boston College.
- Helljesen, V. (2009, januar 2). *Boligprisene falt kraftig*. Retrieved from NRK: <https://www.nrk.no/okonomi/boligprisene-falt-kraftig-1.6382031>
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. (2004, April). Hva driver boligprisene? *Penger og kreditt*.
- Jansen, E. S. (2011, Desember 5). Hva driver utviklingen i boligprisene? *Samfunnsspeilet* 2011/5-6.
- Jayachandran, S., Lleras-Muney, A., & Smith, K. V. (2009). Modern medicine and the 20th century decline in mortality. *National Bureau of Economic Research*, 16-19.
- Jensen, S. (2018a, Januar). *Regjeringen.no*. Retrieved from Hvordan sikre finansiell stabilitet: Tale på Valutaseminaret 2018: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/stabiliseringspolitikk-og-utfordringer-knyttet-til-finansiell-stabilitet/id2588200/>
- Jensen, S. (2018b, Mars). *Regjeringen.no*. Retrieved from Boligmarkedet og boliglånsforskriften: Tale av finansminister Siv Jensen på Eiendom Norge konferansen

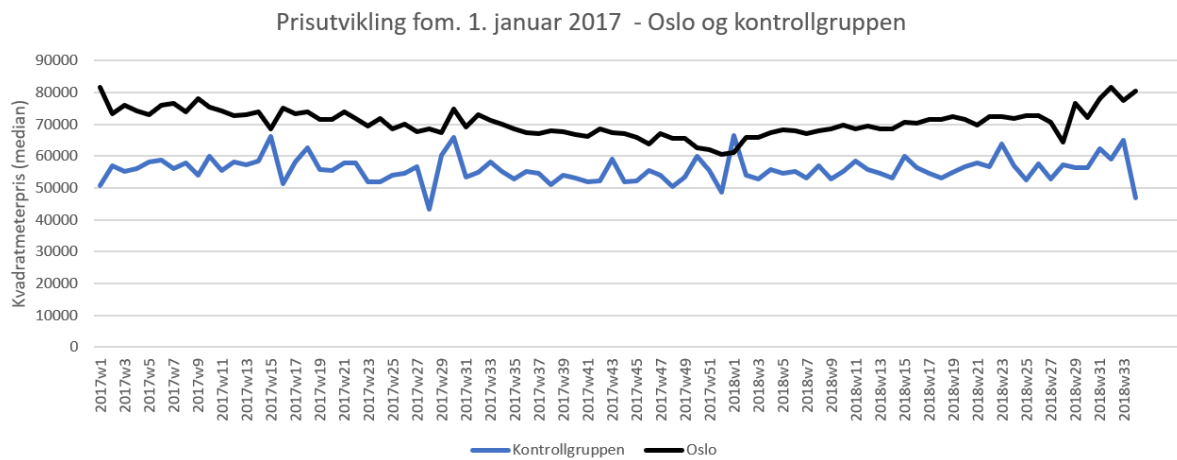
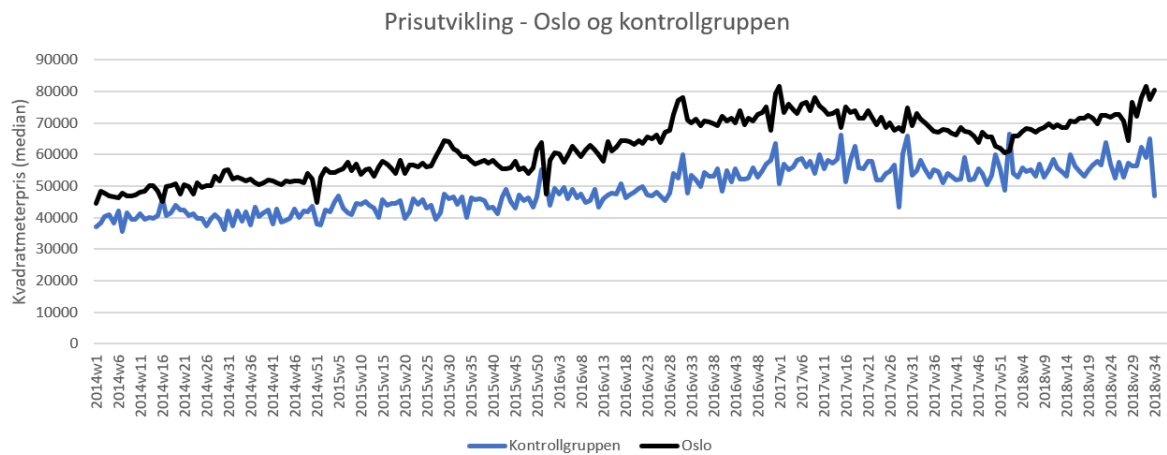
-
- 2018: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/boligmarkedet-og-boliglansforskriften/id2593950/>
- Jorda, O., Schularick, M., & Taylor, A. (2013). *When Credit Bites Back*. Journal of Money, Credit and Banking.
- Knutsen, S. (2007, Mai). *Forskning.no*. Retrieved from Oppskriften på en finanskriser, av Audun Farbrot - refererer til avhandlingen Staten og kapitalen i det 20. århundre - Regulering, kriser og endring i det norske finanssystemet 1900-2005.: <https://forskning.no/samfunn-handelshoyskolen-bi-historie/oppskriften-pa-en-finanskriser/994271>
- Krohn, M. R., & Aaen, S. C. (2008, juni). Fellesgjelds betydning ved kjøp av leilighet. Bergen: NHH.
- Larsen, E. R., & Sommervoll, D. (2004, April 29). Hva bestemmer boligprisene? *Samfunnsspeilet*, 2004/2.
- Lovdata. (2018, januar 1). *Lov om eiendomsmegling (eiendomsmeglingsloven)* . Hentet fra Lovdata: https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2007-06-29-73/KAPITTEL_3?fbclid=IwAR2KXDqDYDGzbc-zcOIZqe-0mMq_sw-hH_pz-8IMGL7fTEBmxm2ydTNyvuc#KAPITTEL_3
- Mora, R., & Reggio, I. (2012). Treatment Effect Identification Using Alternative Parallel Assumptions. *Working Paper 12-33, Economic Series (48)*, 1-3.
- NEF. (2018). *Økning i sekundærboliger i Oslo første kvartal 2018*. Retrieved from <https://www.nef.no/nyheter/okning-sekundaerboliger-oslo-1-kvartal-2018/>
- Norges Bank. (2018, Februar). *Vurdering av boliglånsforskriften*. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/Publisert/Brev-og-uttalelser/2018/18-02-09-brev/>
- NRK. (2018, April 16). *NRK.no*. Retrieved from <https://www.nrk.no/norge/slik-skal-venstretvinge-bankene-til-a-gi-flere-unge-lan-1.14008502>
- OBOS. (2014). *OBOS boligprisstatistikk januar 2014*.
- OBOS. (2018). *OBOS boligprisstatistikk august 2018*.

-
- Regjeringen. (2015, 6 15). *Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/forskrift-om-krav-til-nye-utlan-med-pant-i-bolig/id2417408/>
- Regjeringen. (2016, September 8). *Boliglånsforskriften sendes på høring*. Retrieved from <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/boliglansforskriften-sendes-pa-horing/id2510777/>
- Regjeringen. (2018a, juni 19). *Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (boliglånsforskriften)*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringen-videreforer-boliglansforskriften/id2604844/>
- Regjeringen. (2018b, november 2). *Nytt senter for boligmarkedsforskning*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/nytt-senter-for-boligmarkedsforskning/id2617890/>
- Regjeringen. (2018c, Desember 14). *Regjeringen.no: Pressemelding nr. 60/2016 - Fastsetter ny boliglånsforskrift*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/fastsetter-ny-boliglansforskrift/id2523967/>
- Regjeringen. (2018d, Juni 19). *Regjeringen.no*. Retrieved from Pressemelding Nr: 23/2018: Regjeringen viderefører boliglånsforskriften: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringen-videreforer-boliglansforskriften/id2604844/>
- Reinhart, C., & Rogoff, K. S. (2008). Is the 2007 US Sub-Prime Financial Crisis So different? An International Historical Comparison. *American Economic Review*, 339-344.
- SSB. (2013, Desember). *Samfunnsspeilet 5/2013*.
- SSB. (2017, september 13). *Stort flertall eier boligen*. Retrieved from <https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/artikler-og-publikasjoner/stort-flertall-eier-boligen>

-
- SSB. (2018a, November 7). *Tabell 07221: Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region.* Hentet fra Prisindeks for brukte boliger: <https://www.ssb.no/statbank/table/07221/>
- SSB. (2018b, November). *Konsumprisindeksen.* Hentet fra Tabell 03013: Konsumprisindeksen: <https://www.ssb.no/statbank/table/03013/>
- SSB. (2018c, November). *Finansielle sektorregnskaper. Husholdningenes finansregnskap. Hovedstørrelser.* Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/statistikker/finsek/kvartal>
- SSB. (2018d, Februar). *Arbeid og lønn.* Hentet fra Lønn: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/lonnansatt/aar>
- SSB. (2018e, Mars). *SSB.no.* Retrieved from 14 prosent av befolkningen er innvandrere: <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/14-prosent-av-befolkningen-er-innvandrere>
- Winsnes, E. (2013, desember 2). *Derfor faller boligprisene.* Retrieved from Aftenposten: <https://www.aftenposten.no/okonomi/i/ngpOd/Derfor-faller-boligprisene>
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach 5th edition.* South-Western, Cengage Learning.

Appendiks

A1 Prisutvikling



A2 Test av felles pre-trend, komplett regresjonsresultat

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<i>Nivåforskjell</i>		
Oslo	0,2619	0,0178***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0,0074	0,0002***
TidstrendOslo	0,0028	0,0002***
<i>Måneder</i>		
2	0,0030	0,0037
3	0,0070	0,0036**
4	0,0200	0,0036***
5	0,0174	0,0035***
6	0,0068	0,0035
7	0,0047	0,0049
8	0,0008	0,0039
9	0,0062	0,0038
10	0,0120	0,0039***
11	0,0157	0,0041***
12	0,0223	0,0057***
<i>Boligkarakteristika</i>		
P-rom	0,0097	0,0001***
Soverom	0,0410	0,0015***
Selveier	0,0611	0,0018***
Overbakkeplan	0,0441	0,0018***
Boligalder	0,0011	0,0000***
<i>Bydeler</i>		
Østensjø	0,2541	0,0176***
Alna	0,3976	0,0177***
Bjerke	0,2556	0,0178***
Frogner	0,1099	0,0174***
Gamle Oslo	0,0969	0,0174***
Grünerrløkka	0,4214	0,0179***
Grorud	0,0350	0,0174**
Nordre Aker	0,0349	0,0178**
Nordstrand	0,1820	0,0177***
Sagene	0,0169	0,0174
St, Haugen	0,0570	0,0174***
Søndre Nordstrand	0,5149	0,0182***
Stovner	0,5250	0,0183***
Ullern	0,0225	0,0178
Vestre Aker	-0,0903	0,0179***

A3 Komplet regresjonsresultat dersom bruddet settes til september

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<u><i>Nivåforskjeller</i></u>		
Oslo	0.2564	0.0121***
Etter	0.1045	0.0080***
EtterOslo	0.0016	0.0083
<u><i>Trendvariabler</i></u>		
Tidstrend	0.0077	0.0003***
TidstrendOslo	0.0029	0.0003***
TidstrendEtter	-0.0078	0.0006***
TidstrendEtter_Oslo	-0.0061	0.0006***
<u><i>Måneder</i></u>		
2	0.0066	0.0028**
3	0.0124	0.0027***
4	0.0240	0.0027***
5	0.0226	0.0026***
6	0.0055	0.0027**
7	-0.0073	0.0036**
8	0.0092	0.0028***
9	-0.0226	0.0028***
10	-0.0254	0.0029***
11	-0.0230	0.0029***
12	-0.0236	0.0039**
<u><i>Boligkarakteristika</i></u>		
P-rom	0.0096	0.0001***
Soverom	0.0413	0.0016***
Selveier	0.0620	0.0013***
Overbakkeplan	0.0423	0.0014***
Boligalder	-0.0010	0.0001***
<u><i>Bydeler</i></u>		
Østensjø	-0.2570	0.0111***
Alna	-0.3957	0.0113***
Bjerke	-0.2521	0.0114***
Frogner	0.1085	0.0110***
Gamle Oslo	-0.0842	0.0110***
Grünerløkka	-0.4210	0.0114***
Grorud	-0.0297	0.0110***
Nordre Aker	-0.0328	0.0114***
Nordstrand	-0.1867	0.0114***
Sagene	-0.0102	0.0110
St. Haugen	0.0608	0.0110***
Søndre Nordstrand	-0.5213	0.0117***
Stovner	-0.5191	0.0116***
Ullern	-0.0223	0.0117*
Vestre Aker	-0.0964	0.0117***

A4 Alle utregninger for Hansen-rutinen uten nivåskifte i bruddet

Oslo

Estimering av ligning (9) 48 ganger, med 48 forskjellige bruddtidspunkter, viser at det bruddtidspunktet som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene (SSR) er januar 2017.

Vi benytter et signifikansnivå på 5 prosent, og får en kritisk verdi på omtrent 7,35

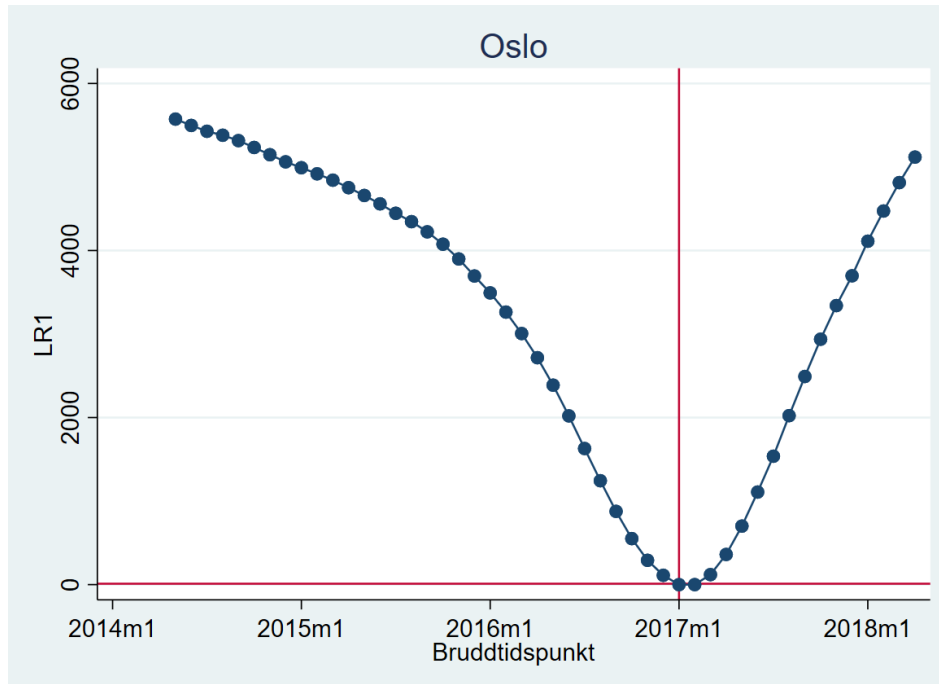
$$c(\alpha) = -2\log[1 - \sqrt{(1 - 0,05)}] = 7,352$$

Ved å bruke ligning (12) finner vi at F_1 -verdien er

$$F_1 = \frac{(1557,84 - 1420,36)}{\left[\frac{1420,36}{60147}\right]} = 5822$$

Likelihood-ratio-testen resulterer i en sterk avvisning av nullhypotesen, og vi konkluderer med at bruddet i januar 2017 er statistisk signifikant.

I siste del av Hansen-rutinen tester vi om januar 2016 er en konsistent estimator for det sanne bruddtidspunktet. Vi bruker ligning (14) og regner ut LR_1 -verdien for alle tidspunktene i leteområdet, som vi så plotter mot t^* . Til slutt legger vi på en horisontal linje som markerer den kritiske verdien 7,35. Verdier av LR_1 under denne verdien danner et 95 % konfidensintervall.



LR1 for ulike bruddtidspunkter, Oslo

Av figuren over ser vi at bruddtidspunktet for Oslo med 95 prosent sannsynlighet ligger i januar eller februar 2017 dersom det ikke tillattes for nivåskiftet i bruddet.

Kontrollgruppen

Estimering av ligning (10) 48 ganger, med 48 forskjellige bruddtidspunkter, viser at det bruddtidspunktet som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene (SSR) er april 2017.

Vi benytter et signifikansnivå på 5 prosent, og får en kritisk verdi på omtrent 7,35

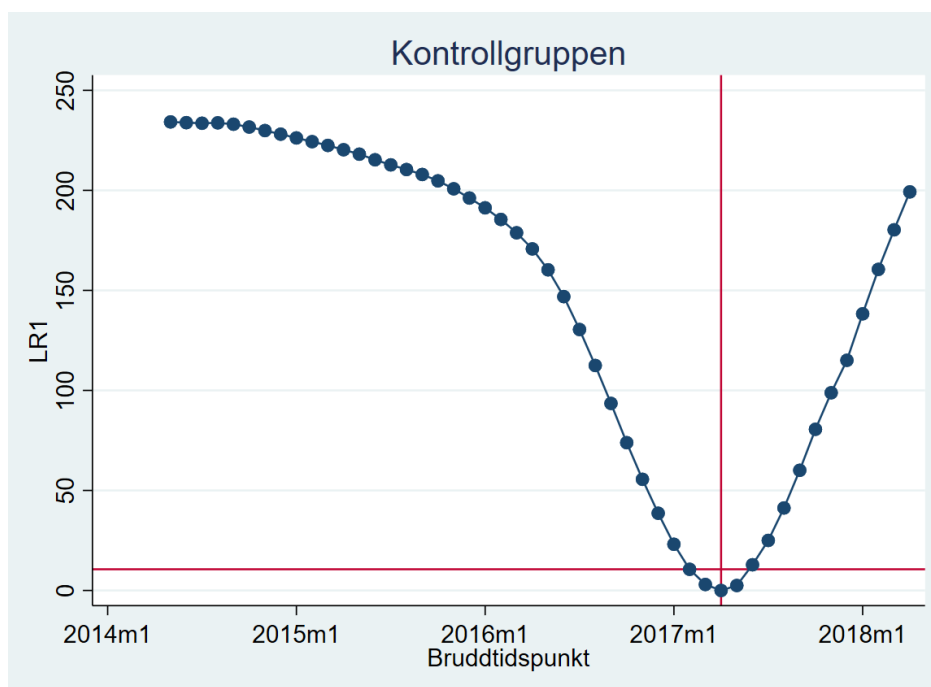
$$c(\alpha) = -2\log[1 - \sqrt{(1 - 0,05)}] = 7,352$$

Vi får følgende verdi for F_1

$$F_1 = \frac{509,78 - 499,18}{\left[\frac{499,18}{11299} \right]} = 234$$

Likelihood-ratio-testen resulterer også her i en sterk avvisning av nullhypotesen, da F_1 overstiger den kritiske verdien på 7,35 med svært god margin. Vi konkluderer derfor med at det skjer et signifikant brudd i leilighetsprisene i kontrollgruppen i april 2017.

Igen tester vi om bruddtidspunktet vi har funnet er en konsistent estimator for det sanne bruddtidspunktet. Vi benytter igjen ligning (14) og plotter LR_1 -verdiene for hvert mulig bruddtidspunkt mot t^* .



LR1 for ulike bruddtidspunkter, Kontrollgruppen

Av figuren over ser vi at kontrollgruppen har et bredere konfidensintervall enn Oslo. Vi registrerer at det sanne bruddtidspunktet i kontrollgruppen med 95 prosent sannsynlighet ligger i intervallet februar – mai 2017.

A5 Medieanalyse

I juni 2016 ba Finansdepartementet per brev om at Finanstilsynet skulle vurdere veksten i boligprisene og gjeldsopptaket til norske husholdninger, i tillegg til å analysere effektene av den gamle boliglånsforskriften innført 30. juni 2015. Finanstilsynet ble i samme brev bedt om å vurdere en eventuell videreføring av forskriften fra 2015 (Finanstilsynet, 2016). Vi har brukt Retriever til å undersøke hvordan norske medier dekket opptakten til den nye boliglånsforskriften, og vil i det følgende diskutere resultatene vi har fått gjennom søk i mediearkivet Atekst.

Vi har avgrenset perioden for disse søkene til de tolv månedene fra april 2016 til og med mars 2017. Dette er gjort fordi vi ønsker å ha en god sikkerhetsmargin rundt perioden vi er interessert i, som er andre halvdel av 2016. Vi har valgt å søke etter ord som kan tenkes å ha påvirket husholdningenes forventninger til fremtidig utvikling i boligprisene, og med det etterspørselen etter boliger. Ordene vi har søkt etter er: «Boliglånsforskriften», «boliglånsforskrift», «boligmarkedet», «boligmarked», «boligprisene» og «boligpris». Grunnen til at vi har søkt etter to ulike bøyninger av de tre ordene er syntaksen i det norske språk; det vil i mange tilfeller være mer naturlig å anvende bestemt form («...den nye boliglånsforskriften...») enn ubestemt form («...effektene av ny boliglånsforskrift...») i saker som omhandler utredning og implementering av en ny boliglånsforskrift. Det samme gjelder i saker om boligmarkedet og boligprisene. Vi har søkt i alle medier i Norge, på bakgrunn av vår oppfatning om at det i dagens digitale samfunn ikke lenger er slik at ordskiftet i like stor grad defineres av lokalavisene. Resultatene er presentert i tabellen under

	BoliglånsforskriftEN	Boliglånsforskrift	Boligmarkedet	Boligmarked	Boligprisene	Boligpris
<i>apr.16</i>	0	0	649	165	389	7
<i>mai.16</i>	0	0	579	140	403	3
<i>jun.16</i>	2	1	682	130	538	10
<i>jul.16</i>	3	3	676	163	550	18
<i>aug.16</i>	8	1	1000	277	791	23
<i>sep.16</i>	83	15	1176	321	971	90
<i>okt.16</i>	107	4	891	170	654	22
<i>nov.16</i>	88	9	711	140	568	14
<i>des.16</i>	101	35	858	264	728	21
<i>jan.17</i>	111	16	1011	196	770	118
<i>feb.17</i>	61	17	731	186	490	22
<i>mar.17</i>	80	8	856	130	656	50

Resultatene fra de ulike søkene er ganske samstemte når det kommer til den første lokale toppen i antall treff. Det antas at den største effekten på etterspørselen etter boliger som følge av mediedekningen av søkeordene vi har valgt ut, vil ha kommet i forbindelse med den første relativt store økningen i mediernes dekning.

For «boliglånsforskriften» og «boliglånsforskrift» skjedde denne økningen i september 2016. For «boligmarkedet» og «boligmarked» skjedde tilsvarende økning i måneden før, i august 2016. For «boligprisene» og «boligpris» skjer den første store økningen i mediernes dekning i september 2016, men her presiseres det at det også var en relativt stor økning i august 2016 i begge søkeord. Vi registrerer dermed at norske mediers dekning av saker som inneholdt variasjoner av de tre nøkkelordene økte massivt i august og september 2016.

Vi har ikke gjennomført tekstanalyse av artiklene som inngår i statistikken vi har presentert med hensyn på å definere om de presenterer et positivt, negativt eller nøytralt syn på fremtidig utvikling. Vi kan derfor ikke fastslå annet enn at mediernes fokus på boligmarkedet økte betraktelig tidlig på høsten 2016.

A6 Komplette regresjonsresultater ved fjerning av ulike måneder

Januar 17'

	Koeffisient	Standardfeil
<i>Nivåforskjeller</i>		
Oslo	0,2543	0,0122***
Etter	0,0431	0,0085***
OsloEtter	-0,0450	0,0089***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0,0088	0,0002***
TidstrendOslo	0,0030	0,0002***
TidstrendEtter	-0,0098	0,0007***
TidstrendEtter_Oslo	-0,0048	0,0008***
<i>Måneder</i>		
2	0,0135	0,0030***
3	0,0194	0,0029***
4	0,0285	0,0029***
5	0,0274	0,0029***
6	0,0093	0,0029***
7	-0,0025	0,0037
8	0,0108	0,0030***
9	0,0033	0,0030
10	-0,0041	0,0031
11	-0,0047	0,0032
12	-0,0106	0,0041***
<i>Boligkarakteristika</i>		
P-rom	0,0096	0,0001***
Soverom	0,0417	0,0016***
Selveier	0,0618	0,0013***
Overbakkeplan	0,0423	0,0014***
Boligalder	-0,0010	0,0000***
<i>Bydeler</i>		
Østensjø	-0,2561	0,0114***
Alna	-0,3951	0,0115***
Bjerke	-0,2503	0,0116***
Frogner	0,111	0,0113***
Gamle Oslo	-0,0830	0,0113***
Grünerløkka	-0,0281	0,0112**
Grorud	-0,4192	0,0116***
Nordre Aker	-0,0308	0,0116***
Nordstrand	-0,1839	0,0116***
Sagene	-0,0085	0,0112
St, Haugen	0,0622	0,0113***
Søndre Nordstrand	-0,5183	0,0119***
Stovner	-0,5165	0,0118***
Ullern	-0,0199	0,0119*
Vestre Aker	-0,0941	0,0119***

Desember 16' – Januar 17'

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<i>Nivåforskjeller</i>		
Oslo	0,2553	0,0123***
Etter	0,0467	0,0086***
OsloEtter	-0,0454	0,0089***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0,0087	0,0002***
TidstrendOslo	0,0030	0,0003***
TidstrendEtter	-0,0096	0,0007***
TidstrendEtter_Oslo	-0,0048	0,0008***
<i>Måneder</i>		
2	0,0137	0,0030***
3	0,0196	0,0029***
4	0,0289	0,0029***
5	0,0278	0,0028***
6	0,0098	0,0029***
7	-0,0022	0,0037
8	0,0115	0,0030***
9	0,0041	0,003
10	-0,0032	0,0031
11	-0,0037	0,0032
12	-0,0309	0,0044***
<i>Boligkarakteristika</i>		
P-rom	0,0096	0,0001***
Soverom	0,0420	0,0016***
Selveier	0,0616	0,0013***
Overbakkeplan	0,0422	0,0014***
Boligalder	-0,0010	0,0000***
<i>Bydeler</i>		
Østensjø	-0,2574	0,0114***
Alna	-0,3966	0,0115***
Bjerke	-0,2517	0,0116***
Frogner	0,1100	0,0113***
Gamle Oslo	-0,0839	0,0113***
Grünerløkka	-0,0293	0,0112***
Grorud	-0,4203	0,0117***
Nordre Aker	-0,0320	0,0117***
Nordstrand	-0,1847	0,0116***
Sagene	-0,0096	0,0113
St, Haugen	0,0611	0,0113***
Søndre Nordstrand	-0,5173	0,0119***
Stovner	-0,5194	0,0120***
Ullern	-0,0212	0,0120*
Vestre Aker	-0,0948	0,0120***

November 16' – Januar 17'

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<i>Nivåforskjeller</i>		
Oslo	0,2559	0,0124***
Etter	0,0532	0,0088***
OsloEtter	-0,0439	0,0091***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0,0084	0,0002***
TidstrendOslo	0,0029	0,0003***
TidstrendEtter	-0,0093	0,0007***
TidstrendEtter_Oslo	-0,0048	0,0008***
<i>Måneder</i>		
2	0,0142	0,0030***
3	0,0200	0,0029***
4	0,0298	0,0029***
5	0,0286	0,0028***
6	0,0108	0,0029***
7	-0,0011	0,0037
8	0,0133	0,0030***
9	0,0060	0,0030**
10	-0,0012	0,0031
11	-0,0217	0,0034***
12	-0,0299	0,0044***
<i>Boligkarakteristika</i>		
P-rom	0,0423	0,0017***
Soverom	0,0096	0,0001***
Selveier	-0,0011	0,0000***
Overbakkeplan	0,0621	0,0013***
Boligalder	0,0423	0,0014***
<i>Bydeler</i>		
Østensjø	-0,2572	0,0115***
Alna	-0,3963	0,0116***
Bjerke	-0,2510	0,0117***
Frogner	0,1098	0,0114***
Gamle Oslo	-0,0839	0,0114***
Grünerløkka	-0,0288	0,0113**
Grorud	-0,4198	0,0117***
Nordre Aker	-0,0322	0,0117***
Nordstrand	-0,1842	0,0117***
Sagene	-0,0092	0,0113
St, Haugen	0,0611	0,0114***
Søndre Nordstrand	-0,5168	0,0119***
Stovner	-0,5188	0,0120***
Ullern	-0,0204	0,0120*
Vestre Aker	-0,0946	0,0120***

Oktober 16' – Januar 17'

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<i>Nivåforskjeller</i>		
Oslo	0,2514	0,0123***
Etter	0,0615	0,0089***
OsloEtter	-0,0426	0,0093***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0,0081	0,0003***
TidstrendOslo	0,0029	0,0003***
TidstrendEtter	-0,0090	0,0007***
TidstrendEtter_Oslo	-0,0047	0,0008***
<i>Måneder</i>		
2	0,0146	0,0030***
3	0,0203	0,0029***
4	0,0308	0,0029***
5	0,0295	0,0028***
6	0,0120	0,0029***
7	0,0000	0,0037
8	0,0153	0,0030***
9	0,0081	0,0030***
10	-0,0174	0,0033***
11	-0,0207	0,0034***
12	-0,0287	0,0044***
<i>Boligkarakteristika</i>		
P-rom	0,0096	0,0001***
Soverom	0,0425	0,0017***
Selveier	0,0621	0,0013***
Overbakkeplan	0,0422	0,0015***
Boligalder	-0,0011	0,0000***
<i>Bydeler</i>		
Østensjø	-0,2517	0,0114***
Alna	-0,3911	0,0115***
Bjerke	-0,2455	0,0116***
Frogner	0,1153	0,0113***
Gamle Oslo	-0,0786	0,0113***
Grünerløkka	-0,0240	0,0112**
Grorud	-0,4154	0,0117***
Nordre Aker	-0,0268	0,0117**
Nordstrand	-0,1784	0,0116***
Sagene	-0,0042	0,0113
St, Haugen	0,0660	0,0113***
Søndre Nordstrand	-0,5121	0,0119***
Stovner	-0,5135	0,0120***
Ullern	-0,0150	0,012
Vestre Aker	-0,0900	0,0120***

September 16' – Januar 17'

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standardfeil</i>
<i>Nivåforskjeller</i>		
Oslo	0,2508	0,0124***
Etter	0,0731	0,0093***
OsloEtter	-0,0436	0,0096***
<i>Trendvariabler</i>		
Tidstrend	0,0077	0,0003***
TidstrendOslo	0,0029	0,0003***
TidstrendEtter	-0,0086	0,0007***
TidstrendEtter_Oslo	-0,0048	0,0008***
<i>Måneder</i>		
2	0,0150	0,0030***
3	0,0207	0,0029***
4	0,0319	0,0029***
5	0,0306	0,0028***
6	0,0134	0,0029***
7	0,0012	0,0037
8	0,0175	0,0030***
9	-0,0071	0,0032***
10	-0,0166	0,0032***
11	-0,0195	0,0034***
12	-0,0274	0,0044***
<i>Boligkarakteristika</i>		
P-rom	0,0419	0,0017***
Soverom	0,0097	0,0001***
Selveier	-0,0011	0,0000***
Overbakkeplan	0,0620	0,0014***
Boligalder	0,0424	0,0015***
<i>Bydeler</i>		
Østensjø	-0,2517	0,0115***
Alna	-0,3902	0,0116***
Bjerke	-0,2449	0,0117***
Frogner	0,1163	0,0114***
Gamle Oslo	0,0779	0,0114***
Grünerløkka	-0,0237	0,0113**
Grorud	-0,4152	0,0117***
Nordre Aker	-0,0263	0,0118**
Nordstrand	-0,1768	0,0117***
Sagene	-0,0039	0,0113
St, Haugen	0,0663	0,0114***
Søndre Nordstrand	-0,5126	0,0120***
Stovner	-0,5131	0,0121***
Ullern	-0,0149	0,0121
Vestre Aker	-0,0896	0,0121***