



Isabelle S. Grindrud og Mathilde Holt

Særkravene i boliglånsforskriften

En empirisk analyse av hvordan særkravene i boliglånsforskriften har påvirket boligprisene for leiligheter i Oslo

**Masteroppgave våren 2020
OsloMet – storbyuniversitetet
Handelshøyskolen (HHS)**

Masterstudiet i økonomi og administrasjon

Sammendrag

Hvilken påvirkning har særkravene i boliglånsforskriften hatt på boligprisene for leiligheter i Oslo? Målet med oppgaven har vært å analysere hvilken effekt innføringen av særkravene i boliglånsforskriften i 2017 har hatt på boligprisene for leiligheter i Oslo. Med datamateriale om alle boligkjøp gjennomført i Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø i perioden januar 2014 til januar 2020 har vi vurdert om innføringen har ledet til dempede boligpriser for leiligheter, enklere etablering for unge og reduisering i sekundærboligandelen.

Ved å bruke metoden tidsvarierende difference-in-difference har vi funnet en signifikant negativ effekt på boligprisene. Vi har konkludert med at boligprisveksten har blitt mer stabilt og balansert, men at denne slutningen ikke ene og alene har vært basert på innføringen av særkravene grunnet mangelen på parallelle trender. Diskusjonen vår avdekket også at andelen unge under 30 år ikke økte de første årene etter særkravene, selv om antall førstegangskjøpere økte. Vi har også konkludert med at antall sekundærboliger trolig har blitt dempet mer enn det ville uten tiltak fra myndighetene.

Abstract

What impact has the special requirements in the mortgage regulations had on housing prices for apartments in Oslo? The thesis has aimed to analyze what effect the introduction of the special requirements in the mortgage regulation in 2017 have influenced on housing prices for apartments in Oslo. With data on all house purchases done in Oslo, Bergen, Trondheim, and Tromsø in the period from January 2014 to January 2020, we assess whether the introduction has led to damped oscillations in housing prices for apartments, an easier establishment for young people and a reduction in the secondary housing share.

Utilizing a time-varying difference-in-difference approach, we discover a negative effect on housing prices. We have concluded that growth in housing prices has become more stable and balanced, but we cannot conclude that this was solely due to the introduction of the special requirements because the assumption of parallel trends is not satisfied. Our discussion revealed that the number of young people under 30 years did not increase in the first years after the implementation, even though the number of first-time buyers increased. We concluded that the number of secondary housing has probably been more subdued than it would without government implementation.

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	2
ABSTRACT	2
TABELL- OG FIGURLISTE	5
FORORD	6
1.0 INNLEDNING	7
1.1 BAKGRUNN	7
1.2 PROBLEMSTILLING.....	8
1.3 STRUKTUR	9
2.0 SITUASJONSBESKRIVELSE	11
2.1 DAGENS BOLIGMARKED I NORGE	11
2.2 BOLIGLÅNSFORSKRIFTEN	12
2.2.1 <i>De generelle kravene i boliglånsforskriften fra 2015</i>	13
2.2.2 <i>Innføringen av særkravene</i>	14
2.2.3 <i>Senere revideringer av boliglånsforskriften</i>	15
2.3 SEKUNDÆRBOLIGER	16
2.4 BOLIGINVESTERING OG ETTERSPORSEL	18
3.0 METODE	20
3.1 BEGRUNNELSE FOR VALG AV METODE.....	20
3.2 DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE	21
3.2.1 <i>Difference-in-difference med leads og lags</i>	23
3.3 METODENS FORUTSETNINGER	24
3.4 DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE.....	27
4.0 DATA	30
4.1 DATAINNSAMLING	30
4.2 VALG AV KONTROLLGRUPPE	30
4.3 VARIABLENE.....	31
5.0 ANALYSE	34
5.1 GRAFISK FREMSTILLING AV VARIABLEN «BOLIGTYPE»	34
5.2 PARALLELE TRENDER	35
5.3 TIDSVARIERENDE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE MELLOM OSLO OG KONTROLLGRUPPEN.....	37
5.4 TIDSVARIERENDE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE INNAD I OSLO	42
5.5 TIDSVARIERENDE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE.....	44

6.0 DISKUSJON	48
6.1 HAR SÆRKRAVENE I FORSKRIFTEN BIDRATT TIL Å FÅ FLERE UNGE INN PÅ BOLIGMARKEDET I OSLO?	48
6.2 HAR SÆRKRAVENE I FORSKRIFTEN BIDRATT TIL Å DEMPE ANTALL SEKUNDÆRBOLIGER I OSLO?	50
7.0 KONKLUSJON	52
KILDER	54
VEDLEGG	59

Tabell- og figurliste

Figur 1.1: Grafisk fremstilling av boligprisindeks for Oslo og Bærum 1992-2019.....	7
Figur 2.1: Grafisk fremstilling av boligpriser i forhold til disponibel inntekt.....	11
Figur 2.2: Grafisk fremstilling av andelen sekundærbolig i norske byer	17
Figur 2.3: Grafisk fremstilling av fordeling av sekundærboliger på boligtype gjeldende for Oslo.	17
Figur 2.4: Grafisk fremstilling av tilbud og etterspørsel i boligmarkedet ved langsiktig tilpasning.....	19
Figur 3.1: Grafisk fremstilling av parallelle trender før et bruddpunkt 1. januar 2017	26
Figur 5.1: Grafisk fremstilling av prisutviklingen for ulike boligtyper i Oslo.....	34
Figur 5.2: Grafisk fremstilling av prisutviklingen for ulike boligtyper i kontrollgruppen.....	34
Figur 5.3: Grafisk fremstilling for test av parallelle trender med alle byene i kontrollgruppen hver for seg	36
Figur 5.4: Grafisk fremstilling for test av parallelle trender med byene samlet i en kontrollgruppe	36
Figur 5.5: Grafisk fremstilling av koeffisienter fra DiD mellom Oslo og kontrollgruppen.....	39
Figur 5.6: Grafisk fremstilling av koeffisienter fra DiD innad i Oslo.....	43
Figur 5.7: Grafisk fremstilling av koeffisienter fra DiDiD	46
Figur 6.1: Grafisk fremstilling over antall sekundærboliger og fullførte boliger i Oslo	50
Tabell 3.1: Oppsummering av DiD-estimatoren	22
Tabell 4.1: Fremstilling og forklaring av variablene i datasettet.....	32
Tabell 4.2: Viser gjennomsnitt for variablene soverom, etasje, primærrom og omsetningsetningshastighet.....	33
Tabell 6.1: Oversikt over gj.snittsalder for boligkjøp, andelen under 30 år og andelen sekundærbolig Oslo	48
Tabell 6.2: Oversikt over gj.snittsalder for boligkjøp og andelen under 30 år i kontrollgruppen	49

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som en avslutning på masterstudiet økonomi og administrasjon ved OsloMet - Storbyuniversitetet, våren 2020. Bakgrunnen for denne masteroppgaven er vår interesse for boligmarkedet i Norge, og da spesielt boliglånsforskriften. Boliglånsforskriften har fått stor oppmerksomhet den siste tiden, og vi er spesielt interessert i hvordan særkravene har påvirket boligprisene for leiligheter i Oslo. Relevante fag som økonometri, mikroøkonomi og makroøkonomi har forberedt oss til å velge betydningsfulle modeller og analyser som har vært gode virkemidler for å kunne besvare problemstillingen.

Arbeidet med oppgaven har vært en svært spennende prosess, som til tider også har vært krevende. Spesielt utfordrende har det vært å bruke nye metoder og analyseteknikker vi aldri har benyttet oss av tidligere. Likevel har disse periodene helt klart vært verdt det, da vi har fått ny betydningsfull kunnskap som vi er sikre at vi kommer til å få bruk for på vår ferd videre inn i arbeidslivet. Arbeidet har også gitt oss ny forståelse om betydningen av tiltak fra myndighetene side. Oppgaveprosessen har gjort at vi har fått enda større interesse for både boligmarkedet og analyseteknikker enn det vi hadde før arbeidet startet.

Vi vil gjerne takke Dag Martin Sundelius og Anders Lund fra Eiendomsverdi for god hjelp med data til oppgaven. Vi vil også rette en stor takk til vår veileder, Sverre Jensen, for gode råd og innspill underveis. Dine råd, konstruktive tilbakemeldinger, veiledning og gode humør har vært svært nyttig for oss i arbeidet med oppgaven vår.

OsloMet
Oslo, 29. mai 2020

Isabelle S. Grindrud

Isabelle S. Grindrud

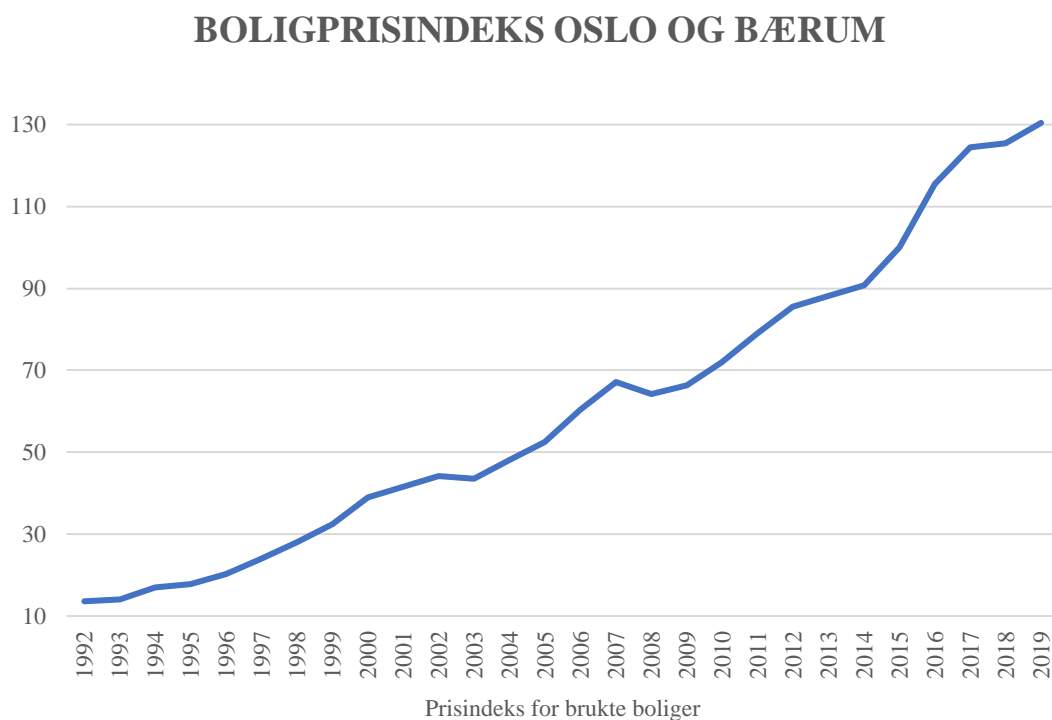
Mathilde Holt

Mathilde Holt

1.0 Innledning

1.1 Bakgrunn

Norge har i de siste tiårene opplevd en sterk boligprisutvikling. Prisutviklingen har vært sterkest i landets største byer der Oslo skiller seg klart mest ut. Siden starten av 1990-tallet har boligprisene steget kontinuerlig, med et unntak av finanskrisen fra 2007-2009. I dag er boligprisene 60 % høyere enn de var før finanskrisen, noe som er en stor utvikling på bare kun ti år (Norges Bank, 2019, s. 43). Ser man enda lengre tilbake i tid, tilbake til 1992 da Statistisk sentralbyrå startet sin registrering av boligprisindeksen, har boligprisene i Norge økt med hele 521 %. For kun Oslo og Bærum har utviklingen i prisene vært 859 % (Statistisk sentralbyrå, 2020). Denne prisutviklingen er illustrert grafisk i figur 1.1 nedenfor.



Figur 1.1: Grafisk fremstilling av boligprisindeks for Oslo og Bærum 1992-2019. Indeksen er basert på 2015 = 100. Bærum er inkludert grunnet Statistisk sentralbyrå har data for Oslo og Bærum samlet (Statistisk sentralbyrå, 2020).

Husholdningenes gjeld har samtidig økt i takt med boligprisutviklingen. Før 2010 hadde myndighetene ikke fastsatt reguleringer for utlån til boligformål, men grunnet den store veksten i både gjeld og boligpriser innførte Finanstilsynet retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for

lån til boligformål i Norge i 2010. Disse retningslinjene ble flere ganger strammet inn, og på bakgrunn av dette fikk Finanstilsynet et oppdrag av Finansdepartementet om å vurdere igangsetting av tiltak som skulle bidra til å dempe veksten i både husholdningenes gjeld og boligprisene. Finanstilsynet foreslo dermed en forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (boliglånsforskriften), forskriften ble fastsatt av Finansdepartementet i 2015. Målet med denne forskriften er å gi en god og stabil utvikling i norsk økonomi som bidrar til en mer bærekraftig utvikling i boligmarkedet og husholdningens gjeld (Regjeringen, 2015).

Etter at den første boliglånsforskriften ble innført i 2015 opplevde Norge fortsatt en sterk boligprisvekst, og da spesielt i Oslo. Boliglånsforskriften ble derfor endret i 2017 med særkrav gjeldende bare for Oslo med den hensikt å dempe boligprisveksten i byen. Disse særkravene var rettet mot kjøpere av sekundærboliger, og det ble mindre fleksibilitet for bankene til å gi lån til boligkjøp i Oslo. For oss er det av stor interesse å undersøke om innføringen av særkravene har gitt forventet effekt eller ikke. Innføringen skulle bidra til å skape mindre boligspekulasjoner, mindre press i budrunder og motvirke konsekvensene som kan oppstå ved et eventuelt boligprisfall (Regjeringen, 2016). Dette er målsetninger som gir virkninger på sekundærboliger i byen, og som igjen gir videre virkning på andelen førstegangskjøpere. Dermed syntes vi det er spesielt interessant å undersøke innføringen, siden dette er noe som angår oss selv som unge boligkjøpere i Oslo. Særkravene er et omdiskutert og dagsaktuelt tema som har blitt tatt opp til høring på Stortinget flere ganger siden de ble fastsatt, men kravene er fortsatt gyldige i forskriften som trådte i kraft i år og har ikke endret seg siden innføringen. Dette gjør det ekstra motiverende og spennende å undersøke om særkravene fungerer etter sin hensikt.

1.2 Problemstilling

Med bakgrunn i vår interesse og motivasjon for særkravene i boliglånsforskriften gjeldende for Oslo har vi formulert følgende problemstilling:

«Hvordan har særkravene i boliglånsforskriften påvirket boligprisene for leiligheter i Oslo?»

Hensikten med særkravene i forskriften gir hovedsakelig virkning på boligpriser, og dette vil igjen gi videre virkning for kjøpere på boligmarkedet. Dersom særkravene har virket etter sin

hensikt vil dette eksempelvis ha bidratt til lettere etablering for unge boligkjøpere på markedet, og samtidig dempe andelen sekundærboliger i byen. Vi syntes konsekvensene av særkravene annet enn bare boligpriser også er et interessant aspekt, og på bakgrunn av dette har vi også valgt å inkludere disse aspektene i diskusjonsdelen vår, selv om disse aspektene er basert på statistikk, og ikke økonometrisk metode. For å svare på problemstillingen har vi valgt å benytte oss av difference-in-difference (DiD) fordi metoden beskrives som spesielt god til å analysere effekten av politiske reguleringer. Vi har benyttet oss av tidsperioden januar 2014 – januar 2020, og mener dette er perioden som er relevant for å kunne se eventuelle effekter av særkravene i boliglånsforskriften. Siden vi har flere tidsperioder har vi valgt å utnytte dette ved å utvide DiD-modellen med leads og lags.

Fra tidligere år eksisterer det masteroppgaver fra NHH som omhandler særkravene i boliglånsforskriften, og som også har benyttet seg av DiD-metoden. Fretheim & Myrvåg (2018) gjennomførte i sin masteravhandling en DiD-analyse med de landsdekkende bestemmelsene i boliglånsforskriften. I tillegg viser de til særkravene sin effekt på ulike boligtyper, men bruker et annet datamaterialet med andre variabler enn det vi har basert oss på. Husby (2018) viser i sin masteravhandling også effekten av særkravene på boligprisene i Oslo, men kontrollerte mot kommuner nær Oslo. Vi anser det dermed relevant å undersøke hovedsakelig det samme, men benytte oss av en annen kontrollgruppe, variabler og metode som vi også mener er hensiktsmessig for å få frem effekten av særkravene.

1.3 Struktur

Denne masteroppgaven består av sju forskjellige kapitler. Kapittel 2 er en situasjonsbeskrivelse der vi har startet med å gi en presentasjon av temaene som er grunnlaget for analysen. Vi har redegjort for hvordan boligmarkedet i Norge har utviklet seg de siste årene, grunnlaget for innføringen av boliglånsforskriften, samt hvilke krav forskriften inneholder. Siden særkravene for Oslo er det vi har analysert, har vi forklart dypere akkurat hva disse to kravene går ut på. Beskrivelse av sekundærboligmarkedet, boliginvestering og etterspørsel blir også forklart i dette kapitlet.

I kapittel 3 blir metoden beskrevet, hvor vi har forklart hvilken metode vi har benyttet i analysen og teorien bak. Vi har benyttet oss av økonometrisk metode for å få frem effekten av den

politiske reguleringen som gjelder for sekundærboliger i Oslo, der vi har anvendt ulike DiD-modeller. Når det gjelder denne type metode vil det være avgjørende at forutsetningene er tilfredsstillende slik at metoden kan gjennomføres på en hensiktsmessig måte. Disse forutsetningene blir også forklart i dette kapitlet, og vi har gått spesielt i dybden på parallelle trender, som ansees som den viktigste forutsetningen.

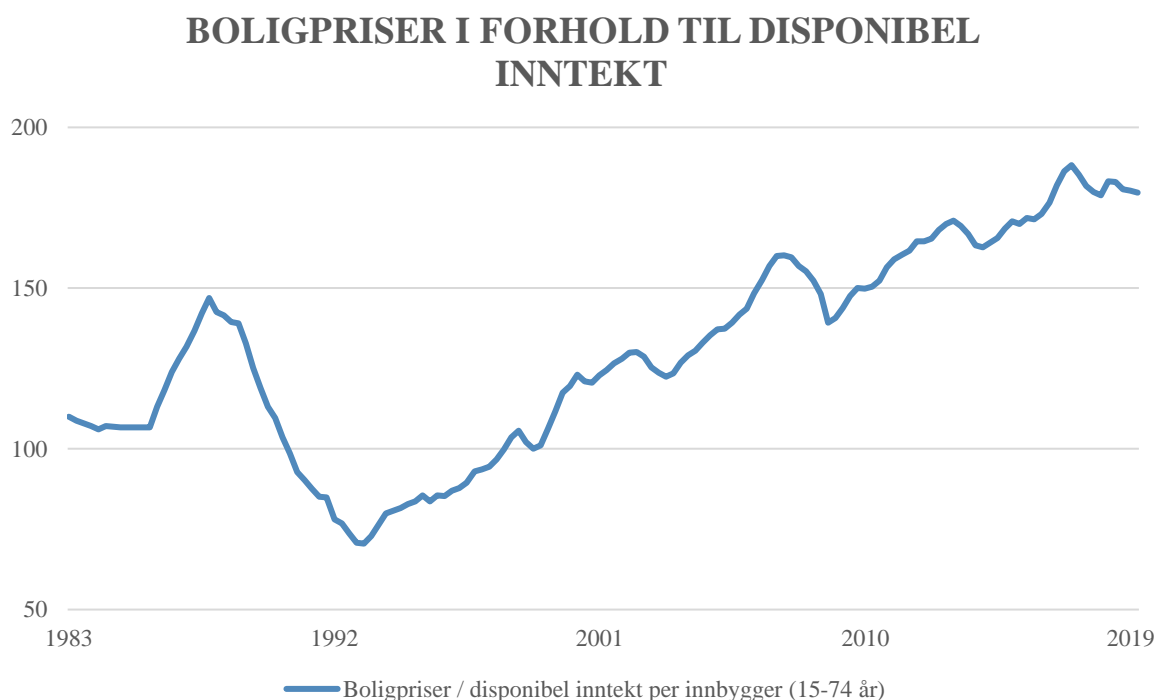
I kapittel 4 blir datamaterialet mottatt av Eiendomsverdi presentert og vi har begrunnet hvorfor vi akkurat valgte Bergen, Trondheim og Tromsø som kontrollgruppe, før vi har forklart variablene som er inkludert i datasettet. Kapittel 5 er selve analysen. I dette kapitlet har vi sjekket parallelle trender og utført først en DiD mellom Oslo og kontrollgruppen for bare leiligheter, før vi utførte en DiD mellom innad i Oslo mellom leiligheter og ikke-leiligheter. Til slutt utførte vi en difference-in-difference-in-difference (DiDiD).

I kapittel 6 har vi diskutert andre aspekter rundt særkravene som vi anser som spesielt interessante. Blant annet at særkravene skal gjøre det lettere for unge boligkjøpere å etablere seg på markedet, og i tillegg redusere sekundærboligandelen. Den avsluttende delen i oppgaven er kapittel 7 der vi har konkludert på problemstillingen, og andre funn i diskusjonen.

2.0 Situasjonsbeskrivelse

2.1 Dagens boligmarked i Norge

Det norske finansielle systemet opplever sårbarhet ved høye boligpriser, høy gjeld i husholdningene og høye eiendomspriser i næringsvirksomheter. Rapporten *Finansiell stabilitet* (2019, s. 8-12) utarbeidet av Norges Bank, viser til at veksten i gjeld og boligpriser har vært mer moderat de siste to årene. Boligprisene har vokst langsommere enn disponibel inntekt, og denne avtatte veksten fremkommer i figur 2.1. Denne dempingen reduserer risikoen for en brå og kraftig nedgang i prisene lengre frem i tid. Derimot, før de siste to årene, har boligprisene i Norge steget kraftig og prisene har ligget på historisk høyt nivå.



Figur 2.1: Grafisk fremstilling av boligpriser i forhold til disponibel inntekt. Indeksen er basert på 4.kvartal 1998 = 100. Fremstillingen tar for seg 1. kvartal i 1983 og frem til 2. kvartal 2019, og den disponible inntekten er inntekter etter skatt og renteutgifter (Norges Bank, 2019).

Utviklingen i boligmarkedet er nært knyttet til den norske husholdningsgjelden, det finansielle systemet og aktivitetsnivået i økonomien. Høye boligpriser fører blant annet til økte gjeldsnivåer i norske husholdninger, noe som igjen preger utviklingen i norsk økonomi og den private husholdningsøkonomien (Jansen, 2011, s. 89). Dette gjør at boligmarkedet er et interessant

tema fra både et privatøkonomisk og samfunnsøkonomisk perspektiv. Den norske boligpolitikken føres slik at det skal være mer lønnsomt å eie fremfor å leie. Skattefordeler, lave renter, bedre standard og en økonomisk trygghet er blant noen faktorer som gjør det mer lønnsomt å eie. I det norske samfunnet verdsettes det å eie sin egen bolig svært høyt. Dermed legger norske myndigheter til rette for at alle skal ha mulighet til å investere i en egen bolig (Mæland, 2019).

Boliglånsforskriften er et tiltak som er innført for å sikre at det norske finansielle systemet er mer robust mot sårbarheten som oppstår ved høye priser, men det virket som at forskriften ikke ga ønsket effekt for Oslo. For i 2016 var gjeldsveksten og boligprisveksten fortsatt svært høy i Oslo slik at boliglånsforskriften i 2017 ble revidert ved å inkludere særkrav gjeldende bare for Oslo. Dette skulle dempe boligprisveksten i byen og gi mindre konkurranse.

2.2 Boliglånsforskriften

Boliglånsforskriften ble fastsatt av Finansdepartementet 15. juni 2015, med hjemmel i Finansforetaksloven. Forskriften trådte i kraft 1. juli 2015, og har som formål å bidra til en mer bærekraftig utvikling i boligmarkedet og husholdningenes gjeld (Regjeringen, 2015). Virkeområdet for forskriften gjelder for finansforetak som yter lån med pant i bolig, og forskriften legger derfor føringer på hvor mye man kan få i boliglån. Forskriften stiller blant annet krav til kundenes betjeningsevne, kundenes samlede gjeld i forhold til inntekt, lånets størrelse i forhold til boligens verdi og avdragsbetaling for lån med høy belåningsgrad (Regjeringen, 2018).

- Det er viktig at vi har rammer for bankenes boliglånspraksis som på en best mulig måte bidrar til en god og stabil utvikling i norsk økonomi, og til at kredittverdige kunder kan få boliglån [...] Vi forskriftsfester derfor klare krav til bankenes boliglånspraksis, samtidig som vi gir bankene fleksibilitet til fortsatt å utøve godt bankhåndverk. (Regjeringen, 2015).

Dette ble uttalt av Siv Jensen i en pressemelding 15. juni 2015 og forklarer store deler av bakgrunnen til boliglånsforskriften. Boliglånsforskriften blir revidert jevnlig, grunnet store endringer i boligmarkedet. Forskriften som kom i 2015 var gjeldende for hele landet, men siden det er store regionale forskjeller i det norske boligmarkedet skulle det løpende evalueres andre

krav med tanke på utviklingen i boligmarkedet. Etter 1,5 år med de generelle kravene, ble det i 2017 fastsatt særkrav for Oslo. Særkravene blir forklart nærmere i underkapittelet 2.2.2. Vi har valgt å først presentere de generelle kravene i boliglånsforskriften, fordi disse kravene er gjeldende for alle byene vi undersøker, og det er viktig å være klar over at disse byene også har begrensninger ved opptak av boliglån.

2.2.1 De generelle kravene i boliglånsforskriften fra 2015

§ 3. Betjeningsevne

I boliglånsforskriften (2015) § 3 om betjeningsevne fremkommer det at når bankene gir ut lån, skal det tas høyde for at renten kan stige med 5 %, og at lånekunden skal takle denne rentestigningen. Dette med bakgrunn i styringsrenten. Det viktigste er at kunden kan betjene lånet, med tanke på livssituasjonen de er i akkurat nå.

§ 4. Belåningsgrad

I boliglånsforskriften (2015) § 4 om belåningsgrad fremkommer det at lånet med pant i bolig ikke kan overstige 85 % av verdien på boligen. På en annen side vil det si at man må ha minst 15 % egenkapital ved innvilgelse av lånet.

§ 5. Tilleggssikkerhet

I boliglånsforskriften (2015) § 5 om tilleggssikkerhet fremkommer det hvis man ikke kan oppfylle paragraf 4, finnes det derimot likevel en mulighet for å få boliglån. I tilfeller der man kan stille betryggende tilleggssikkerhet i form av pant i annen eiendom eller at andre stiller som kausjonister, kan man få lån.

§ 6. Avdrag

I boliglånsforskriften (2015) § 6 om avdrag stilles det krav om hvor mye avdrag man må betale på boliglånet sitt hvert år. Om man har et lån på 70 % eller mer, må man minst nedbetale 2,5 % av lånet som er innvilget årlig, eller det avdragsbetalingen hadde vært på et annuitetslån med 30 års nedbetalingstid.

§ 7. *Fleksibilitet*

I boliglånsforskriften (2015) § 7 om fleksibilitet fremkommer det at bankene har mulighet til å avvike fra et eller flere av kravene ovenfor for 10 % av utlånsvolumet hvert kvartal. Dette for at bankene skal ha fleksibilitet til å gi ut lån til kunder som ikke oppfyller alle kravene, men likevel er kunder som klarer å betjene lånet.

2.2.2 *Innføringen av særkravene*

I 2017 kom det en ny revidert boliglånsforskrift med større innstramminger, inkludert særkravene for Oslo. Endringene trådte i kraft 1. januar 2017. Kravet om betjeningsevne og at lånekunden skal kunne takle en renteøkning på 5 % forble uendret. Det samme gjaldt kravet om tilleggssikkerhet. For store deler av landet ble det ingen endring i fleksibilitetskravet og kun en liten endring i belåningsgradskravet. Paragrafene om fleksibilitet og belåningsgrad fikk derimot spesielle regler for Oslo, som resulterte i særkravene for hovedstaden.

«– Boligprisveksten er høy i store deler av landet, men særlig i Oslo. Jeg har derfor valgt å rette enkelte av tiltakene inn mot boliglån i Oslo, men samtidig opprettholde god fleksibilitet også der.» (Regjeringen, 2016). Dette var uttalelsen finansminister Siv Jensen kom med etter at særkravene var på plass. Videre har vi gått dypere inn på akkurat disse to kravene.

§ 5. *Belåningsgrad*

Nedbetalingslån med pant i bolig skal på innvilgestidspunktet ikke overstige 85 prosent av et forsvarlig verdigrunnlag for boligen [...] Første ledd gjelder ikke lån med pant i sekundærbolig i Oslo kommune. Slike nedbetalingslån skal på innvilgestidspunktet ikke overstige 60 prosent av boligens verdi beregnet etter første ledd... (Boliglånsforskriften, 2016, § 5).

Delen av paragrafen som skiller Oslo fra resten av landet er markert i blått. Om man skal kjøpe seg en sekundærbolig i Oslo, altså en bolig nummer to eller flere, må kjøperen stille med 40 % egenkapital. Dette skiller seg fra egenkapitalkravet til primærbolig og sekundærboliger i resten av landet, der man må ha 15 %. Finansminister Siv Jensen begrunnet i 2016 egenkapitalkravet med at kjøperne av sekundærboliger i Oslo kan drive prisen opp for andre kjøpere. Deler av hensikten med særkravene er å gi unge en større mulighet for å etablere seg

på boligmarkedet. Egenkapitalkravet for sekundærbolig vil forhåpentligvis også begrense spekulasjoner og gi mindre press i budrundene (Regjeringen, 2016).

§ 8. *Fleksibilitet*

Finansforetaket kan innvilge lån som ikke oppfyller ett eller flere av vilkårene i § 3, § 4, § 5 og § 7 for inntil 10 prosent av verdien av innvilgede lån hvert kvartal.

Første ledd gjelder ikke lån med pant i bolig i Oslo kommune. Finansforetaket kan hvert kvartal innvilge lån med pant i bolig i Oslo kommune som ikke oppfyller ett eller flere av vilkårene i § 3, § 4, § 5 og § 7 for inntil 8 prosent av verdien av innvilgede lån med pant i bolig i Oslo kommune, eller for inntil 10 millioner kroner. (Boliglånsforskriften, 2016, § 8).

Fleksibilitetskravet har i likhet med belåningsgradkravet særkrav for Oslo. For resten av landet er kravet som før, men for Oslo er fleksibilitetsgrensen satt ned til 8 %. Dette vil si at for boliger som kjøpes i Oslo har bankene kun mulighet til å avvike fra et eller flere av kravene i boliglånsforskriften for 8 % av utlånsvolumet hvert kvartal.

I tillegg til særkravene var det også noen andre endringer på de landsomfattende generelle kravene. Det ble eksempelvis lagt til et krav om gjeldsgrad. I denne paragrafen fremkommer det at lån skal ikke innvilges dersom kundens samlede gjeld overstiger fem ganger brutto årsinntekt (Boliglånsforskriften, 2016, § 4). Kravet om årlig nedbetaling med minst 2,5 % av innvilget lån gjelder nå for lån som overstiger 60 % av boligens verdi, tidligere gjaldt dette lån som oversteg 70 % av boligens verdi (Boliglånsforskriften, 2016, § 7).

2.2.3 *Senere revideringer av boliglånsforskriften*

Etter 2017 har det kommet to nye kunngjorte versjoner av boliglånsforskriften. En som trådte i kraft i juli 2018 og en som trådte i kraft 1. januar i år. Dette er to versjoner som ikke legges vekt på i oppgaven, da endringene ikke har vært store og det har heller ikke vært noen endringer når det gjelder særkravene i Oslo. Den eneste forskjellen i forskriften fra 2018 er enkelte oppmykninger i de to paragrafene om gjeldsgrad og tilleggsikkerhet (Boliglånsforskriften, 2018). Dette for å hjelpe unge inn på boligmarkedet ved at bankene kan medregne midler stående på BSU-konto som egenkapital. Den eneste endringen som trådte i kraft 1. januar i år var en enda større oppmykning i paragrafen om gjeldsgrad (Boliglånsforskriften, 2019). I

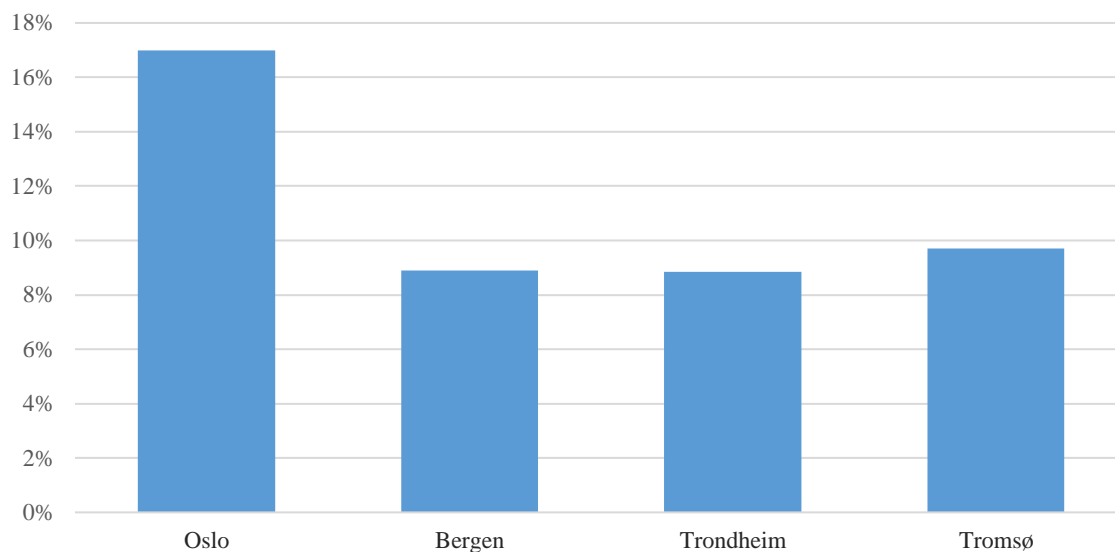
mars 2020 kom det en ekstra oppmykning i boliglånsforskriften grunnet koronakrisen. Dette var hovedsakelig for å gi bankene muligheten til å gi flere boliglånstakere avdragsfrihet. Endringen i boliglånsforskriften var at fleksibilitetskravet økte til 20 %. Dette gjaldt både for Oslo og resten av landet (Finans Norge, 2020). Dataene våre dekker ikke denne perioden, men viser til hvordan myndighetene fortløpende regulerer forskriften etter hendelser i markedet.

2.3 Sekundærboliger

I den kvartalsvise bransjerapporten *Førstegangskjøpere og sekundærboliger* (2019, s. 6) utarbeidet av Samfunnsøkonomisk analyse i samarbeid med Norges Eiendomsforbud (NEF) og eiendomsinformasjonstjenesten Ambita presenteres det at andelen for sekundærboliger i Oslo har økt siden 2017.

I dag er 15 % av alle norske boliger registret som sekundærboliger. Dette er boliger som typisk brukes som arbeids-/pendlerbolig, fremtidig bolig til barn, utleie eller valget om en «hytte i byen». I de store norske byene er sekundærbolig hovedsakelig et investeringsobjekt der det er vanlig med boligspekulanter som kjøper boliger kun til utleie. Hensikten er å kjøpe en bolig med stor mulighet for prisvekst, i stedet for å sette pengene i banken eller fond slik at boligkjøpet blir en form for sparing (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 18). Andelen sekundærbolig er lavere enn landsgjennomsnittet i de store byene, men med unntak av Oslo som har en sekundærboligandel på 17 %. I de andre store byene er denne andelen rundt 9-10 %. Sekundærboligandelen for Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø i fjerde kvartal 2019 presenteres nedenfor i figur 2.2. Det er verdt å nevne at den nye fylkesinndelingen gjorde at Oslo ikke lenger har det største antall sekundærboliger i Norge, men at Viken har størst antall. Måles andelen sekundærboliger av samlet boligmasse vil sekundærboligene blir jevnere fordelt, og Oslo har fortsatt den største andelen (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 19).

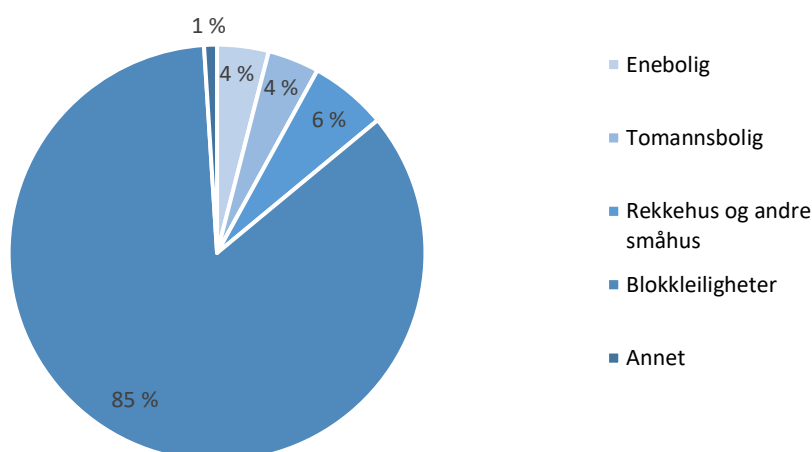
SEKUNDÆRBOLIGANDEL I NORSKE BYER



*Figur 2.2: Grafisk fremstilling av andelen sekundærbolig i norske byer
(Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 20).*

Det er helt klart flest blokkleiligheter som er sekundærboliger i Oslo. Dette vises tydelig av figur 2.3 nedenfor. Andelen sekundærboliger som er blokkleiligheter er på hele 85 %, mens kun 4 % av sekundærboligene i byen er eneboliger. På bakgrunn av dette har videre analyser og problemstilling kun fokus på boligprisutviklingen for leiligheter.

SEKUNDÆRBOLIGER



*Figur 2.3: Grafisk fremstilling av fordeling av sekundærboliger på boligtype gjeldende for Oslo
(Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 25).*

Det er stor geografisk variasjon i andelen sekundærbolig innad i de store byene, og variasjonen er stor mellom de ulike bydelene. Ifølge statistikken fra NEF og Ambita er andelen sekundærbolig på Frogner og St. Hanshaugen henholdsvis 38 % og 27 %, mens det er 7 % på Grorud og Alna. Den høye andelen sekundærbolig i noen områder i Oslo kan forklares med lokasjon, boligtype og en forventet prisvekst i årene fremover slik at valget om å investere i en slik bolig blir dermed større i disse områdene både for folk fra Oslo og fra distriktene (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 19).

2.4 Boliginvestering og etterspørsel

Boligmarkedet i Norge er et fritt marked der prisene bestemmes av boligtilbudet og boligetterterspørselen. I et typisk marked vil likevektsprisen justeres kontinuerlig etter tilbud og etterspørsel. Derimot, i et boligmarked vil tilpasningen være avhengig av tilbud på kort og lang sikt grunnet boligbygging. Dette gjør at boligprisene på kort sikt vil fluktuere med endringer i etterspørselen. Videre i dette delkapittelet blir det presentert økonomisk teori om den forventende effekten av en politisk regulering i et boligmarked.

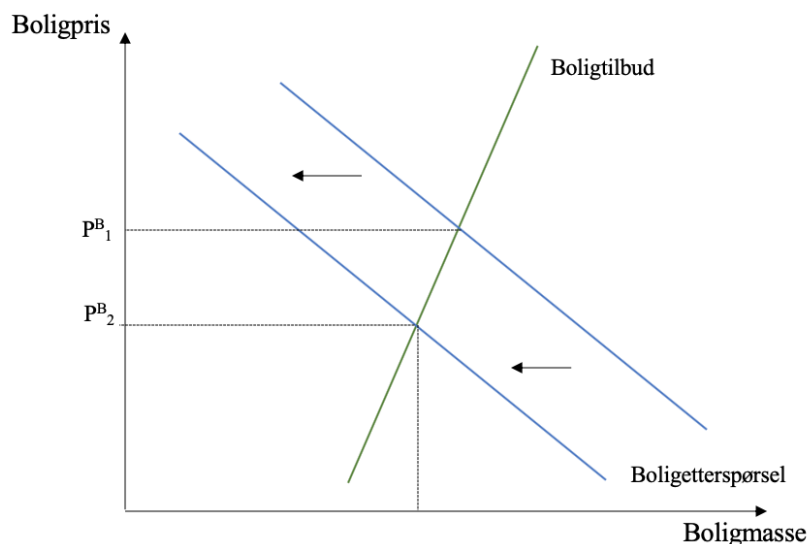
Boligetterterspørselen kan deles inn i etterspørsel etter boformål eller investeringsformål (Jacobsen & Naug, 2004, s. 231). Etterspørselen etter boformål er større enn etterspørselen etter investeringsformål, men vi vil likevel her fokusere mest på investeringsformål siden dette omhandler særkravene og sekundærboliger. Samtidig kan etterspørselen etter boforhold bli dekket av leiemarkedet. Hvor attraktive boliger er som investeringsobjekter er avgjørende for etterspørselen, og denne er avhengig av mange faktorer som kan oppsummeres i en investeringsfunksjon. Denne funksjonen kan sees på som en atferdsfunksjon fordi den viser hvordan atferden til de som foretar investeringene er avhengig av andre faktorer. Investeringsfunksjonen består av inntekter (Y), realrenten (r) og et ledd som fanger opp andre faktorer (z^I).

$$I = I(Y, r, z^I)$$

+ - +

For å investere i en bolig vil nåværende og fremtidig formue være betydningsfullt.inntekten, formuen og kredittbegrensninger (Y) vil være utslagsgivende for å ha råd til å finansiere en investering. Hvis husholdningenes inntekter er høye, kan det brukes mer på å bo. Dette vil føre til at investeringsfunksjonen øker, og boligetterterspørselen vil også øke. For de som ønsker å investere i en sekundærbolig vil en politisk regulering som særkravene i boliglånforskriften

gå direkte på husholdningenes inntekter og formue. Dette gjør at bare de som oppfyller visse krav kan kjøpe sekundærbolig i Oslo. Bankenes utlånspraksis og høye egenkapitalkrav vil gi begrensninger i lånekapasiteten. I teorien skal dette bidra til en nedgang i etterspørselen etter boliginvesteringsformål i Oslo, og føre til et negativt skift i etterspørselen som vist i figur 2.4. Dette fører til en lavere boligpris – fra P^B_1 til P^B_2 .



Figur 2.4: Grafisk fremstilling av tilbud og etterspørsel i boligmarkedet ved langsiktig tilpasning.

Renten (r) på et boliglån vil også være en avgjørende faktor. En høy rente på et boliglån vil gjøre lånet dyrere, noe som vil føre til at etterspørselen vil synke, og investeringsfunksjonen senkes. Samtidig vil pris, forventninger om relative priser og risiko i fremtiden (i forhold til andre investeringsmuligheter) også være vesentlige. Dette er forventninger om fremtiden som blant annet blir fanget opp i z^I . Boligtilbudet oppleves som bratt kurve sammenlignet med etterspørselskurven fordi den årlige boligbyggingen er en tidskrevende prosess. En økning i tilbudet er dermed liten sammenlignet med eksisterende boligmasse. Dette gjør at tilbudskurven er lite elastisk på kort sikt, og ikke kan justeres. Dette fører til at etterspørselen i hovedsak bestemmer boligprisene (Holden, 2016, s. 106-107).

På bakgrunn av investeringsfunksjonen presentert ovenfor vil bolig som investeringsformål blir mer aktuelle og reelle i de tilfeller der Y og z^I er høy, samt at r er lav. Denne investeringsfunksjonen gir et forenklet bilde på hvordan boliginvesteringer foretas blant husholdninger.

3.0 Metode

3.1 Begrunnelse for valg av metode

Valget av metode må være relevant og aktuell med tanke på problemstilling: *Hvordan har særkravene i boliglånsforskriften påvirket boligprisene for leiligheter i Oslo?* Vi benyttet oss av økonometrisk metode i den hensikt å finne effekten av den politiske reguleringen som er gjeldende for sekundærboliger i Oslo. Økonometrisk metode blir ofte brukt for å trekke beskrivende og kausale slutninger, og passer dermed bra for oppgaven vår.

Vi har valgt å gjennomføre en difference-in-difference-analyse (DiD) der hovedhensikten er å sammenligne to grupper som får ulik behandling. Den valgte metoden brukes fordi den blir beskrevet som spesielt god til å analysere effekten av politiske endringer, og den er et godt virkemiddel for å få frem variasjon over tid og over individuelle omstendigheter (Mckenzie, 2020). Denne metoden kan få frem årsakssammenhenger mellom særkravene i boliglånsforskriften og boligprisene hvis forutsetningene i metoden er tilfredsstillt. Den viktigste forutsetningen som ligger til grunn for en DiD-modell er parallelle trender, men utfordring i dette tilfellet er at særkravene for Oslo har blitt innført fordi Oslo opplever andre økonomiske forhold enn de andre byene i Norge. Dette er en svakhet ved valgt metode. Dermed er videre analyser basert på en logaritmisk transformasjon av gjennomsnittlig kvadratmeterpris. Utgangspunktet blir følgelig at det ikke antas at prisene øker i absolutte tall i Oslo og de andre byene, men det forutsettes at prisene vokser proporsjonalt. Dette gjør at prisveksten i prosent skal være likt i byene. Analysen vår er eksplorerende der målet å utforme en oppgave som har muligheten til å få frem meningsfulle og relevante poeng. Vi hadde ingen før-plan, men oppgaven har blitt justert etter hvert som ny informasjon dukket opp slik at modellene har blitt estimert fortløpende. Denne fleksibiliteten gjør at informasjonen utnyttes til å være mest mulig vesentlig (Seltman, 2018, s. 3).

Vi tror valget av en DiD-analyse er det mest hensiktsmessige og relevante å gjennomføre med tanke på problemstillingen. En vanlig lineær regresjon ville gitt forventningskjevne resultater (Stock & Watson, 2015, s. 239). Hadde det blitt utført to forskjellige regresjoner med boligpriser som avhengige variabelen, en før særkravene trådte i kraft, og en etter særkravene trådte i kraft, hadde det ikke vært mulig å se de eventuelle effektene som oppstår fra endringen. I en DiD-analyse har man en kontrollgruppe som kontrollerer for andre faktorer som

påvirker boligprisene, gitt at forutsetningene er tilfredsstillende. Disse faktorene kan både være observerbare og uobserverbare, og blir derfor umulig å inkludere som forklaringsvariabler i en vanlig regresjon. En annen metode som ofte blir brukt for å sammenligne to grupper er *regression discontinuity* (RD). RD-designet måler også en enhet for to grupper, før og etter en behandling, på lik linje med DiD. Forskjellen ligger i hva som er behandlingsgruppe og hva som er kontrollgruppe. I RD sammenlignes to grupper som ligger rett over og under et skjæringspunkt. Det mest brukte eksempelet er de som fikk poengscore 75 på en prøve fikk et stipend, mens de rett under med poengscore 74, ikke fikk stipendet. Her kunne man analysere effekten av dette stipendet på senere prestasjoner (Trochim, 2020). Med tanke på dette har vi ikke mulighet til å gjøre dette i vår oppgave, da behandlingsgruppen og kontrollgruppen allerede er valgt ut, og det ikke foreligger noe skjæringspunkt. Samtidig kan en metode som kalles *instrumental variables* også brukes, men i vårt tilfelle finnes det ikke noe tydelig instrument og metoden egner seg derfor ikke å bruke i dette tilfellet (Stock & Watson, 2015, s. 545-546). Derfor ser vi DiD som den beste analysemodellen.

3.2 Difference-in-difference

Difference-in-difference (DiD) er en av de mest brukte metodene for å analysere virkningen av en politisk regulering. Denne metoden er et såkalt kvasiekperiment som oppstår når en eksogen hendelse, ofte en endring i politisk regulering, endrer omstendighetene til individer, familier eller byer. Metoden forklarer hvilken effekt en gitt behandling har på en bestemt behandlingsgruppe. Enhetene i analysen deles hovedsakelig inn i fire grupper, nærmere bestemt en kontrollgruppe før og etter innføringen av den politiske reguleringen, samt en behandlingsgruppe før og etter reguleringen. Tre av disse gruppene er ikke påvirket av den politiske reguleringen. I de fleste tilfeller vil tid være den viktigste variabelen for å skille disse gruppene, og kontrollgruppen består av enheter som ikke er påvirket av den politiske reguleringen (Wooldridge, 2016, s. 410).

I motsetning til et vanlig eksperiment, vil ikke et kvasiekperiment legge til grunn et randomisert utvalg. Her vil randomiseringen heller bli introdusert ved variasjon i individuelle omstendigheter som gjør at det ser ut som om behandlingen er tildelt tilfeldig. Tildelingen oppstår typisk som følge av lover, politiske reguleringer og andre omstendigheter (Stock & Watson,

2015, s. 542). For å estimere kausaleffekten kan vi kalle C for kontrollgruppe og T for behandlingsgruppe, og lar dT være notasjonen for enhetene for de som tilhører behandlingsgruppen, hvis ikke er denne null. Samtidig vil $d2$ være en dummyvariabel for perioden etter den politiske reguleringen. Dermed vil ligningen være:

$$y = \beta_0 + \delta_0 d2 + \beta_1 dT + \delta_1 d2dT + \text{andre faktorer}, \quad (1)$$

Denne metoden vil ikke sammenligne resultatet på den avhengige variabelen, y , men ta utgangspunkt i endringen i resultatene før og etter behandling, og dermed justere for endringer som har skjedd før behandlingen av y i to grupper. Effekten av den politiske reguleringen vil bli målt av δ_1 . Hvis det ikke er andre variabler inkludert i regresjonen, vil δ_1 være difference-in-difference-estimatoren. Denne estimatoren blir dermed den gjennomsnittlige endringen i y for de i behandlingsgruppen subtrahert med gjennomsnittlig endring i y for de som tilhører kontrollgruppen. Dette kan uttrykkes som:

$$\begin{aligned} \delta_1 &= (\bar{Y}^{\text{Behandling,etter}} - \bar{Y}^{\text{Behandling,før}}) - (\bar{Y}^{\text{Kontroll,etter}} - \bar{Y}^{\text{Kontroll,før}}) \\ &= \Delta \bar{Y}^{\text{Behandling}} - \Delta \bar{Y}^{\text{Kontroll}} \end{aligned} \quad (2)$$

Denne ligningen forteller oss at forventet resultat ved gjennomføring av behandlingen kan bli estimert ved å sammenligne forventet verdi når det ikke foreligger noen behandling.

Den generelle DiD-estimatoren kan oppsummeres i tabellen nedenfor.

	Før	Etter	Etter – før
Kontrollgruppe	β_0	$\beta_0 + \delta_0$	δ_0
Behandlingsgruppe	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \delta_0 + \beta_1 + \delta_1$	$\delta_0 + \delta_1$
Kontroll - behandling	β_1	$\beta_1 + \delta_1$	δ_1

Tabell 3.1: Oppsummering av DiD-estimatoren.

Hvis det inkluderes andre forklarende variabler i regresjonen vil ikke δ_1 lenger være formulert som ovenfor, men ha en tolkning som er tilsvarende lik. I tilfeller der behandlingen er randomisert over utvalget, vil δ_1 være forventningsrett og konsistent estimator av kausaleffekten (Wooldridge, 2016, s. 410- 411). I tilfeller der det finnes flere enn to tidsperioder er det mulig

å inkludere leads og lags i analysen. Denne inkluderingen vil bevare og utnytte variasjonen og informasjonen som finnes.

3.2.1 Difference-in-difference med leads og lags

DiD med leads og lags, også kalt tidsvarierende difference-in-difference, er en metode som egner seg til grafisk tolkning av DiD-estimatorene. Ved å inkludere leads i analysen vil det fremkomme hvordan trendene er i perioden før boliglånsforskriften, mens ved lags analyseres det om behandlingseffekten endrer seg over tid. I slike analyser er det standard å sentrere bruddpunktet til 0 (Cunningham, 2020, s. 268). Autor (2003) har gjort det mest kjente studie med denne type analyse når han analyserte effekten av bedre arbeidsvilkår for midlertidig ansatte i USA.

Følgende regresjon er en standard DiD med leads og lags:

$$Y_{its} = \gamma_S + \lambda t + \sum_{\tau=-q}^{-1} \gamma_{\tau} D_{S\tau} + \sum_{\tau=0}^m \delta_{\tau} D_{S\tau} + x_{ist} + \epsilon_{ist} \quad (3)$$

I denne regresjonen er γ_S *fixed effect* for enhetene. Det vil si en koeffisient multiplisert med dummyen for behandlingsgruppen. Denne variabelen varierer mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen, men endres ikke over tid. λt er *fixed effects* for tid. Det vil si koeffisienter multiplisert med dummyene for tidsperioden. Denne variabelen er lik for behandlingsgruppen og kontrollgruppen, men endres derimot over tid. $D_{S\tau}$ er interaksjonsleddet til enhetene og tidsperiodene. Interaksjonsleddene får frem hvordan trendene utvikler seg, og variabelen vil kartlegge behandlingseffekten over tid (Atanasov & Black, 2016, s. 242). x_{ist} er forklaringsvariablene som blir lagt til. ϵ_{ist} er feilleddet, som inkluderer all variasjon regresjonen ikke klarer å fange opp. Stor sigma i regresjonslikningen viser leads og lags - q er antall leads som inkluderes i regresjonen, mens m er antall lags som inkluderes.

Ved å inkludere leads og lags i DiD-modellen vil analysen utnytte informasjonen på en annen måte enn ved en standard DiD-modell. I en standard DiD-modell vil det bli tatt et gjennomsnitt av alle observasjonene før og etter forskriften får å få frem en gjennomsnittlig effekt. Det blir ikke utnyttet at alle tidsperiodene har sin egen verdi slik at effekten kan tolkes ved hver tidsperiode, gitt at forsetningene i metoden er tilfredsstillt. Ved å inkludere dette vil man se

hvordan effekten av en politisk regulering eventuelt endres i hver periode. Hvis det derimot brukes et gjennomsnitt av alle disse periodene vil analysen kunne miste informasjon som er nyttig og relevant gjeldende for særkravene.

3.3 Metodens forutsetninger

Estimeringen i en standard DiD er avhengig av ulike forutsetninger for å kunne forklare kausaleffekten og unngå spuriøse sammenhenger. Ved tilfredsstillende av forutsetningene vil det skapes reliabilitet og validitet. I DiD-analyser vil det oppstå både endogenitet og seleksjons-skjevhet fordi den politiske reguleringen ved forsøket ikke er tilfeldig fordelt blant utvalget. Eksogenitet er en viktig antagelse for å forsikre at feilledet ikke er korrelert med andre variabler i modellen. I DiD vil ikke denne antagelsen tilfredsstillende, men metoden forutsetter at det er en betinget eksogenitet av behandlingen som vil gi intern validitet, men ikke tilfredsstillende den eksterne validiteten (Lechner, 2011, s. 177-179).

Det er også avgjørende at Stable Unit Treatment Value (SUTVA) er oppfylt. SUTVA inneholder to forutsetninger, nemlig at det finnes konsistente estimatorer og ingen overføringseffekter (Columbia Public Health, 2020). Konsistent estimator vil si at det er en veldefinert behandling, og at de som tilhører behandlingsgruppen ikke skal ha muligheten til å velge om de får behandling, deler av behandlingen eller ingen behandling (Lechner, 2011, s. 176-177).

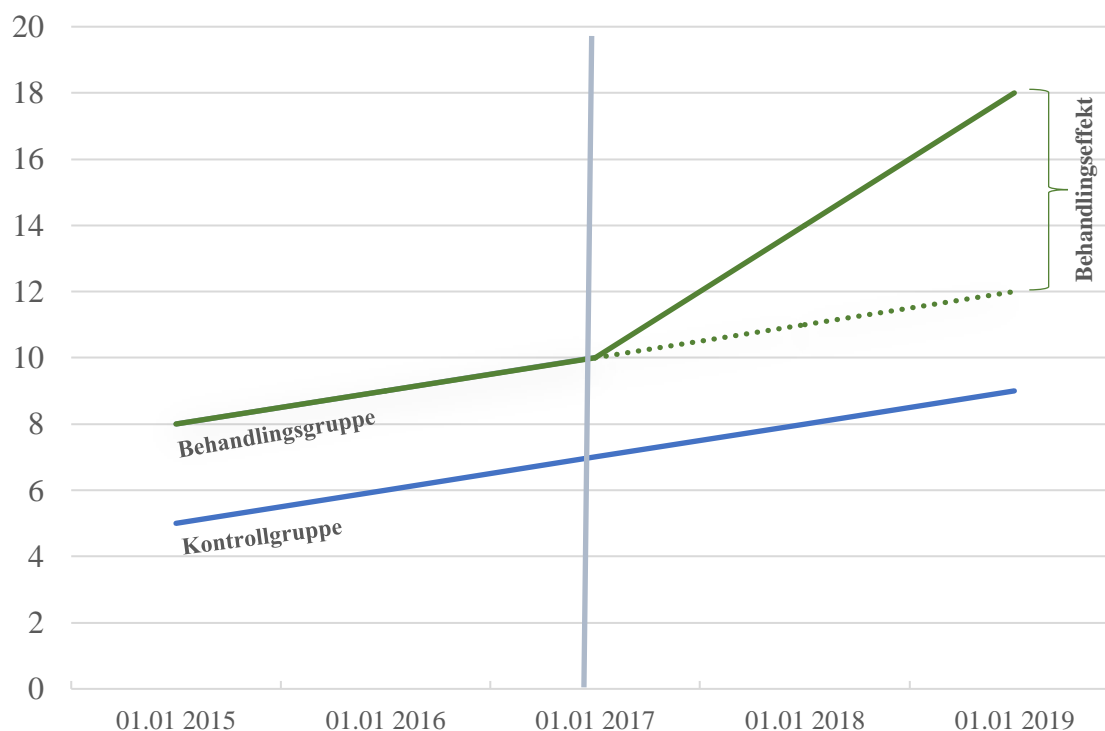
Særkravene i boliglånforskriften gjelder for alle sekundærboliger i Oslo, og de kan dermed ikke bestemme om de får behandling eller ikke. Derimot fremkommer det av forskriften at bankene har en fleksibilitetskvote som er henholdsvis på 10 % for landet, mens den er 8 % for Oslo. Dette gjør det mulig for bankene å avvike fra et eller flere av kravene i forskriften, men det har vist seg at denne fleksibilitetskvoten har vært stabil i flere år, og vi kan dermed konkludere med at denne forutsetningen er oppfylt.

Den andre forutsetningen i SUTVA omhandler overføringseffekter. Det er viktig at det ikke er noen overføringseffekter slik at en person som har blitt behandlet ikke kan gi effekter på resultatet på en annen person i utvalget. Samtidig må de som er i kontrollgruppen ikke bli påvirket av den politiske reguleringen (Columbia Public Health, 2020). I vårt tilfelle vil dette bety at særkravene i boliglånforskriften ikke har påvirkning på boligprisene i de andre utvalgte byene i Norge annet enn Oslo. Faren for overføringseffekter ville ha blitt stor hvis vi valgte å

inkludere kommuner rett utenfor Oslo i analysen. Vi antar at det finnes personer som velger å kjøpe bolig rett utenfor Oslo fordi de ikke får kjøpt bolig i Oslo grunnet særkravene. Samtidig kan det tenkes at en investor kan kjøpe investeringsobjekter i andre byer, men vi ser ikke på dette som en utfordring fordi Oslo og omegn er mer attraktive områder. På bakgrunn av dette antar vi at denne forutsetningen også er oppfylt siden de valgte byene i Norge ligger langt unna Oslo. Dette gjør at behandlingen er helt representert og hovedsakelig vil det ikke være noen relevante interaksjoner mellom enhetene i utvalget.

DiD forutsetter at ved fravær av behandlingen vil forskjellen være konstant eller fast over tid (Lechner, 2011, s. 176-179). Denne forutsetningen omtales som parallelle trender og ansees som den viktigste forutsetningen for å kunne gjennomføre en DiD på en tilfredsstillende og funksjonell måte. I dette tilfellet vil forutsetningen holde hvis det ikke fantes noen særkrav, og alle de valgte byene i Norge og Oslo ville hatt en konstant forskjell. Denne forutsetningen kan ikke testes direkte fordi det er bare en virkelighet, og det finnes dessverre ingen mulighet til å sjekke hva som virkelig ville ha skjedd med Oslo. Derimot blir denne antagelsen undersøkt ved å se på perioden før 2017 for å få en indikasjon på om alle byene hadde proporsjonal vekst. Hvis Oslo og de utvalgte byene har lik prisvekst i prosent, vil vi være sikre på at de fortsatt ville hatt dette etter innføringen av boliglånsforskriften (Stock & Watson, 2015, s 542-544). I figur 3.1 fremstilles forutsetningen om parallelle trender grafisk. Her vises resultatet mellom behandlings- og kontrollgruppen ved behandlingen og ved fravær av behandlingen.

PARALLELE TRENDER



Figur 3.1: Grafisk fremstilling av parallelle trender før et bruddpunkt 1. januar 2017.

Hvis trendene er forskjellig vil dette skape en estimert behandlingseffekt som ikke er valid og som gir forventningsskjev estimater. Årsaken til dette vil være fordi trenden for sammenligningsgruppen ikke er et gyldig estimat av den kontrafaktiske trenden som ville ha effekt for behandlingsgruppen ved fravær av den politiske reguleringen (Gertler, Martinez, Premand, Rawlings & Vermeersch, 2011, s. 136). I tilfeller med flere tidsperioder er det mulig å inkludere leads i en grafisk fremstilling for å sjekke trendene før den politiske reguleringen inntreffer. Samtidig vil det være mulig å sjekke trendene formelt ved å se på konfidensintervallene. Hvis konfidensintervallene overlapper hverandre vil dette indikere parallelle trender. Inneholder konfidensintervallene i hele før-perioden også null, har vi mulighet til å bruke før-perioden til å indikere behandlingseffekter. Dette er gitt hvis konfidensintervallene er til å stole på.

Selv om det finnes parallelle trender kan det oppstå forventningsskjev estimater. Grunnen til dette kan være at det finnes andre faktorer som påvirker forskjellen i trendene mellom de to gruppene, og estimeringen vil vises som ikke valid og forventningsskjev. En standard DiD forutsetter at det ikke finnes noen andre faktorer som kan påvirke resultatet (Gertler et al,

2011, s. 141). Derimot vil det ofte være andre faktorer som spiller inn på resultatet i en studie, dette er såkalte konfunderende faktorer. Disse faktorene skaper problemer fordi det bryter forutsetningen om parallelle trender. En mulighet for å løse dette problemet er å utføre en difference-in-difference-in-difference-analyse (DiDiD).

3.4 Difference-in-difference-in-difference

Det finnes ofte konfunderende faktorer som påvirker resultatet. Dette er andre faktorer som er noe annet enn det vi studerer, og som har verdier som endres over tid. For å løse problemet med disse faktorene vil en DiDiD-analyse inkludere en ekstra kontrollgruppe som ikke har blitt utsatt for den politiske reguleringen, men som står ovenfor problemene med faktorer som endres over tid.

Ved inkludering av en ekstra kontrollgruppe kan man separat estimere en standard DiD-modell som er basert på de originale dataene våre, og en som er basert på de nye dataene for kontrollgruppen. DiD-estimatet fra kontrollgruppen representerer et gyldig estimat av effekten av de konfunderende faktorene som endres over tid og som er fri for behandlingen, mens DiD-estimatet fra de opprinnelige dataene representerer en kombinert effekt av de konfunderende faktorene og behandlingen. Ved å trekke den ene DiD-estimatet fra den andre vil det danne seg en tredobbelt forskjell slik at forventningsskjevheten fra de konfunderende faktorene fjernes og behandlingseffekten blir isolert (Wing, Simon & Bello-Gomez, 2018, s. 461).

Følgende regresjon er en typisk DiDiD:

$$Y_{its} = \alpha + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 \tau_t + \beta_3 \delta_j + \beta_4 D_i + \beta_5 (\delta * \tau)_{jt} + \beta_6 (\tau * D)_{ti} + \beta_7 (\delta * D)_{ij} + \beta_8 (\delta * \tau * D)_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (4)$$

Den mest interessante parameteren her er β_8 som er DiDiD estimatoren. Denne estimatoren kan uttrykkes som ligning 5 der den alternative kontrollgruppen er A:

$$\begin{aligned}
\beta_8 = & [(\bar{Y}^{Behandling,gruppe B,etter} - \bar{Y}^{Behandling,gruppe B,før}) \\
& - (\bar{Y}^{Behandling,gruppe A,etter} - \bar{Y}^{Behandling,gruppe A,før})] \\
& - [(\bar{Y}^{Kontroll,gruppe B,etter} - \bar{Y}^{Kontroll,gruppe B,før}) \\
& - (\bar{Y}^{Kontroll,gruppe A,etter} - \bar{Y}^{Kontroll,gruppe A,før})] \tag{5}
\end{aligned}$$

Denne triple estimatoren er lik som forskjellen mellom to DiD-estimatorer som ble uttrykt i ligning (2) tidligere. I denne regresjonen inkluderes det en ny parameter, j , som indikerer om det er hovedkategorien av interesse eller om det er den alternative kontrollgruppen. Den isolerte behandlingseffekten kommer frem ved δ , og kan uttrykkes som:

$$\delta = E[Y_1 - Y_0 | T = 1, B = 1, Etter = 1] \tag{6}$$

Den isolerte behandlingseffekten fremkommer ved forskjellen mellom behandlingsgruppen ved gruppe B i periode 2 i behandling, og behandlingsgruppen ved gruppe B i periode 2 uten behandling. δ vil være riktig identifisert hvis forutsetningen om parallelle trender er tilfredsstillt ved en DiDiD.

Gjennomføringen av en DiDiD vil være med på å styrke DiD-designet, men dette gjelder bare i noen passende tilfeller. Det oppstår nemlig en ekstra kostnad ved å bruke DiDiD-designet – forutsetningene om parallelle trender vil bli enda sterkere (Cunningham, 2020, s. 272). I et diskusjonspapir fra NHH (Olden & Møen, 2020, s. 1) vises det til at DiDiD krever en forutsetning om parallelle trender som ligner på DiD-tilnærmingen. DiDiD-estimatoren kan fremkomme av forskjellen mellom to DiD-estimatorer, men dette vil ikke bety at det kreves to forutsetninger om parallelle trender for at den estimerte effekten skal ha en kausaltolkning. Grunnen for dette er at forskjellen mellom to forventningsskjevne DiD-estimatorer vil være forventingsrett så lenge forventningsskjevheten er samme i begge estimatorene. Da vil forventningsskjevheten skilles ut når trippelforskjellen beregnes. Teorien viser til at forutsetningen om parallelle trender kan holde i DiDiD selv om forutsetningen ikke vil være tilfredsstillt i to estimerte separate DiD-modeller.

Potensielt kan statistisk inferens også være en utfordring i alle typer DiD-studier slik at vi må være oppmerksomme på at regresjonsfeilen ofte kan være korrelert blant observasjonene. På

grunn av seriekorrelasjon kan regresjonsfeilen undervurdere standardavviket for den estimerte behandlingseffekten, og dette kan føre til overestimert signifikansnivåer. Løsningen er å justere standardfeilene slik at denne korrelasjonen blir tatt hensyn til. En metode er å bruke clustered standardfeil. Ved å gjøre dette vil standardfeilene tillate heteroskedastisitet og seriekorrelasjon blant enhetene, men på samme tid, forutsette at feilleddene er ukorrelert. Clustered standardfeil er valide uavhengig om regresjonen er heteroskedastisk eller ikke, seriekorrelert eller ikke, eller begge (Stock & Watson, 2015, s. 650).

Litteraturen har ikke nådd enighet om den beste måten til å utføre statistisk inferens i en DiD-modell. Men i de senere årene har det blitt klart at DiD-analyser som består av få behandlings- og kontrollgrupper kan ha problemer når statistisk inferens skal ivaretas. Det har vist seg at cluster generelt er en god metode for å justere standardfeil hvis det er nok antall cluster. Hvis antall cluster er mindre enn 20 vil dette gi forventingskjevne estimatorer som er estimert lavere enn utgangspunktet (Rokicki, Chohen, Fink, Salomon, Landrum, 2017, s. 1). I tilfeller der det er få cluster kan eksempelvis bootstrap vise seg å være en bedre metode for å utføre inferens (Wing et.al, 2018, s. 462). Når det er sagt er dette utenfor omfanget av denne oppgaven å problematisere denne utfordringen. Men vi er klar over disse problemene, og er nøye med å ikke over-tolke standardfeilene og sette for stor tillitt til disse.

4.0 Data

4.1 Datainnsamling

For å kunne belyse problemstillingen på en hensiktsmessig måte har vi innhentet et datasett bestående av observasjoner på boligpriser fra januar 2014 til januar 2020, samt ulike variabler som påvirker boligprisene over tid. Dette er et paneldatasett hvor observasjonene er på individnivå, og består av 274 193 observasjoner før bearbeiding og rydding. Vi har fått tilsendt datamaterialet fra Eiendomsverdi AS. Dette er et selskap som samler, strukturer og analyserer unike data om det norske boligmarkedet, og har utviklet Norges største boligdatabase (Eiendomsverdi, 2020).

Datasettet inkluderer kun meglerbekreftede omsetninger, og salg der privatpersoner er kjøpere. Dette vil si at salg som ikke er gjort via meglere eller til bedrifter ikke er inkludert. Siden salg som ikke er gjort via meglere ikke er inkludert kan dette være en svakhet. Det er trolig ikke så mange salg som er gjort utenom megler, men vi er oppmerksomme på at dette kan skje, noe som gjør at datasettet mangler observasjoner som egentlig kunne ha vært inkludert. Vi vil likevel anse datasettet til å være troverdig nok for videre analyser.

Det er avgjørende å ha et ryddig og bearbeidet datasett som er relevant for analysen. Eksempelvis inneholdt datasettet noen manglende observasjoner, og det er betydningsfullt å fjerne disse for å ikke oppnå forventningsskjevne resultater. Prosessen av et ryddig og bearbeidet datasett finnes i vedlegg 1. Dette gjør at vi står igjen med 159 172 observasjoner som har blitt brukt til videre analyser. Dette skal være et tilstrekkelig antall observasjoner for å kunne få frem en troverdig og representativ effekt av særkravene i boliglånsforskriften. For å få frem effekten har vi måtte innhente data for Oslo. I tillegg har vi det samme datamaterialet for Bergen, Trondheim og Tromsø, samt kommunene Lørenskog, Nordre Follo og Bærum i Viken fylke. Disse kommunene inkluderes senere i oppgaven.

4.2 Valg av kontrollgruppe

Bergen, Trondheim og Tromsø har blitt inkludert som kontrollgruppe. Disse byene ansees som mest sammenlignbare med Oslo slik at vi kan få en realistisk effekt av særkravene. Det viktigste kravet til kontrollgruppen er at boligmarkedet i byene skal være relativt likt som i

Oslo. Markedene må bevege mest mulig parallelt. Senere blir det testet hvor parallele disse byene er, og om en eller flere byer bør utelates grunnet ikke-parallele trender.

Bergen, Trondheim og Tromsø er de byene som på lik linje med Oslo har hatt en stabil høy boligvekst de siste årene. Vi har valgt å ikke inkludere Stavanger i kontrollgruppen, selv om dette er en av Norges største byer og prisene er på et høyt nivå på lik linje med Oslo. Byen er Norges oljehovedstad, og har helt klart størst tetthet av ansatte i oljenæringen i hele landet, samt et boligmarked som sterkt relatert til oljemarkedet. Stavanger fikk en regional konjunkturedgang med oljenedturen i 2013 og boligmarkedet har vært svakt siden (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 8). Dette gjør at vi konkludere med at trendene mellom Oslo og Stavanger ikke vil være parallele, og et viktig krav for DiD vil ikke være tilfredsstillt.

På forhånd vil vi derimot tro at trendene mellom Oslo, og Bergen, Trondheim og Tromsø vil være relativt parallele, selv om vi vet at byene opptrer forskjellig fra Oslo. Likevel har boligprisutviklingen vært relativt stabilt i disse byene de siste årene. Det er ingen hendelser som gjør at boligprisutviklingen i Bergen eller Trondheim oppfører seg spesielt, og boligprisene har vært på et generelt høyt nivå i byene. Vi har også valgt å inkludere Tromsø, selv om dette ikke er en av Norges største byer med hensyn til størrelsen på befolkningen og tettstedets areal, men grunnet en høy boligprisvekst de siste årene. På noen tidspunkt har byen hatt størst boligprisøkning i landet (Emberland, 2019). Derfor mener vi boligmarkedet i Tromsø har mange like trekk med hovedstadens boligmarked.

4.3 Variablene

Det tilsendte datasettet inneholdt 17 variabler, men det har ikke blitt tatt utgangspunkt i alle variablene ved gjennomføring av de ulike analysene, da ikke alle variablene var like relevante. Tabell 4.1 nedenfor viser og forklarer variablene vi har brukt i de videre analysene.

Variabel	Beskrivelse
Kommunennummer	Viser hvilken kommune variabelen tilhører. Kommunenummeret representerer om det er Oslo, Bergen, Trondheim, Tromsø, Lørenskog, Nordre Follo eller Bærum.
Fødselsår på kjøper	Årstall som kjøperen av boligen er født.
Salgspris inkludert fellesgjeld	Dette er summen av salgspris og fellesgjeld. Dette er variabelen vi vil bruke som salgspris videre i analysen, da den totale prisen blir mest riktig her.
Salgsdato	Dette er datoen boligen ble solgt, altså datoen for budaksept.
Antall soverom	Antall soverom som finnes i boligen.
Primærrom	Primærrom eller primærareal kan defineres som bruksareal i boligens primære rom. Rommene som inkluderes her er kjøkken, bad, stue og soverom, samt andre rom det er naturlig å oppholde seg i.
Etasje	Hvilken etasje boligen befinner seg i.
Boligtype	Om boligen er en leilighet, enebolig eller en delt bolig.
Omsetningshastighet	Dager fra boligen ble annonsert til budaksept.

Tabell 4.1: Fremstilling og forklaring av variablene i datasettet.

I vedlegg 2 er det inkludert tabeller som viser gjennomsnittet for ulike boligkarakteristikker for både Oslo og kontrollgruppen, før og etter forskriften trådte i kraft i 2017. Dette for å se om variablene endrer seg betydningsfullt etter innstramningen, og hvilke variabler som er mest relevant å inkludere som forklaringsvariabler senere. På bakgrunn av disse tabellene ser vi at Oslo skiller seg ut fra resten av byene i kontrollgruppen på flere vis, men endringene i variablene før og etter forskriften har ikke vært betydningsfullt. Dette gjør at vi konkluderer med at boligkarakteristikken ikke har endret seg før og etter forskriften trådte i kraft. Nedenfor er det inkludert en tabell som viser de generelle forskjellene i variablene mellom Oslo og kontrollgruppen.

Behandling og kontroll	Soverom	Primærrom	Etasje	Omsetningshastighet
Oslo	1,92	75,47	2,60	22,10
Bergen, Trondheim og Tromsø	2,32	90,41	1,67	29,06

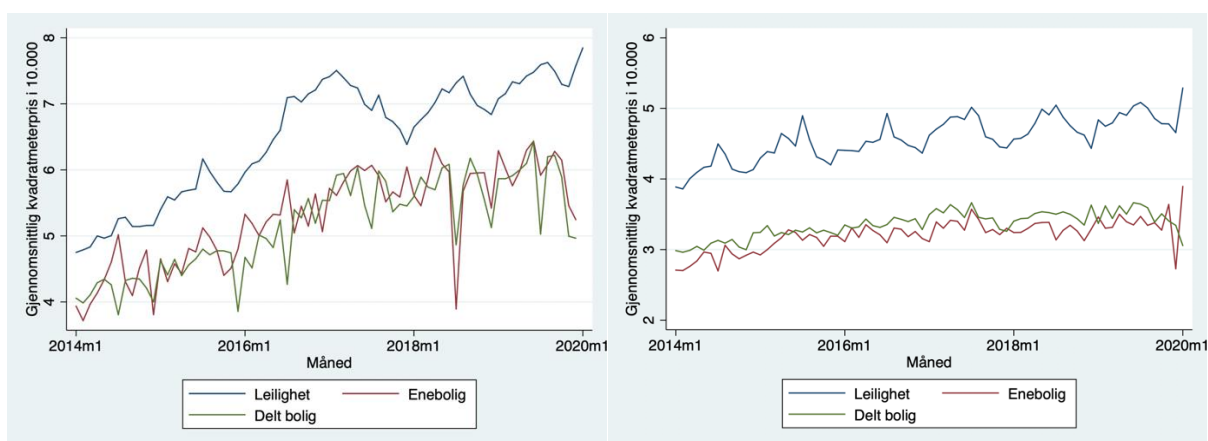
Tabell 4.2: Viser gjennomsnitt for variablene soverom, etasje, primærrom og omsetningshastighet for Oslo og samlet for Bergen, Trondheim og Tromsø.

Her ser vi at Oslo skiller seg ut fra kontrollgruppen. Oslo er den byen med færrest gjennomsnittlig antall soverom, sammenlignet med kontrollgruppen. Oslo har gjennomsnittlig rett under to soverom, mens byene i kontrollgruppen har gjennomsnittlig litt over to soverom. Primærrom kan sees i sammenheng med dette - Oslo har de minste boligene til salgs. I tillegg har Oslo boliger beliggende i høyere etasjer enn de resterende byene. Grunnen til dette er at høyere boligblokker er mer vanlig i hovedstaden. Samtidig har Bergen og Trondheim en større andel av befolkningen som bor i leiligheter, mens Tromsø bidrar til å trekke denne variabelen ned. Dette er fordi fordelingen mellom enebolig og blokkleiligheter er betydelig likere i Tromsø enn i de resterende byene (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 24).

5.0 Analyse

5.1 Grafisk fremstilling av variabelen «boligtype»

Fra tidligere situasjonsbeskrivelse vet vi at 85 % av alle sekundærboliger i Oslo er leiligheter. Dermed fremstilles endringen i gjennomsnittlig kvadratmeterpris for ulike boligtyper grafisk, både for Oslo og kontrollgruppen. Dette gir oss en bedre forståelse for hvilke data vi har og hvordan prisutviklingen har vært for de ulike boligtypene.



Figur 5.1 (venstre): Grafisk fremstilling av prisutviklingen for ulike boligtyper i Oslo.

Figur 5.2 (høyre): Grafisk fremstilling av prisutviklingen for ulike boligtyper i kontrollgruppen (Bergen, Trondheim og Tromsø).

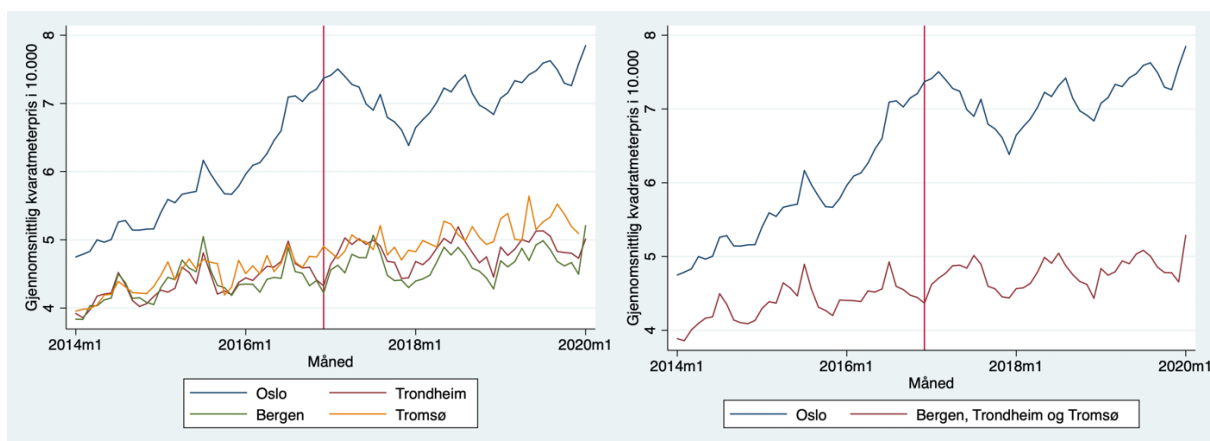
Av figur 5.1 fremkommer det at gjennomsnittlig kvadratmeterpris for leiligheter i Oslo er en god del høyere enn for eneboliger og delte boliger, da disse ligger på et relativt likt nivå. Det kan være flere grunner til dette, men trolig fordi leiligheter ofte ligger mer sentralt, og jo mer sentralt – jo dyrere boliger. Leiligheter er ofte også mindre i størrelse, og har høyere gjennomsnittlig kvadratmeterpris. Prisutviklingen har helt klart vært størst for leiligheter i Oslo, med en økning fra litt under 50.000 kroner per kvadratmeter til nesten 80.000 kroner per kvadratmeter. Delte boliger og eneboliger har også en høy prisutvikling, men ikke på det samme nivået som leiligheter i byen. Et interessant funn er at gjennomsnittlig kvadratmeterpris for leiligheter går drastisk ned rundt nyttår 2017, mens veksten fortsetter for eneboliger og delte boliger. På dette tidspunktet ble særkravene i forskriften innført, og det kan tyde på at det kun er leiligheter som blir påvirket av disse særkravene. Dette underbygger vår antagelse om at det kun er leiligheter som blir berørt av særkravene.

Prisutviklingen for de ulike boligtypene i kontrollgruppen i figur 5.2 skiller seg ut fra figuren gjeldende for Oslo. Den tydeligste forskjellen er at gjennomsnittlig kvadratmeterpris er mer moderat med en økning rundt 5.000-10.000 kroner på seks år. Vi ser også at leiligheter i Bergen, Trondheim og Tromsø ikke har hatt det samme prisstupet rundt nyttår i 2017 som leilighetene i Oslo hadde. På bakgrunn av disse figurene og basert på at 85 % av alle sekundærboliger i Oslo er leiligheter, har videre analyser og problemstilling kun fokus på boligprisutviklingen for leiligheter.

5.2 Parallelle trender

I denne delen har det blitt undersøkt om forutsetningen for parallelle trender i før-perioden er tilfredsstillt. Den vanligste metoden for å teste dette er å illustrere trendene grafisk, der trendene tolkes før et bruddpunkt. I vårt tilfelle har vi tolket hvor parallelle boligprisene for leiligheter i kontrollgruppen er med boligprisene for leiligheter i Oslo før særkravene trådte i kraft, altså før 1. januar 2017. Vi mener de valgte byene i kontrollgruppen vil være mest relevante siden disse byene har hatt en relativt stabil boligprisvekst de siste årene. Den grafiske analysen viser om argumentene våre for hvorfor disse byene er parallelle med Oslo, faktisk stemmer. For å undersøke dette har vi grafisk separert alle byene hver for seg i en figur, og aggregert kontrollbyene sammen i en annen figur. De grafiske fremstillingene gir kun et bilde av hvordan trendene utvikler seg, og gir ikke et resultat med statistisk signifikans.

Figur 5.3 nedenfor viser tydelig hvor mye høyere gjennomsnittlig kvadratmeterpris er i Oslo sammenlignet med de andre store byene i Norge, som holder seg relativt på samme nivå. I henhold til den grafiske fremstillingen er Trondheim den byen som er aller mest parallell med Oslo. Oslo og Trondheim har priser som øker og synker på relativt samme tid, og de har tilnærmet like «boligpristopper» helt fra januar 2014 og frem til midten av 2016. Et par måneder fra midten av 2016 og frem mot slutten av året opplevde Trondheim en nedgang i gjennomsnittlig kvadratmeterpris, mens Oslo fortsatte å øke. Vi ser også at Bergen og Tromsø har perioder der de øker likt med Oslo. Derimot er det ingen av byene i kontrollgruppen som opptrer parallelt med Oslo i perioden 2016-2017. I denne perioden hadde Oslo en veldig stor boligprisvekst.



Figur 5.3 (venstre): Grafisk fremstilling for test av parallelle trender med alle byene i kontrollgruppen hver for seg.

Figur 5.4 (høyre): Grafisk fremstilling for test av parallelle trender med byene samlet i en kontrollgruppe.

Siden ingen av kontrollbyene opptrer helt parallelt med Oslo vil dette indikere at forutsetningen om parallelle trender ikke er tilfredsstillt hvis byene er separert. Derfor er videre analyser basert på aggregering av byene sammen til en kontrollgruppe. Dette gjør vi fordi vi eksempelvis ser at Trondheim følger trenden til Oslo i en periode, mens Tromsø følger trenden til Oslo en annen periode. Ved å aggregere byene sammen i en kontrollgruppe vil de individuelle byenes idiosynkrasier jevnes ut, og kontrollgruppen og behandlingsgruppen vil få en mer lik fordeling av antall observasjoner. I figur 5.4 er alle byene samlet i en kontrollgruppe, og basert på denne ser vi at trendene ikke er parallelle, selv om noen perioder opptrer parallelt. Denne forskjellen vil være med på å skape en estimert behandlingseffekt som ikke er valid og som bidrar til forventningsskjevne estimater – vi får dermed ikke estimert kausaleffekten av særkravene.

I neste delkapittel blir parallelle trender testet på en alternativ måte. Gjennomføringsmåten, en difference-in-difference med leads og lags, vil i tillegg til testing av parallelle trender også gi oss mulighet til å tolke boligprisendringene i forskjellige tidsperioder. Inkluderingen av leads og lags i analysen vil gi mer informasjon, enn ved en standard DiD der tidsperioden hovedsakelig deles inn i kun en periode før og etter en endring.

5.3 Tidsvarierende difference-in-difference mellom Oslo og kontrollgruppen

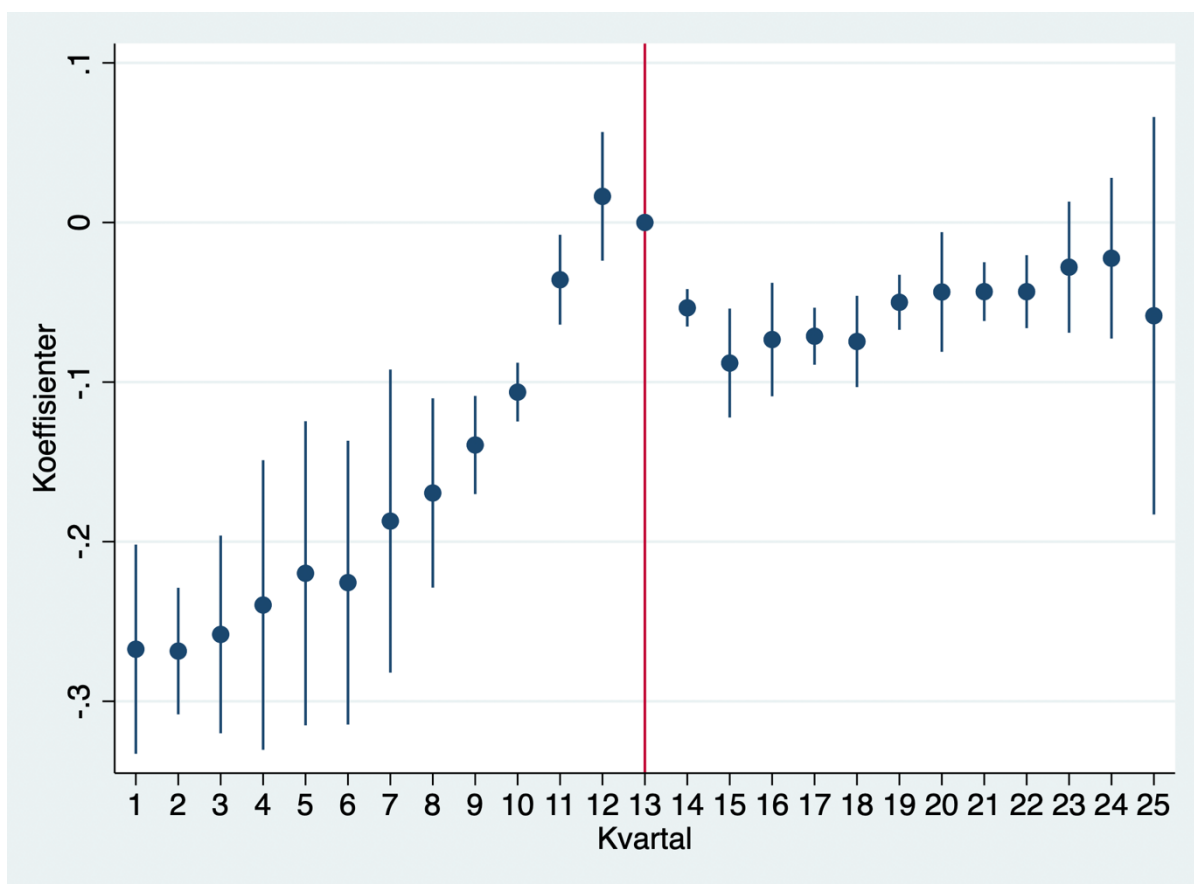
Hovedhensikten med oppgaven er å finne ut hvordan særkravene i boliglånsforskriften har påvirket boligprisene for leiligheter i Oslo. Selv om forutsetningen om parallelle trender trolig ikke er tilfredsstillt, vil en tidsvarierende DiD være en metode der man uansett har mulighet til å tolke boligprisveksten. Derimot kan ikke denne veksten tolkes som en effekt av særkravene. I analysen har vi brukt Stata til å estimere ligning (3) under kapittel 3.2.1. Her består kontrollgruppen av leiligheter i Bergen, Trondheim og Tromsø.

Vi har utført en DiD med leads og lags for leiligheter i Oslo mot leiligheter i kontrollgruppen. En grafisk fremstilling av koeffisientene i denne analysen vil også, på samme måte som figur 5.4, vise om trendene er parallelle i før-perioden. Fremstillingen gir også en forståelse av boligprisveksten i etter-perioden. Bruddpunktet i analysen er 1. januar 2017 som blir kvartal 13. Tidsperioden er delt opp i kvartal fordi det fortsatt gir oss en god mulighet til å tolke resultatene. Samtidig presenteres boligstatistikk oftest som kvartalsvis for å se relevante svingninger og utviklinger i boligmarkedet. Derfor anser vi en kvartalsvis tidsperiode som hensiktsmessig også for vår del. Analysen ender opp med 24 forskjellige interaksjonsledd med 12 lags og 12 leads. Dette vil si 12 kvartaler frem i tid fra 1. januar 2017 og 12 kvartaler tilbake i tid fra 1. januar 2017. Kvartal 1 inneholder observasjoner fra januar til mars 2014, og kvartal 25 blir det første kvartalet i 2020.

Primærom, etasje, soverom og omsetningshastighet er inkludert som forklaringsvariabler i regresjonen. Disse variablene er observerbare og blir kontrollert for slik at variasjonen som ikke er interessant blir tatt ut. Dette bidrar til å redusere standardfeilene og feilledet, og gjør koeffisientene til interaksjonsleddene våre mer presise. Ved å inkludere forklaringsvariabler kan det oppstå problemer med multikolaritet. Dette innebærer at en eller flere forklaringsvariabler er så sterkt korrelert at det gjenstår lite unik variasjon til å estimere koeffisientene. En Variance Inflation factor-test (VIF-test) kan gjennomføres for å avdekke dette problemet, og testen viser hvor mye variansen rundt et estimat på en koeffisient øker som følge av korrelasjonen med de andre uavhengige variablene i modellen. I denne testen finnes det flere tommefingerregler, men den mest brukte er at VIF-verdiene ikke skal være over 10 (Mela & Koppalle, 2002, s. 667). I vedlegg 4 er det gjennomført en slik test, og det konkluderes med at det

ikke er noen problemer med multikolaritet i modellen fordi variablene ikke har verdier som overstiger 10.

Vi har estimert ligning (3) under kapittel 3.2.1 i Stata, og resultatene er lagt ved i vedlegg 3. Når vi går over fra grafisk til formell analyse, som her, har vi valgt å logaritmisk transformere den avhengige variabelen. Den avhengige variabelen er logaritmisk transformert med den hensikt å modellere at absolutt endring i uavhengig variabler fører til relativ endring i avhengig variabel. Denne endringen gjør at vi får prosentvis endring i avhengig variabel når uavhengig variabel øker med en verdienhet. Dette blir også brukt fordi vi vet boligprisene er høyere i Oslo og at den absolutte prisveksten dermed ansees å være høyere. Om det ikke hadde blitt brukt logaritmen måtte den totale prisveksten ha vært parallell. I dette tilfellet er det logaritmisk endring i pris som må være parallelt, dermed håper vi den er proporsjonal og vokser med samme prosentandel. Her har vi brukt cluster på byene fordi det antagelig finnes noen uobserverte karakteristikk mellom byene slik at regresjonsfeilen korrelerer blant observasjonene.



Figur 5.5: Grafisk fremstilling av koeffisienter med 95 % konfidensintervall (basert på heteroskedastisk-robuste standardfeil) fra regresjon med gjennomsnittlig kvadratmeterpris (ln) som avhengig variabel (vedlegg 3). Grafen viser interaksjonsleddene mellom de uavhengige variablene kvartal og behandling. Vertikal linje skiller perioden før boliglånsforskriften fra perioden etter som startet i januar 2017.

Interaksjonsleddene vil være forskjellig fra null alle kvartaler der behandlingsgruppen og kontrollgruppen er mer forskjellig enn *fixed effect* for behandlingsgruppen og kontrollgruppen. Parallelle trender vil dermed være tilfredsstillt hvis interaksjonsleddene er rundt null fra kvartal 1 til kvartal 13. Ved å grafisk fremstille koeffisientene fra vedlegg 3 ser vi at dette ikke er tilfellet. Koeffisientene til interaksjonsleddene ligger langt under null før kvartal 13, sett bort fra kvartal 12. Basert på en formell test av dette vises det også at konfidensintervallene ikke overlapper hverandre i hele før-perioden, noe som tyder på ikke-parallelle trender. Vi ser at trendene i etter-perioden faktisk virker mer parallelle enn trendene i før-perioden, da koeffisientene i denne perioden ligger nærmere null. Prisveksten er derfor mindre proporsjonal før reformen, og mer proporsjonal etter reformen. Dette kan tyde på at boliglånsforskriften har bidratt til å dempe boligprisveksten slik at boligmarkedet i Oslo har blitt mer stabilisert og balansert.

Basert på den grafiske fremstillingen i figur 5.5 konkluderes det med at forutsetningen om parallelle trender i før-perioden ikke er tilfredsstillt. Hadde vi derimot hatt parallelle trender, hadde det vært mulig å tolke alle de forskjellige interaksjonsleddene i etter-perioden som behandlingseffekter. Dette kunne vi gjort selv om vi sammenligner mot et bruddpunkt, og ikke hele før-perioden slik som i en standard DiD, for da ville disse ha vært like. Koeffisientene fra regresjonen med leads og lags har derimot uansett tolkningsverdi, selv om man ikke kan tolke de som en effekt av reformen.

Av figur 5.5 fremkommer det at konfidensintervallene varierer fra kvartal til kvartal. Noen av konfidensintervallene viser mye variasjon, mens andre har liten variasjon. Eksempelvis er konfidensintervallet i kvartal 10 smalt sammenlignet med kvartal 5. Den tidligere presenterte problematikken rundt for få antall cluster oppstår her siden vi har fire cluster. Dette gir antydning til at standardfeilene våre ikke er estimert godt nok. Likevel anser vi ikke standardfeilene og konfidensintervallene som hovedproblemet for analysen slik at vi fortsatt justerer standard-

feilene med clustering. Ved å justere standardfeilene med bootstrap endres ikke problematikken rundt parallelle trender. Men vi er klar over at det ikke er passende å sette for stor tillitt til de rapporterte standardfeilene våre.

Siden vi nå ikke kan tolke interaksjonsleddene i etter-perioden som behandlingseffekter har vi sjekket muligheten for å bytte ut den valgte kontrollgruppen vår. På forhånd var vi oppmerksomme på at det trolig var større muligheter for parallelle trender ved å inkludere noen kommuner i Viken, beliggende tett inntil Oslo, som kontrollgruppe. For å være sikre på at det ikke var bedre å utføre analysene videre med denne kontrollgruppen gjennomførte vi en DiD med leads og lags der Lørenskog, Nordre Follo og Bærum var samlet i kontrollgruppe. Resultatene av denne analysen er lagt ved i vedlegg 7. Resultatene viser til nærmere parallelle trender, men trendene kan fortsatt ikke ansees å være helt parallelle. Ved å bytte til denne kontrollgruppen ville også faren for overføringseffekter oppstått, og det ville ha vært et brudd på forutsetningen om ingen overføringseffekter i SUTVA. På bakgrunn av dette mener vi analysene skal bygge på kontrollgruppen med Bergen, Trondheim og Tromsø for å gi et riktig bilde, og resultatene fra den tidligere analysen i vedlegg 3 blir diskutert nedenfor.

DiD-estimatorene

Alle interaksjonsleddene er forskjellige DiD-estimatorer, og det er disse estimatorene vi er mest interessert i. Interaksjonsleddene sammenlignes mot første kvartal i 2017 siden dette er referansegruppen for kvartalene. Her er det perioden etter særkravene som er mest relevant. På bakgrunn av analysen fra vedlegg 3 vises det tydelig at boligprisveksten etter 1. januar 2017 har vært lavere enn de var før særkravene ble innført. Alle interaksjonsleddene etter bruddpunktet er nemlig negative. Eksempelvis ser vi i kvartal 16 (4. kvartal 2017), altså 3 kvartaler etter særkravene trådte i kraft, at gjennomsnittlig kvadratmeterpris i Oslo er 7,34 % lavere enn ved bruddpunktet, kontrollert for de andre variablene i modellen. Dette resultatet er statistisk signifikant på et 1 %-nivå. I kvartal 20 (4. kvartal 2018) er gjennomsnittlig kvadratmeterpris i Oslo 4,36 % lavere enn ved bruddpunktet. Dette resultatet er også statistisk signifikant på et 5 %-nivå. I kvartal 24 (4. kvartal 2019) er gjennomsnittlig kvadratmeterpris i Oslo 2,24 % lavere enn ved bruddpunktet. Denne koeffisienten er i motsetning til de andre ikke signifikant på et 5 %-nivå. I lys av dette kan vi si at boligprisveksten har sunket etter særkravene trådte i kraft. Vi ser også at boligprisene deretter begynte å øke igjen, men i mer moderat

tempo enn tidligere. Dette fremkommer også tydelig i figur 5.5. Derimot, kan ikke prisnedgangen sees på som en effekt av reformen, grunnet mangelen på parallelle trender.

Lokaliseringseffekten (behandlingsvariabelen)

Koeffisienten til lokaliseringseffekten (behandling), β_1 , er den estimerte gjennomsnittsforskjellen i boligpriser for leiligheter mellom Oslo og Bergen, Tromsø og Trondheim ved bruddpunktet, kontrollert for de andre variablene i modellen. Denne forskjellen er på 43,63 %, og er også statistisk signifikant på 1%-nivå. Det betyr at boligene i Oslo er gjennomsnittlig dyrere enn boligene i kontrollgruppen, noe som ansees som et gyldig estimat.

Forklaringsvariablene

Ved inkludering av fire forklaringsvariabler som er relevante for boligpriser for leiligheter i Oslo, er tre av fire av disse signifikante på et 5 %-nivå. For hvert ekstra soverom det er i boligen vil gjennomsnittlig kvadratmeterpris synke med 5,10 %. Dette høres kanskje unaturlig ut, men jo større leilighetene blir, jo lavere blir gjennomsnittlig kvadratmeterpris. Dette vises tydelig ved den grafiske fremstillingen av forskjellen i gjennomsnittlig kvadratmeterpris på de ulike størrelser på leilighetene som er lagt ved i vedlegg 8. Samtidig vil flere soverom indikere større leilighet. For hver ekstra dag boligen har ligget ute for salg har gjennomsnittlig kvadratmeterpris økt med 0,0078 %. Sammenhengen er ikke spesielt stor, men jo flere dager leiligheten ligger ute for salg, jo dyrere blir boligen. Når det gjelder etasje vil gjennomsnittlig kvadratmeterpris øke med 1,37 % for hver etasje høyere leiligheten er plassert. For variabelen primærrom ser vi at for hver kvadratmeter boligen blir større, så synker gjennomsnittlig kvadratmeterpris med gjennomsnittlig 0,31%. Denne sammenhengen er lik som ved antall soverom, jo større boligen er, jo mindre blir gjennomsnittlig kvadratmeterpris. Denne forklaringsvariabelen er derimot ikke signifikant på et 5 %-nivå.

Trender for kontrollgruppen

Effekten for kontrollgruppen fremkommer av dummyene for kvartal. Da er behandlingsvariabelen 0, og boligprisendringene for Bergen, Tromsø og Trondheim kan tolkes kvartalsvis fra 2014 til 2020. Her ser vi en forskjell fra Oslo, ved at flere av kvartalene etter 1. kvartal 2017, har en gjennomsnittlig kvadratmeterpris høyere enn ved dette kvartalet. Alle periodene før er derimot negative. Eksempelvis er gjennomsnittlig kvadratmeterpris for kontrollgruppen

12,86 % lavere i kvartal 2 (2. kvartal 2014), enn det var i kvartal 13. Denne variabelen er signifikant på et 5 %-nivå. Mens i kvartal 22 (2. kvartal 2019) er gjennomsnittlig kvadratmeterpris 4,02 % høyere enn i kvartal 13. Denne variabelen er signifikant på et 5 %-nivå. Disse variablene har derimot ikke blitt påvirket av særkravene, da disse variablene gjelder for kontrollgruppen. Variablene for kvartal 13 til 25 viser dermed hvordan den proporsjonale prisveksten i Oslo hadde vært i etter-perioden dersom særkravene ikke ble innført – hvis det hadde vært parallelle trender.

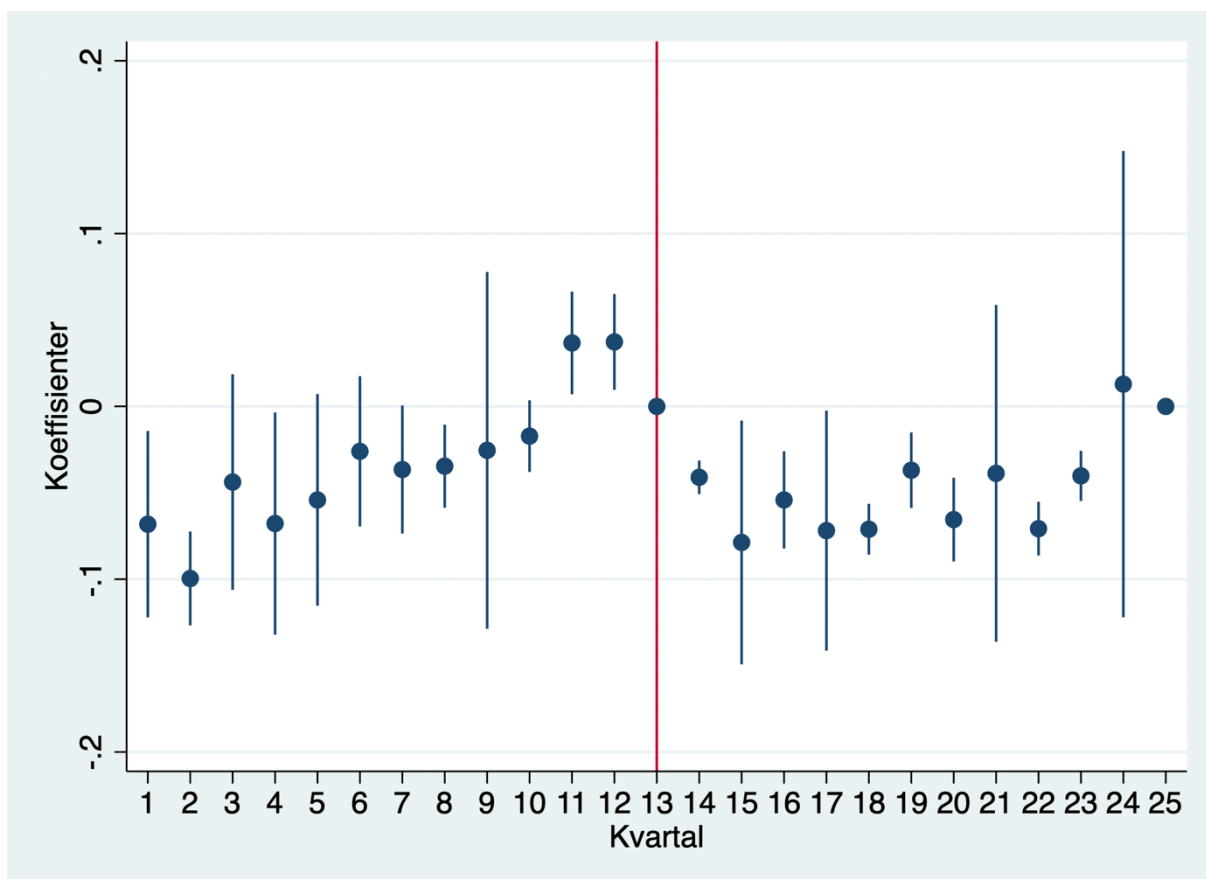
5.4 Tidsvarierende difference-in-difference innad i Oslo

I den tidligere analysen inkluderes det ikke annet enn leiligheter i Oslo og leiligheter i Bergen, Trondheim og Tromsø. Dermed kan det virke overbevisende å sammenligne leiligheter i Oslo mot ikke-leiligheter (delt bolig eller enebolig) i Oslo for å etablere den kontrafaktiske effekten. Det er trolig større sannsynlighet for at trendene her er parallelle siden leilighetene og ikke-leilighetene er i samme boligmarked i Oslo.

Hovedhensikten for en kontrollgruppe i en DiD-studie er at denne gruppen ikke skal motta behandlingen, men nå som ikke-leiligheter i Oslo inkluderes som kontrollgruppe er det verdt å nevne at denne gruppen faktisk blir utsatt for særkravene i boliglånsforskriften. Ved kjøp av enebolig eller delt bolig som sekundærbolig i Oslo må man også ha 40 % i egenkapital. Denne analysen bygger derfor på en sterk antagelse siden disse boligtypene i utgangspunktet også blir utsatt for særkravene, men dette skjer ved svært få tilfeller. Kun 15 % av alle sekundærboliger i Oslo er enebolig eller delt bolig, og vi mener derfor det er mulig å utføre denne typen analyse.

På samme måte som analysen i kapittel 5.3 er kvartal 13 (1. kvartal 2017) referansegruppen for kvartalene. I denne analysen har etasje blitt droppet som forklaringsvariabel fordi det kontrolleres mot ikke-leiligheter. Ikke-leilighetene består av eneboliger eller delt bolig, og disse boligtypene er ikke i høyblokker slik at disse står som 0 i datasettet. Da blir det feil å kontrollere for etasje i dette tilfellet. Den avhengige variabelen er i denne analysen også logaritmisk transformert. Vi har estimert ligning (3) under kapittel 3.2.1 i Stata, og resultatene er lagt ved i vedlegg 5. I denne analysen har vi brukt cluster på leilighet. Det finnes andre alternativer

som hadde vært bedre å bruke for å justere standardfeilene. Derimot endrer dette kun standardfeilene og konfidensintervallene, og ikke resultatet. Derfor går vi, som nevnt tidligere, ikke noe mer inn på dette.



Figur 5.6: Grafisk fremstilling av koeffisienter med 95 % konfidensintervall (basert på heteroskedastisk-robuste standardfeil) fra regresjon med gjennomsnittlig kvadratmeterpris (ln) som avhengig variabel (vedlegg 5). Grafen viser interaksjonsleddene mellom de uavhengige variablene kvartal og behandling. Vertikal linje skiller perioden før boliglånsforskriften fra perioden etter som startet i januar 2017.

Basert på den grafiske fremstillingen av koeffisientene fra vedlegg 5 ser vi at trendene i før-perioden ser ut til å være nærmere parallelle enn de var i før-perioden med leiligheter i Bergen, Trondheim og Tromsø som kontrollgruppe. Her er koeffisientene på venstre siden av den vertikale linjen (før-perioden) nærmere null. Likevel er ikke trendene parallelle til å tilfredsstille forutsetningen i en DiD-modell. Eksempelvis har kvartal 2 (2. kvartal 2014) en koeffisient på $-0,1$, mens kvartal 11 og 12 (3. og 4. kvartal 2016) har koeffisienter over null. Etterperioden i denne analysen viser de samme trendene som etterperioden fra analysen i kapittel 5.3. På bakgrunn av figur 5.6 ser vi også at i perioden etter at særkravene trådte i kraft så har

gjennomsnittlig boligprisvekst vært lavere enn ved bruddpunktet, sett bort fra kvartal 24. Derimot ser man ikke den tydelige effekten ved bruddpunktet som man gjorde i figur 5.5. Siden det ikke er parallelle trender i denne analysen heller, så kan ikke disse koeffisientene tolkes som en effekt av særkravene.

Analysen har flere ikke-signifikante resultater på et 5 %-nivå, og det kan være flere grunner til dette. Eksempelvis er det relativt få observasjoner av ikke-leiligheter mot mange observasjoner av leiligheter i Oslo. Dette er rett og slett fordi det selges flere leiligheter enn andre boligtyper i hovedstaden. Standardfeilene og konfidensintervallene har også her samme tendenser som ved analysen i kapittel 5.3. Noen konfidensintervaller er spesielt store, mens andre konfidensintervaller er små, og antyder til problemer med å ivareta statistisk inferens.

Men hvorfor vises ikke den effekten vi trodde vi skulle se i denne analysen? Analysen viser at det ser ut til at sekundærboligkjøpere ser på leiligheter, delt bolig og enebolig som substitutter – de bryr seg ikke om hvilken av disse de kjøper. Derfor er det trolig ikke en effekt, og det vil være brudd på forutsetningen om overføringseffekter. Det finnes ingen mulighet for å vise om dette er tilfellet, og at dette er grunnen til at analysen ikke fungerer som vi hadde forhåpninger om. Leiligheter og ikke-leiligheter påvirkes på samme måte av reformen. Her har vi valgt å ikke tolke resultatene av analysen noe nærmere. Vi ser på den tidligere analysen som sterkere og mer nøyaktig grunnet flere signifikante resultater, og inkludering av en kontrollgruppe som faktisk ikke blir utsatt for særkravene. Analysen i 5.3 viser også at det har skjedd noe i markedet etter innføringen av særkravene. På bakgrunn av dette har vi gjennomført en tidsvarierende difference-in-difference-in-difference (DiDiD) med et håp om å estimere en gyldig behandlingseffekt av særkravene.

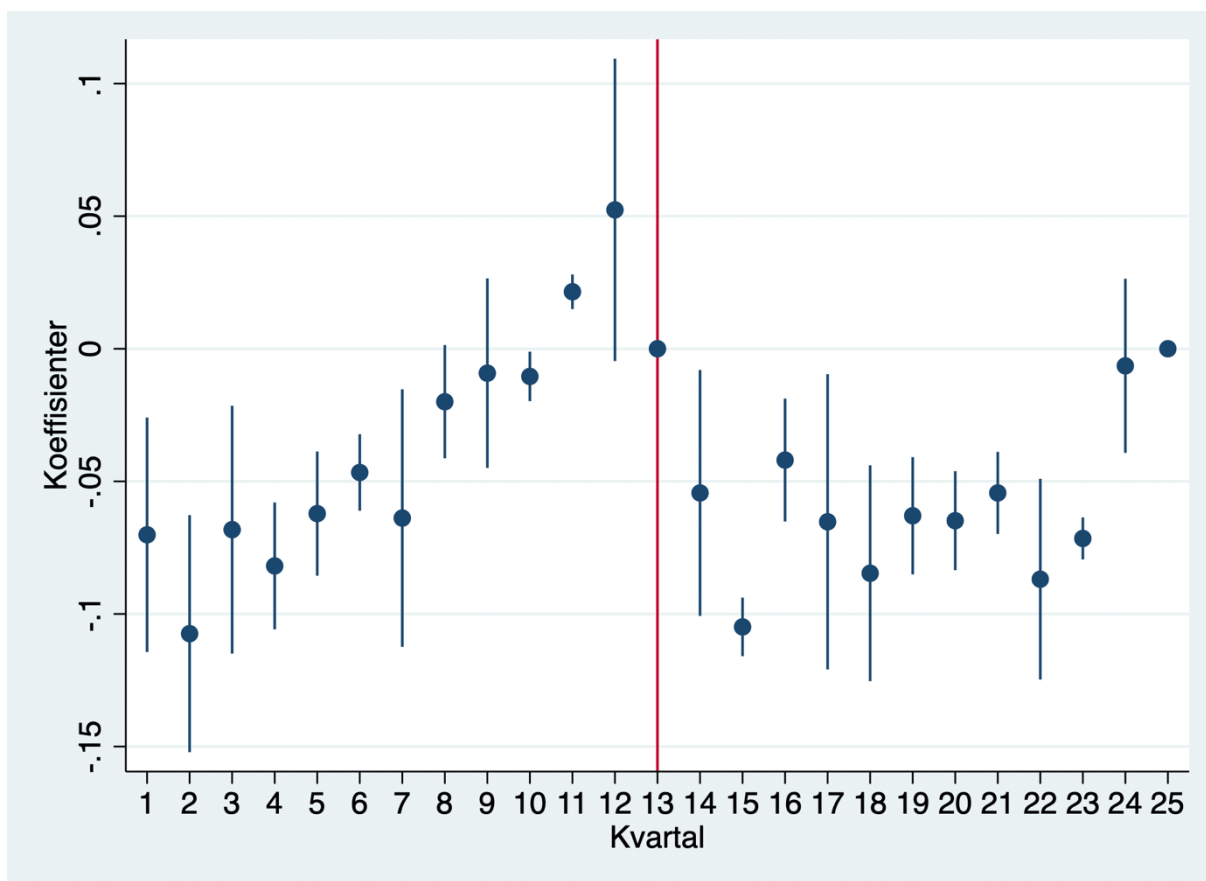
5.5 Tidsvarierende difference-in-difference-in-difference

Etter å ha konkludert med at tidligere analyser har vært relativt svake og ingen har parallelle trender har vi gjennomført en tidsvarierende DiDiD. I tilfeller der de grunnleggende forutsetningene i DiD ikke viser seg å være tilfredsstillende, kan forskningsdesignet styrkes ved å inkludere en ekstra kontrollgruppe.

Det er svært sjeldent at det foretas kjøp av sekundærbolig av andre boligtyper enn leiligheter i Oslo. På bakgrunn av dette antar vi, på samme måte som analysen i kapittel 5.4, at kjøpere av sekundærboliger annet enn leiligheter ikke vil bli utsatt for økonomisk signifikant effekt av særkravene i boliglånsforskriften, men at disse boligtypene også står ovenfor problemene med konfunderende faktorer som endres over tid. Det kan være vanskelig å redegjøre for alle mulige konfunderende faktorer som påvirker studiet, men i denne analysen blir dette tatt hensyn til. Den alternative kontrollgruppen som har blitt inkludert i denne analysen er ikke-leiligheter. Dette vil si at problematikken rundt mottatt behandling i utgangspunktet oppstår her også. Vi er derimot klar over denne svakheten ved videre tolkning og analysering. Estimatorene fra denne analysen er forskjellen i resultatene fra leiligheter og ikke-leiligheter i Oslo mot forskjellen i resultatene av leiligheter og ikke-leiligheter i kontrollgruppen. Det vil si at selv om det var en effekt i forrige analyse, kan vi likevel få frem en effekt her, så lenge forskjellene i forskjellene er parallelle i før-perioden.

Det er rimelig å anta at Oslo opplever noen av de samme spuriøse sjokkene som kontrollbyene, men vi vet også at Oslo er den byen som opplever andre økonomiske høykonjunkturer og nedganger enn kontrollbyene. Et standard DiD-estimat kan forveksle endringene i særkravene med de andre økonomiske oppgangene og nedgangene som byen står ovenfor. Der dette er tilfellet er det også antakelig at forutsetningen om parallelle trender i DiD-modell ikke holder, noe som vi også så i analysen i kapittel 5.3. Derimot, ved en DiDiD-analyse vil strategien være å starte med å resonnerer at ikke-leiligheter står ovenfor de samme økonomiske forholdene som leiligheter, men at de ikke står ovenfor de særegne kravene i boliglånsforskriften. Det vi derimot vet fra analysen i kapittel 5.4 er at trendene mellom leiligheter og ikke-leiligheter derimot ikke kan ansees å være parallelle i før-perioden. I en DiDiD kan forutsetningen om parallelle trender derimot holde, selv om forutsetningene i de to forskjellige DiD-modellene ikke holder (Wing et.al, 2018, s. 461).

Vi har estimert ligning (4) fra kapittel 3.4 i Stata. Denne analysen har blitt utført for leiligheter i Oslo versus ikke-leiligheter i Oslo, versus leiligheter og ikke-leiligheter i kontrollgruppen. Resultatene fra regresjonen er lagt ved i vedlegg 6, men koeffisientene er grafisk fremstilt nedenfor i figur 5.7. Her har vi brukt cluster på om de er i behandlingsgruppen eller ikke, og vi står ovenfor de samme problemene ved for få antall cluster. Vi er klar over at estimeringen av standardfeilene ikke er troverdige her heller.



Figur 5.7: Grafisk fremstilling av koeffisienter med 95 % konfidensintervall (basert på heteroskedastisk-robuste standardfeil) fra regresjon med gjennomsnittlig kvadratmeterpris (ln) som avhengig variabel (vedlegg 6). Grafen viser interaksjonsleddene mellom de uavhengige variablene kvartal og behandling (Oslo) og leilighet. Vertikal linje skiller perioden før boliglånforskriften fra perioden etter som startet i januar 2017.

For at β_8 skal være lik δ , i ligning 4 fra kapittel 3.4, må forskjellen i resultatene fra leiligheter og ikke-leiligheter i Oslo opptre på samme måte som forskjellen i resultatene av leiligheter og ikke-leiligheter i kontrollgruppen, i fravær av behandlingen. Dette er forutsetningen om parallelle trender i dette tilfellet. Dessverre, ser vi heller ikke her de parallelle trendene vi ønsker å se i denne type analyse. Det er derimot nærmere parallelle trender enn i noen av de tidligere analysene, da de fleste koeffisientene i før-perioden ligger på rundt -0,05, men det kan heller ikke her konkluderes med parallelle trender.

I figur 5.7 vises flere av de samme tendensene som ved de tidligere analysene. Det viser seg også her, som i analysen innad i Oslo, at det kun har vært kvartal 11 og kvartal 12 (3. og 4. kvartal 2016) som har positive koeffisienter. Samtidig er mønsteret i før-perioden likt som på de begge tidligere analysene, der koeffisientene stiger i et jevnt tempo. Etter-perioden har

også mye av de samme tendensene. I denne analysen er alle koeffisientene i etter-perioden negative, noe analysen med Oslo mot kontrollgruppen også viste. Dette kan tyde på at særkravene i boliglånsforskriften har bidratt til å dempe boligprisveksten slik at boligmarkedet i Oslo har blitt mer stabilisert og balansert.

Grunnet mangelen på parallelle trender velger vi heller ikke her å tolke resultatene av denne analysen noe nærmere. DiDiD løser ikke problemet med ikke-parallele trender og det er ikke mulig med våre data å konkludere med en effekt for særkravene. Derimot kan det spekuleres om endringen i boligprisveksten skyldes særkravene eller andre faktorer. Blant annet kan andre tiltak mot høye boligpriser og høy husholdningsgjeld bidra til den moderate boligprisveksten som fremkom ved de ulike analysene. Både forbrukslånsforskriften og gjeldsinformasjonsloven, inkludert gjeldsregisteret, har som formål å dempe gjelden til norske husholdninger, og disse kan ha en betydelig rolle på boligprisene (Regjeringen, 2019). Dermed er det viktig å være klar over at disse reformene også kan være med på å skape en effekt sammen med boliglånsforskriften. Disse forskriftene tar derimot ikke for seg akkurat hvor mye man kan få i boliglån. På lengre sikt vil nok gjeldsregisteret som kom i juli 2019 samhandle mer med boliglånsforskriften, da gjeldsregisteret etter hvert skal inneholde alle typer gjeldsopplysninger for privatpersoner. Av forskriftene nå er det trolig boliglånsforskriften som vil ha klart mest påvirkning på boligprisene.

Videre har vi diskutert om konsekvensene av særkravene har gitt virkninger på boligmarkedet annet enn på boligpriser. Disse virkningene er en del av hensikten med særkravene, og ansees som relevant å drøfte i diskusjonsdelen. Dette kan bidra til å se andre områder ved boligmarkedet.

6.0 Diskusjon

6.1 Har særkravene i forskriften bidratt til å få flere unge inn på boligmarkedet i Oslo?

Særkravene i boliglånsforskriften skal bidra til å skape mindre konkurranse i budrundene og mindre boligspekulasjoner. Denne målsetningen gir en indikasjon på at flere unge førstegangskjøpere har hatt mulighet til å etablere seg på boligmarkedet etter innføringen av særkravene. Vi har benyttet oss av forskjellig statistikk for å undersøke om forskriften har bidratt på dette området.

Da boliglånsforskriften trådte i kraft opplevde en del førstegangskjøpere at kravene i forskriften ga begrenset handlingsrom grunnet de ulike kravene knyttet til egenkapital og inntekt. I dag derimot, har det visst seg statistisk at etableringen av førstegangskjøpere har økt. Antall førstegangskjøpere i 2019 i Oslo var 8 308 personer, og dette er det høyeste antall registrert førstegangskjøpere i byen siden 2014 (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 6-8). Denne oversikten, lagt ved i vedlegg 9, uttrykker ikke hvem som faktisk er kjøpere. En førstegangskjøper kan være over 30 år, og en sekundærkjøper kan være under 30 år. Derfor har vi brukt datamaterialet fra Eiendomsverdi og sekundærboligstatistikken fra NEF og Ambita til å gi en fremstilling av andelen unge kjøpere under 30 år, fordi vi ser på denne andelen som et mer presist mål på unges muligheter på boligmarkedet.

År	Gj.snitt alder	Andel under 30 år	Andel sekundær
2014	36,79	39,14 %	16,82 %
2015	36,73	39,34%	16,65 %
2016	36,77	39,50 %	16,80 %
2017	36,90	38,26 %	16,85 %
2018	37,23	37,55 %	17,20 %
2019	37,02	38,10 %	17,40 %

Tabell 6.1: Oversikt over gjennomsnittsalder for boligkjøp, andelen under 30 år som har kjøpt bolig og andel sekundærbolig i Oslo. Basert på datamaterialet fra Eiendomsverdi og sekundærboligstatistikk fra NEF og Ambita.

År	Gj.snitt alder	Andel under 30 år
2014	36,69	42,23 %
2015	36,54	42,63 %
2016	37,07	41,39 %
2017	37,20	41,12 %
2018	37,46	40,50 %
2019	37,01	41,94 %

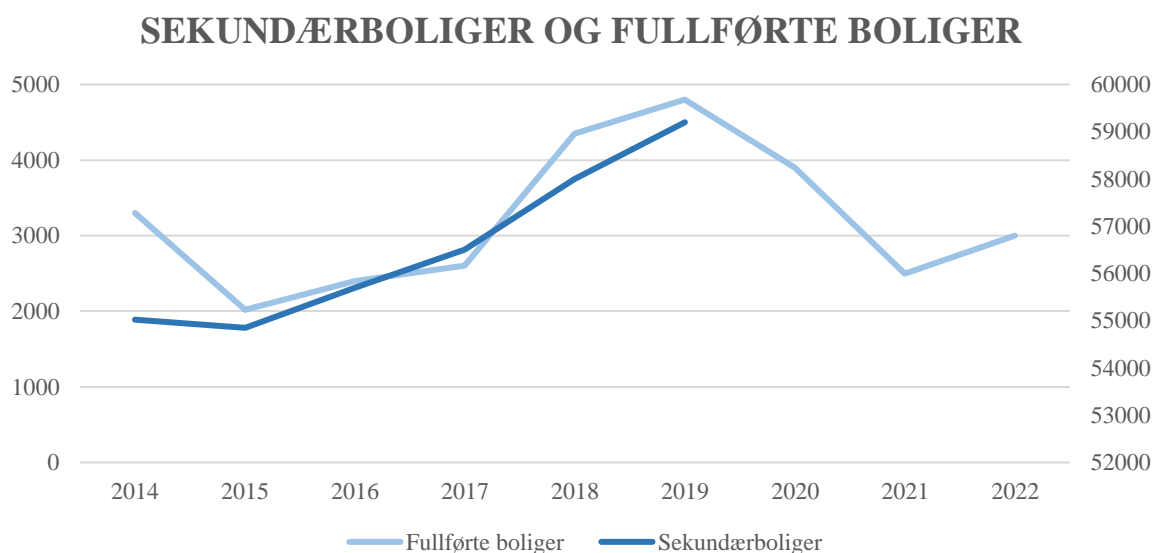
Tabell 6.2: Oversikt over gjennomsnittsalder for boligkjøp og andelen under 30 år som har kjøpt bolig i Bergen, Trondheim og Tromsø. Basert på datamaterialet fra Eiendomsverdi.

Av tabell 6.1 og 6.2 fremkommer det at gjennomsnittsalderen til boligkjøperne har økt jevnt fra 2015, med en topp i 2018. I 2019 ser vi at gjennomsnittsalderen for kjøpere av bolig har gått ned i Oslo med 0,2 år fra året før, mens i kontrollbyene har denne gått ned med et halvt år. Det har også vært en økning i prosentandelen under 30 år, som ansees som det mest presise målet. Både gjennomsnittsalder og andel under 30 år følger hverandre på en naturlig måte - når gjennomsnittsalderen øker, går andelen under 30 år ned. Analysene viser at gjennomsnittsalderen for boligkjøpere i de forskjellige byene er relativt lik. Andelen under 30 år er derimot lavere i Oslo.

Tabellene viser at det ikke var en større andel unge som kom seg inn på boligmarkedet året særkravene ble innført. Heller ikke i året etter, i 2018. Det kan være flere grunner til dette. Sammen med særkravene i 2017 var det flere innstramninger på de landsdekkende kravene, der blant annet lån ikke kan innvilges dersom det er mer enn fem ganger brutto årsinntekt. Dette kan ha bidratt til at gjennomsnittsalderen fortsatte å øke i 2017 og 2018, mens andelen under 30 år sank. Den eneste økningen i andelen under 30 år var i 2019, og kan trolig forklares med revideringen av boliglånsforskriften i 2018. Revideringen fra 2018 kom med enkelte oppmykninger i paragrafene om gjeldsgrad og tilleggsikkerhet (Boliglånsforskriften, 2018). Dette skulle hjelpe unge inn på boligmarkedet, ved at bankene kan medregne midler stående på BSU-konto som egenkapital. Fra tabellene ovenfor ser det ut til at dette har fungert etter sin hensikt, da det er nedgang i gjennomsnittsalderen i alle byene. Ut fra dette konkludere vi med at andelen unge som har kjøpt seg bolig har økt i 2019, men det ser ikke ut til at dette har noen sterk sammenheng med særkravene i boliglånsforskriften. Vi utelukker ikke at særkravene har hatt en effekt, men at de andre kravene i forskriften mest sannsynlig har påvirket mer.

6.2 Har særkravene i forskriften bidratt til å dempe antall sekundærboliger i Oslo?

Det har tidligere blitt presentert at andelen sekundærboliger har økt siden 2017, noe som strider mot deler av hensikten med særkravene. Vi har benyttet oss av statistikk fra Ambita og NEF til å undersøke om særkravene i boliglånsforskriften har bidratt til å dempe antall sekundærboliger i Oslo. Historisk sett har antall sekundærboliger i Oslo utviklet seg i takt med den økonomiske konjunkturen i Norge, og det har vist seg at utviklingen i andelen har vært i tråd med ferdigstillingen av nye boliger (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 27). Dette har blitt fremstilt i figur 6.1 nedenfor.



Figur 6.1: Grafisk fremstilling over antall sekundærboliger og fullførte boliger i Oslo. Prognoser for fullførte boliger 2019-2022 er laget av Samfunnsøkonomisk Analyse AS. Observasjonene er basert på siste kvartal hvert år (Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 29).

Fremover skal det ferdigstilles færre nye boliger, og dette vil trolig gi utslag i antall sekundærboliger slik at andelen sekundærbolig synker i fremtiden. Tabell 6.1 fra delkapittelet 6.1 viser at det har vært en jevn økning i andelen sekundærboliger gjennom hele denne perioden. I fjerde kvartal 2019 var sekundærboligandelen i Oslo på 17,40 %. Dette er en nedgang på 0,1 prosentpoeng fra tredje kvartal. Dette ene prosentpoenget kan antakelig sees i sammenheng med antall fullførte boliger. Vi tror at ferdigstillingen av nye boliger vil ha en innvirkning på sekundærboligandelen i Oslo, men at særkravene i boliglånsforskriften også har bidratt og vil bidra mer i fremtiden.

Det er vanskelig å vite hvordan antall sekundærboliger hadde utviklet seg hvis ikke særkravene i boliglånsforskriften fantes, men administrerende direktør i NEF, Carl O. Greving, hevder at økningen av andelen hadde vært større hvis ikke særkravene gjorde det vanskeligere for boligspekulanter. Hvis særkravene i forskriften hadde myknet opp ville enda flere investorer sluppet til på boligmarkedet, og dette vil skapt en risiko for ny ukontrollerbar vekst i boligprisene og gjeld. Fortsatt har de mest kapitalsterke en mulighet for å kjøpe sekundærbolig, og antageligvis har særkravene fungert som en brems, men at det ikke har stoppet de som er mest kapitalsterke (Mikalsen, 2019).

Det er ikke bare fordeler ved å investere i en sekundærbolig. I den siste tiden har det blitt mindre lukrativt å investere i en slik bolig. Blant annet beregnes formuesskatten på høyere grunnlag for sekundærboliger enn for primærboliger. Formuesverdien av sekundærbolig beregnes etter 90 % av markedsverdien, og for primærbolig er det etter 25 % av markedsverdien. Samtidig gis det fullt fradrag for gjelden ved primærboliger, mens for sekundærboliger gis det en avkortning på 10 %. Dette fører til at beregningsgrunnlaget for formuesskatt blir høyere for sekundærbolig enn for primærboliger, og dette kan ha gjort til at færre vil investere i en sekundærbolig (Drivdal, 2019).

Antall sekundærboliger har ikke gått ned siden særkravene kom, noe vi antar er grunnet et høyt antall fullførte boliger i denne perioden. Rapporter og diskusjoner viser likevel at særkravene antageligvis har hatt en effekt, ved at antall sekundærboliger trolig hadde vært større uten særkravene. Dette sammen med det faktum at det har blitt mindre lukrativt å investere i en sekundærbolig. Vi har dermed konkludert med at særkravene i boliglånsforskriften har bidratt til å gjøre det vanskeligere for boligspekulanter.

7.0 Konklusjon

Våre data gjorde det ikke mulig å få ut en kausaleffekt av særkravene grunnet brudd på forutsetningen om parallelle trender. Likevel har vi spekulert om endringene i boligprisveksten har skyldtes særkravene eller andre faktorer i denne perioden.

Så, «*hvordan har særkravene i boliglånsforskriften påvirket boligprisene for leiligheter i Oslo?*». Våre analyser har tydelig vist at boligprisveksten har blitt påvirket i perioden etter særkravene trådte i kraft, 1. januar 2017. Konklusjonen vår er hovedsakelig basert på analysen i kapittel 5.3. Dette var analysen med leiligheter i Oslo mot leiligheter i Bergen, Trondheim og Tromsø. Vi har ansett denne analysen som den mest troverdige og nøyaktig grunnet inkludering av en kontrollgruppe som ikke har mottatt en behandling, noe som er hovedhensikten i en DiD-analyse. Analysen har vist en effekt der boligprisutviklingen for leiligheter i Oslo har dempet seg etter innføringen av særkravene. Boligprisene har ikke hatt like høy boligprisvekst, og koeffisientene har avdekket at markedet har blitt mer stabilt og balansert. Dette er også sammenfallende med hensikten til særkravene. Koeffisientene har påvist at boligprisene har gått ned, for så å jevne seg ut og øke i et mer moderat tempo enn tidligere. Dermed har vi konkludert med at det har skjedd noe i markedet.

Analysene i kapittel 5.4 og 5.5 tydet på den samme utviklingen som analysen diskutert i kapittel 5.3, selv om effekten ikke har vært like tydelig. Begge de grafiske fremstillingene av koeffisientene har også indikert at det har vært en endring i boligprisveksten for leiligheter i Oslo etter 1. kvartal 2017. Basert på alle analysene kan vi derimot ikke si om den moderate boligprisendringen skyldes særkravene. Blant annet har både økte renter og økt boligbygging bidratt til en mer moderat vekst i boligprisene. Samtidig kan gjeldsinformasjonsloven og finansforetakenes utlånspraksis for forbrukslån også ha bidratt til å dra boligprisveksten ned siden dette gir begrensninger i låneopptak. Basert på våre data og våre analyser har vi ikke konkludert med at prisvekstutviklingen i Oslo har roet seg ned bare på grunn av innføringen av særkravene i Oslo, men at det heller er et samarbeid mellom særkravene, økte renter, økt boligbygging og andre tiltak fra myndighetenes side.

Vi har også diskutert andre interessante aspekter ved innføringen av særkravene. Hvis særkravene har fungert etter sin hensikt vil det ikke bare ha vært endring i boligprisveksten, men

også ført til enklere etablering for unge og redusert sekundærboligandel. I henhold til den presenterte statistikken har vi sett at boligmarkedet har hatt en vending ved at flere førstegangs-kjøpere har etablert seg i markedet i Oslo. Derimot har det ikke vært store endringen i andelen under 30 år som har kjøpt bolig, og etableringen virker fortsatt som en stor utfordring. Dette sannsynligvis grunnet andre krav i boliglånsforskriften som har virket i motsatt retning. Sekundærboligandelen i Oslo har blitt redusert fra tredje til fjerde kvartal i 2019, men det er ingen tydelig effekt at dette skyldes særkravene. Vi har antatt at det er et samspill mellom antall fullførte boliger i Oslo og særkravene i boliglånsforskriften som har gjort det vanskeligere for boligspekulanter.

Vi har konkludert med at det har skjedd noe i boligmarkedet siden boligprisveksten har blitt mer stabilt og balansert, men med vårt datasett har det ikke vært mulig å finne en kausaleffekt av særkravene. Det har vært utfordrende å finne en kontrollgruppe som har gitt parallelle trender slik at kausaleffekten av særkravene på boligprisene for leiligheter har blitt estimert. Ved å ha utvidet DiD-modellene med leads og lags har vi likevel fått hentet ut nyttig og relevant informasjon slik at vi har fått til å beskrive hva som har skjedd i boligmarkedet. På bakgrunn av våre analyser har vi dermed konkludert på problemstillingen med at boligprisveksten for leiligheter i Oslo har blitt dempet etter at særkravene trådte i kraft. Likevel kan vi ikke si at denne slutningen bare har ene og alene vært grunnet innføringen av særkravene i boliglånsforskriften – selv om kravene helt klart har hatt en påvirkning.

Kilder

- Atanasov, V. & Black, B. (2016). Shock-Based Causal Inference in Corporate Finance and Accounting Research. *Critical Finance Review*, 5(2), 207-304.
<https://cfr.ivo-welch.info/published/cfr-0036.pdf>
- Autor, D. H. (2003). Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing. *Journal of Labor Economics*, 21(1), 1-42
<http://economics.mit.edu/files/589>
- Boliglånsforskriften. (2015). Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (FOR-2015-06-15-634). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/LTI/forskrift/2015-06-15-634?q=boliglansforskriften>
- Boliglånsforskriften. (2016). Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (FOR-2016-12-14-1581). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/LTI/forskrift/2016-12-14-1581>
- Boliglånsforskriften. (2018). Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (FOR-2018-06-19-906). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/LTI/forskrift/2018-06-19-906?q=boliglansforskriften>
- Boliglånsforskriften. (2019). Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (FOR-2019-11-15-1517). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2019-11-15-1517?q=boliglansforskriften>
- Drivdal, P. (2019, 14. april). Formuesskatt på primærbolig og sekundærbolig. Hentet fra <https://drivfinans.no/formuesskatt-paa-primaerbolig-og-sekundaerbolig/>
- Columbia Public Health. (2020, 15. mai). Difference-in-difference Estimation. Hentet 21. mai 2020 fra <https://www.publichealth.columbia.edu/research/population-health-methods/difference-difference-estimation>

- Cunningham, S. (2020) *Causal Inference: The Mixtape* (V. 1.8). Hentet fra <https://www.scunning.com/causalinferencenorap.pdf>
- Eiendomsverdi. (2020). Eiendomsverdi. Hentet 18. februar 2020 fra <https://eiendomsverdi.no/>
- Emberland, T. (2019, 5. februar). Boligprisene: Tromsø øker mest i landet. *Nord24*. Hentet fra <https://www.nord24.no/bolig/boligpriser/eiendomsmegler/boligprisene-tromso-oker-mest-i-landet/s/5-32-119773>
- Finans Norge. (2020, 23.mars). Midlertidig økt fleksibilitet i boliglånsforskriften. Hentet fra <https://www.finansnorge.no/aktuelt/nyheter/2020/korona/midlertidig-okt-fleksibilitet-i-boliglansforskriften/>
- Fretheim, H. & Myrvåg, O. (2018). *Boliglånsforskriftens effekt på det norske boligmarkedet* (Masteravhandling, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/2561108/masterthesis.PDF?sequence=1&isAllowed=y>
- Gertler, P., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. & Vermeersch, C. (2011). *Impact Evaluation in Practice*. Hentet fra <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/25030/9781464807794.pdf?sequence=2&isAllowed=y>
- Holden, S. (2016). *Makroøkonomi*. Oslo: Cappelen Damm AS.
- Husby, T. (2018). *Har boliglånsforskriftens særegne krav hatt effekt på boligpriser i Oslo?* (Masteravhandling, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/2586269/masterthesis.PDF?sequence=1&isAllowed=y>
- Jacobsen, D.H. & Naug, B. (2004). *Hva driver boligprisene?* (Penger og Kreditt 4/04). Hentet fra https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf

Jansen, E.S. (2011). Hva driver utviklingen i boligprisene? *Samfunnsspeilet*: 5-6, 89-95.

Hentet fra <https://www.ssb.no/a/samfunnsspeilet/utg/201105/ssp.pdf>

Lechner, M. (2011). The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods.

Foundation and Trends® in Econometrics, (4)3, 165-224. Hentet fra https://michael-lechner.eu/ml_pdf/journals/2011_Lechner_DiD_2011_ECO%200403%20Lechner_darf%20aufs%20Netz.pdf

Mckenzie, D. (2020). Revisiting the Difference-in-Difference Parallel Trends Assumption:

Part 1 Pre-trend testing. Hentet 4. februar 2020 fra <https://blogs.worldbank.org/impac-tevaluations/revisiting-difference-differences-parallel-trends-assumption-part-i-pre-trend>

Mela, F. C & Kopalle, P. K. (2002). The impact of collinearity on regression analysis: the asymmetric effect of negative and positive correlation. *Applied Economics*, 34, 667-

677. Hentet fra https://faculty.fuqua.duke.edu/~mela/bio/papers/Mela_Kopalle_2002.pdf

Mikalsen, B. (2019, 14. august). Ny rapport: Boliglånsforskriften gjør det lettere for unge

boligkjøpere. Hentet fra https://www.dn.no/eiendom/boligpriser/boligmarkedet/ny-rapport-boliglansforskriften-gjor-det-lettere-for-unge-boligkjopere/2-1-653517?fbclid=IwAR3ylzDqDnzve1JhLCuciPDFg5IXbeL-CqPGzdNCYC2ajjwOXoNPjilka-g&_l

Mæland, M. (2019, 18. juli). Boligpolitikk for alle. Hentet fra

<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/boligpolitikk-for-alle/id2663311/>

Norges Bank. (2019). *Finansiell stabilitet 2019 – sårbarhet og risiko*. (Rapport 2019)

Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/62ef0b6e18674ebe9f26fe10944e2512/fs_2019_no.pdf?v=11/06/2019152518&ft=.pdf

- Olden, A. & Møen, J. (2020). The Triple Difference Estimator. NHH FOR DP 01/2020, Norwegian School of Economics. Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/2652016/0120.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Regjeringen. (2015, 15. juni). Forskriftsfester fleksible krav til boliglån. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/forskriftsfester-fleksible-krav-til-boliglan/id2417372/>
- Regjeringen. (2016, 14. desember). Regjeringen fastsetter ny boliglånsforskrift. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/fastsetter-ny-boliglansforskrift/id2523967/>
- Regjeringen. (2018, 19. juni). Regjeringen viderefører boliglånsforskriften. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringen-videreforer-boliglansforskriften/id2604844/> .
- Regjeringen. (2019, 12. februar). Regjeringen innfører nye krav til banker som tilbyr forbrukslån. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringen-innforer-nye-krav-til-banker-som-tilbyr-forbrukslan/id2628803/>
- Samfunnsøkonomisk analyse AS. (2019). *Førstegangskjøpere og sekundærboliger* (Rapport 2019:4). Hentet fra https://www.nef.no/wp-content/uploads/2020/01/Førstegangskjøpere-og-sekundærboliger_Q4_2019.pdf
- Seltman, H. J. (2018). *Experimental Design and Analysis*. Hentet fra <http://www.stat.cmu.edu/~hseltman/309/Book/Book.pdf>
- Statistisk sentralbyrå. (2020, 17.april). Prisindeks for brukte boliger. Hentet 15. februar 2020 fra <https://www.ssb.no/bpi>
- Rokicki, S., Cohen, J., Fink, G., Salomon, J. & Landrum, M. (2017) Inference with difference-in-difference when number of groups is small. Hentet fra https://paa.confex.com/paa/2017/mediafile/ExtendedAbstract/Paper10756/Rokicki_clusters_workingpaper_01Feb2017.pdf

Stock, J. & Watson, M. (2015). *Introduction to econometrics* (3. utg.). Harlow: Pearson.

Trochim, W. M. K. (2020, 10. mars). *The Regression-Discontinuity Design*. Hentet 07. mai 2020 fra <https://conjointly.com/kb/regression-discontinuity-design/>

Wing, C., Simon, K. & Bello-Gomez, R. (2018). Annual Review of Public Health: Designing Difference in Difference Studies: Best Practices for Public Health Policy Research. *Annual Reviews*, 39(1), 453-469. Hentet fra <https://www.annualreviews.org/doi/pdf/10.1146/annurev-publhealth-040617-013507>

Wooldridge, J. (2016). *Introductory Econometrics*. (6 utg). Boston: Cengage Learning.

Vedlegg

VEDLEGG 1 – RYDDING AV DATASETT

For å kunne gjennomføre metoden på en hensiktsmessig og relevant måte for oppgaven er det avgjørende å ha et ryddig og bearbeidet datasett. Vi har benyttet oss av dataverktøyet Stata for å få frem effekten av særkravene i boliglånsforskriften, og dette statistikkprogrammet fungerer best ved et ryddig og bearbeidet datasett. Datasettet har 274 193 observasjoner, men inneholdt noen manglende observasjoner for enkelte variabler slik at det var betydningsfullt å fjerne disse. Samtidig måtte datasettet bearbeides på andre måter.

Det første vi gjorde var å endre variablene som ikke allerede var i tallformat. Denne endringen gjør det mulig å bruke observasjonene til ulike analyser i statistikkprogrammet, og omfatter variablene byggeår, bruksareal, primærrom og dato. Denne endringen gjorde at vi mistet totalt 6 304 observasjoner på grunn av manglende verdier på disse nevnte variablene. Datasettet vi fikk tilsendt bestod også av observasjoner som hadde blitt oppført flere ganger, og disse duplikatene måtte fjernes. Eksempelvis inneholdt datasettet salg på bolig der det var to eller flere personer som hadde kjøpt sammen, og da ville denne boligen ha blitt oppført flere ganger på grunn av tinglysningen som gjelder for alle parter i et boligkjøp. Variabelen salgside-identitet var lik for disse observasjonene, og vi bruke derfor denne variabelen til å fjerne duplikater. Det fantes opptil seks personer som hadde kjøpt en bolig sammen, men de fleste kjøpene som skapte duplikater gjaldt for to personer. I datasettet fantes det 89 242 boliger som hadde to personer som eiere, og til sammen gjorde dette at vi mistet hele 91 730 observasjoner ved å fjerne duplikater.

Datasettet inneholdt også flere *missing*-verdier, noe som vil si observasjoner uten en verdi. Disse ble også fjernet. Vi fjernet også uteliggere. Dette er ekstreme observasjoner som kan ha en drastisk effekt på både gjennomsnittet og standardavviket. Dette er typiske målinger der noe har gått galt, men disse verdiene kan også være reelle. Vi har valgt å fjerne de vi ser på som ureelle. Eksempelvis inneholdt datasettet en bolig i 99. etasje og en salgspris på 10.000. Disse ble fjernet i denne prosessen. Dermed inneholder datasettet bare salgspris inkludert fellesgjeld som har verdier på over 350 000 kr, en salgspris på over 300 000 kr og boliger som ligger i -1 til 20 etasje. Vi fjerner også ureelle byggeår og størrelse på boligen. Etter denne selekteringen mister vi 250 observasjoner.

I tillegg inneholdt datasettet flere byer og kommuner som vi har valgt å ikke inkludere i analysene våre. Dette gjorde at vi mistet 20 576 observasjoner. Etter denne ryddingen og bearbeidningen av datasettet står vi igjen med 159 172 observasjoner som skal brukes til videre analyse. Dette skal være et tilstrekkelig antall observasjoner for å kunne få frem en troverdig og representativ effekt av særkravene i boliglånsforskriften.

Variabel	Obs.	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
<i>Kommunenr</i>	159 172	2207,32	2255,99	301	5401
<i>Fødselsår</i>	159 172	1979,50	13,29	1916	2013
<i>Salgspris</i>	159 172	3,93	2,32	0,3	55,5
<i>Salgspris fellesgjeld</i>	159 172	4,06	2,26	0,37	55,5
<i>Soverom</i>	159 172	2,09	1,13	0	15
<i>Byggeår</i>	159 172	1963,62	36,79	1640	2019
<i>Primærrom</i>	159 172	81,71	45,93	13	490
<i>Bruksareal</i>	159 172	86,80	53,72	13	604
<i>Etasje</i>	159 172	2,21	2,03	-1	20
<i>Omsetningstid</i>	159 172	25,01	46,11	0	1936

Oppsummering av variablene i datasettet etter bearbeiding og rydding. Variablene som ikke er i tallformat blir ikke oppsummert her.

VEDLEGG 2 – GJENNOMSNIKTET FOR ULIKE BOLIGKARAKTERISTIKKER

Byer	Soverom	Primærrom	Etasje	Omsetningshastighet
Bergen	2,31	89,81	1,78	20,28
Oslo	1,91	75,60	2,57	18,68
Tromsø	2,49	95,56	1,38	31,03
Trondheim	2,27	90,11	1,60	24,78

Viser gjennomsnitt for variablene soverom, etasje, primærrom og omsetningshastighet for Oslo (behandlingsgruppen) og Bergen, Trondheim og Tromsø hver for seg (kontrollgruppen) **FØR** særkravene trådte i kraft.

Byer	Soverom	Primærrom	Etasje	Omsetningshastighet
Bergen	2,33	90,00	1,82	31,74
Oslo	1,93	75,34	2,62	25,61
Tromsø	2,47	93,45	1,45	44,50
Trondheim	2,29	89,40	1,62	35,47

Gjennomsnitt for variablene soverom, etasje, primærrom og omsetningshastighet for Oslo (behandlingsgruppen) og Bergen, Trondheim og Tromsø hver for seg (kontrollgruppen) **ETTER** særkravene trådte i kraft.

VEDLEGG 3 – TIDSVARIERENDE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE MELLOM OSLO OG KONTROLLGRUPPEN

Linear regression	Number of obs	=	126,681		
	F(2, 3)	=	.		
	Prob > F	=	.		
	R-squared	=	0.4793		
	Root MSE	=	.24149		
(Std. Err. adjusted for 4 clusters in by)					

	Robust				
ln gjennomsnittlig ~s	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]

1.behandling	.4362533	.0242775	17.97	0.000	.3589916 .5135151
kvartall					
1	-.1696814	.0205022	-8.28	0.004	-.2349284 -.1044344
2	-.12862	.0123926	-10.38	0.002	-.1680588 -.0891811
3	-.1012429	.0194735	-5.20	0.014	-.1632162 -.0392697
4	-.1224439	.0282995	-4.33	0.023	-.2125054 -.0323825
5	-.076229	.0298805	-2.55	0.084	-.171322 .0188641
6	-.0359909	.0277697	-1.30	0.286	-.1243664 .0523845
7	-.0438138	.0299868	-1.46	0.240	-.1392452 .0516177
8	-.0933149	.0185481	-5.03	0.015	-.1523432 -.0342866
9	-.0648231	.0096129	-6.74	0.007	-.0954156 -.0342305
10	-.0358806	.0056175	-6.39	0.008	-.0537578 -.0180033
11	-.016807	.0088066	-1.91	0.152	-.0448335 .0112196
12	-.0500582	.0126439	-3.96	0.029	-.0902967 -.0098197
14	.0247533	.0025508	9.70	0.002	.0166357 .032871
15	.0114559	.0112074	1.02	0.382	-.0242112 .0471229
16	-.0426658	.010879	-3.92	0.029	-.0772875 -.008044
17	-.023593	.0050691	-4.65	0.019	-.0397251 -.0074608
18	.0334836	.008863	3.78	0.032	.0052776 .0616896
19	.0207527	.0058223	3.56	0.038	.0022237 .0392817
20	-.0230521	.0111662	-2.06	0.131	-.0585878 .0124836
21	.01071	.0052879	2.03	0.136	-.0061185 .0275385
22	.0401939	.0066283	6.06	0.009	.0190999 .061288
23	.0380667	.0131988	2.88	0.063	-.0039378 .0800713
24	-.0054792	.0159265	-0.34	0.754	-.0561644 .045206
25	.0937497	.0391967	2.39	0.097	-.0309918 .2184913
behandling#kvartall					
1 1	-.2673727	.0205956	-12.98	0.001	-.332917 -.2018283
1 2	-.2685532	.012461	-21.55	0.000	-.3082096 -.2288969
1 3	-.2581283	.0194661	-13.26	0.001	-.3200781 -.1961785
1 4	-.2396882	.0285152	-8.41	0.004	-.3304364 -.1489401
1 5	-.2198116	.0299403	-7.34	0.005	-.3150949 -.1245282

1 6		-.2256512	.0279344	-8.08	0.004	-.3145509	-.1367515
1 7		-.1871081	.0298357	-6.27	0.008	-.2820585	-.0921577
1 8		-.1694922	.0186384	-9.09	0.003	-.2288079	-.1101766
1 9		-.1394276	.0096699	-14.42	0.001	-.1702014	-.1086537
1 10		-.1062997	.0057804	-18.39	0.000	-.1246956	-.0879038
1 11		-.0358661	.0088481	-4.05	0.027	-.0640248	-.0077074
1 12		.0163594	.0126645	1.29	0.287	-.0239447	.0566634
<hr/>							
1 14		-.0534678	.0036884	-14.50	0.001	-.0652058	-.0417298
1 15		-.0880899	.0107235	-8.21	0.004	-.1222167	-.053963
1 16		-.0733545	.0111731	-6.57	0.007	-.1089124	-.0377966
1 17		-.0712658	.0056184	-12.68	0.001	-.0891461	-.0533855
1 18		-.0745606	.0089878	-8.30	0.004	-.1031639	-.0459573
1 19		-.0500187	.005413	-9.24	0.003	-.0672454	-.0327919
1 20		-.0435616	.0117811	-3.70	0.034	-.0810544	-.0060687
1 21		-.0433275	.0057824	-7.49	0.005	-.0617296	-.0249254
1 22		-.043361	.0071895	-6.03	0.009	-.0662413	-.0204808
1 23		-.0280195	.0129114	-2.17	0.118	-.0691095	.0130704
1 24		-.0223963	.015821	-1.42	0.252	-.0727459	.0279532
1 25		-.0584326	.0391371	-1.49	0.232	-.1829843	.0661191
Primærrom		-.003055	.0010085	-3.03	0.056	-.0062647	.0001546
Etasje		.0136866	.0036688	3.73	0.034	.002011	.0253623
Omsetningshastighet		.0000776	.0000169	4.59	0.019	.0000238	.0001315
Soverom		-.0510408	.0103991	-4.91	0.016	-.0841355	-.0179461
_cons		1.778084	.0591524	30.06	0.000	1.589834	1.966333

VEDLEGG 4 – VIF TEST

Variable	VIF	1/VIF
1.behandling	24.72	0.040447
kvartall		
1	5.21	0.191817
2	5.67	0.176437
3	5.47	0.182959
4	5.03	0.198982
5	5.58	0.179061
6	5.82	0.171796
7	5.23	0.191239
8	5.12	0.195481
9	5.16	0.193722
10	6.05	0.165285
11	5.00	0.200198
12	4.87	0.205478
14	5.56	0.179989
15	5.19	0.192773
16	5.15	0.194219
17	5.22	0.191713
18	5.79	0.172685
19	5.20	0.192470
20	5.20	0.192269
21	5.50	0.181906
22	6.12	0.163428
23	5.48	0.182367
24	4.66	0.214596
25	3.13	0.319637
behandling#		
kvartall		
1 1	5.41	0.184820
1 2	5.82	0.171887
1 3	5.62	0.178019
1 4	5.22	0.191465
1 5	5.82	0.171897
1 6	5.93	0.168674
1 7	5.30	0.188804
1 8	5.34	0.187380
1 9	5.30	0.188815
1 10	6.23	0.160408
1 11	4.93	0.202726
1 12	5.02	0.199070
1 14	5.58	0.179061
1 15	5.25	0.190468
1 16	5.36	0.186669
1 17	5.34	0.187260

1 18		5.87	0.170419
1 19		5.20	0.192339
1 20		5.43	0.184243
1 21		5.68	0.176097
1 22		6.36	0.157305
1 23		5.63	0.177714
1 24		4.79	0.208606
1 25		3.13	0.319346
Primærrrom		2.46	0.407082
Etasje		1.02	0.977138
Omsetnings~t		1.04	0.961108
Soverom		2.44	0.409156
-----+			
Mean VIF		5.43	

VEDLEGG 5 – TIDSVARIERENDE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE INNAD I OSLO

Linear regression	Number of obs	=	92,622			
	F(0, 1)	=	.			
	Prob > F	=	.			
	R-squared	=	0.3175			
	Root MSE	=	.25892			
(Std. Err. adjusted for 2 clusters in behandling2)						

		Robust				
lngjennomsnittlig~s	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	

1.behandling2	.05859	.0936251	0.63	0.644	-1.131029	1.248209
kvartall						
1	-.3686104	.0070744	-52.10	0.012	-.4584989	-.2787219
2	-.2979334	.0033693	-88.43	0.007	-.3407444	-.2551225
3	-.3137768	.0077957	-40.25	0.016	-.4128306	-.214723
4	-.2979437	.0044699	-66.66	0.010	-.3547392	-.2411483
5	-.2430414	.004821	-50.41	0.013	-.3042982	-.1817845
6	-.2378683	.0026902	-88.42	0.007	-.2720504	-.2036862
7	-.1912952	.0005353	-357.36	0.002	-.1980969	-.1844935
8	-.2301277	.0011029	-208.66	0.003	-.244141	-.2161144
9	-.1787449	.0089565	-19.96	0.032	-.2925474	-.0649423
10	-.1263413	.000897	-140.85	0.005	-.1377385	-.1149441
11	-.0891388	.002285	-39.01	0.016	-.1181719	-.0601058
12	-.0716564	.0023942	-29.93	0.021	-.102078	-.0412347
14	.0105308	.0000332	317.48	0.002	.0101094	.0109523
15	.0079096	.0005525	14.32	0.044	.0008889	.0149303
16	-.059923	.0053895	-11.12	0.057	-.1284032	.0085571
17	-.0213432	.0080763	-2.64	0.230	-.1239629	.0812765
18	.0306883	.0021032	14.59	0.044	.0039644	.0574121
19	.011842	.0019867	5.96	0.106	-.013402	.037086
20	-.0031229	.0022354	-1.40	0.396	-.0315261	.0252803
21	.00871	.0094122	0.93	0.525	-.1108828	.1283028
22	.0673285	.0016794	40.09	0.016	.0459898	.0886672
23	.0547684	.0022307	24.55	0.026	.0264247	.0831121
24	-.0362411	.0140445	-2.58	0.235	-.214694	.1422118
25	.0436076	.0051573	8.46	0.075	-.0219222	.1091375
behandling2#kvartall						
1 1	-.068171	.0042447	-16.06	0.040	-.1221047	-.0142373
1 2	-.0995814	.0021392	-46.55	0.014	-.126763	-.0723997
1 3	-.0437763	.0049096	-8.92	0.071	-.106158	.0186055
1 4	-.0677843	.0050582	-13.40	0.047	-.1320545	-.0035141
1 5	-.0541553	.0048186	-11.24	0.056	-.1153815	.0070708
1 6	-.0260056	.0034211	-7.60	0.083	-.0694747	.0174634

1 7		-.0365338	.0029168	-12.53	0.051	-.0735951	.0005274
1 8		-.0345912	.0018912	-18.29	0.035	-.0586216	-.0105607
1 9		-.0254326	.0081232	-3.13	0.197	-.1286479	.0777826
1 10		-.0172097	.0016295	-10.56	0.060	-.0379144	.003495
1 11		.0367121	.0023379	15.70	0.040	.0070063	.0664179
1 12		.0373209	.0021814	17.11	0.037	.0096041	.0650377
<hr/>							
1 14		-.0410391	.0007655	-53.61	0.012	-.0507657	-.0313124
1 15		-.0787279	.0055499	-14.19	0.045	-.1492455	-.0082102
1 16		-.0541401	.0022136	-24.46	0.026	-.0822671	-.026013
1 17		-.0718748	.0054665	-13.15	0.048	-.1413329	-.0024167
1 18		-.0711008	.0011587	-61.36	0.010	-.085823	-.0563786
1 19		-.0369531	.0017236	-21.44	0.030	-.058854	-.0150522
1 20		-.0655114	.0019059	-34.37	0.019	-.0897281	-.0412948
1 21		-.0387371	.0076694	-5.05	0.124	-.1361861	.0587119
1 22		-.0707537	.0012243	-57.79	0.011	-.0863098	-.0551977
1 23		-.0401899	.0011405	-35.24	0.018	-.054681	-.0256989
1 24		.012898	.0106203	1.21	0.439	-.1220463	.1478423
1 25		0	(omitted)				
Primærrom		-.0009084	.0009913	-0.92	0.528	-.0135044	.0116877
Omsetningshastighet		-.0000375	.0001687	-0.22	0.861	-.0021813	.0021063
Soverom		-.0708997	.0041173	-17.22	0.037	-.1232153	-.0185842
_cons		2.093924	.1622247	12.91	0.049	.0326635	4.155185
<hr/>							

VEDLEGG 6 - TIDSVARIERENDE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE

Linear regression		Number of obs	=	159,172		
		F(0, 1)	=	.		
		Prob > F	=	.		
		R-squared	=	0.5471		
		Root MSE	=	.25061		
(Std. Err. adjusted for 2 clusters in behandling)						

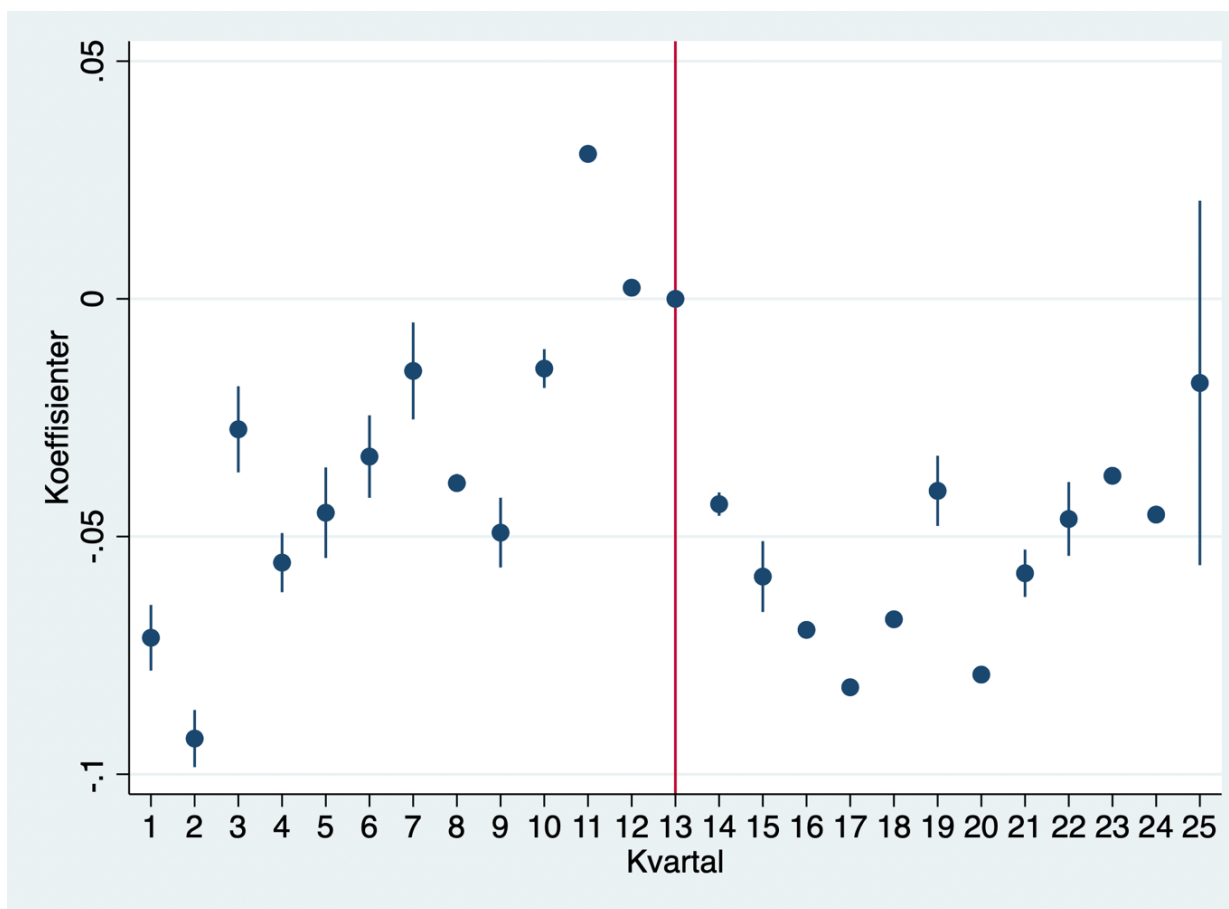
		Robust				
lnjennomsnittlig_kv2pris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	

Primærrom	-.0016795	.0008366	-2.01	0.294	-.0123092	.0089503
Omsetningshastighet	-.0000486	.0000157	-3.09	0.199	-.0002487	.0001515
Soverom	-.0564777	.0160992	-3.51	0.177	-.261038	.1480826
1.Leilighet	.0928144	.036287	2.56	0.237	-.3682554	.5538842
1.behandling	.523891	.0083101	63.04	0.010	.4183006	.6294813
Leilighet#behandling						
1 1	-.0777508	.0101859	-7.63	0.083	-.2071747	.0516731
kvartall						
1	-.1768943	.0005985	-295.58	0.002	-.1844987	-.16929
2	-.1350275	.0029664	-45.52	0.014	-.1727192	-.0973358
3	-.1225701	.0000663	-1849.78	0.000	-.1234121	-.1217282
4	-.1416009	.0008971	-157.84	0.004	-.153	-.1302018
5	-.0867076	.0006569	-131.99	0.005	-.0950544	-.0783607
6	-.055785	.0003104	-179.73	0.004	-.0597287	-.0518413
7	-.0647326	.0018983	-34.10	0.019	-.0888529	-.0406123
8	-.0795409	.0019138	-41.56	0.015	-.1038575	-.0552243
9	-.0525376	.0023738	-22.13	0.029	-.0826999	-.0223752
10	-.029074	.0007138	-40.73	0.016	-.0381431	-.0200049
11	-.0291246	.0001494	-195.01	0.003	-.0310223	-.0272269
12	-.0346235	.0025217	-13.73	0.046	-.0666648	-.0025822
14	.0117537	.0011421	10.29	0.062	-.0027576	.0262651
15	-.0090787	.0014807	-6.13	0.103	-.0278926	.0097353
16	-.034244	.0007523	-45.52	0.014	-.0438034	-.0246847
17	-.0187418	.0005613	-33.39	0.019	-.0258736	-.01161
18	.0215778	.0017094	12.62	0.050	-.0001423	.043298
19	.0000682	.0000458	1.49	0.377	-.0005141	.0006504
20	-.0217505	.0003268	-66.55	0.010	-.0259035	-.0175975
21	-.0011818	.0006291	-1.88	0.311	-.0091756	.0068121
22	.028233	.0008253	34.21	0.019	.0177467	.0387192
23	.0154066	.0010872	14.17	0.045	.0015929	.0292204
24	-.0223543	.0042241	-5.29	0.119	-.0760268	.0313181
25	.0648711	.0162609	3.99	0.156	-.1417431	.2714852
Leilighet#kvartall						
1 1	.0048389	.0003703	13.07	0.049	.0001335	.0095442

1 2		.0074296	.0040253	1.85	0.316	-.0437168	.058576
1 3		.0260812	.0019498	13.38	0.048	.0013062	.0508561
1 4		.0155192	.0004106	37.79	0.017	.0103015	.020737
1 5		.0100666	.0003469	29.01	0.022	.0056582	.014475
1 6		.0208856	.0009318	22.42	0.028	.0090466	.0327247
1 7		.0243431	.0005812	41.89	0.015	.0169589	.0317274
1 8		-.0143923	.0018971	-7.59	0.083	-.0384975	.0097128
1 9		-.0118333	.0019058	-6.21	0.102	-.0360485	.012382
1 10		-.0062297	.000156	-39.94	0.016	-.0082115	-.0042479
1 11		.0136534	.0011784	11.59	0.055	-.0013192	.0286261
1 12		-.0166514	.0027594	-6.03	0.105	-.0517134	.0184105
1 14		.014405	.0024609	5.85	0.108	-.0168642	.0456742
1 15		.0247263	.0006024	41.05	0.016	.0170723	.0323804
1 16		-.0093634	.0012408	-7.55	0.084	-.0251292	.0064024
1 17		-.0034252	.0009423	-3.63	0.171	-.0153986	.0085481
1 18		.0135836	.0031926	4.25	0.147	-.0269829	.0541501
1 19		.025767	.0019919	12.94	0.049	.0004572	.0510768
1 20		.0009881	.0003452	2.86	0.214	-.0033984	.0053746
1 21		.0168667	9.96e-06	1693.54	0.000	.0167402	.0169933
1 22		.0162478	.002882	5.64	0.112	-.020371	.0528665
1 23		.029272	.0028966	10.11	0.063	-.0075327	.0660767
1 24		.024175	.0025795	9.37	0.068	-.0086006	.0569506
1 25		.040823	.0169627	2.41	0.251	-.1747084	.2563545
behandling#kvartall							
1 1		-.1939303	.0029155	-66.52	0.010	-.2309749	-.1568856
1 2		-.1619005	.001782	-90.85	0.007	-.1845428	-.1392582
1 3		-.1926364	.0014976	-128.63	0.005	-.2116658	-.1736071
1 4		-.1563969	.0008675	-180.29	0.004	-.1674194	-.1453745
1 5		-.1574385	.0004734	-332.60	0.002	-.1634531	-.1514239
1 6		-.181615	.0008843	-205.37	0.003	-.1928513	-.1703786
1 7		-.1237682	.0049913	-24.80	0.026	-.1871885	-.0603479
1 8		-.1497212	.0028973	-51.68	0.012	-.1865344	-.112908
1 9		-.130345	.0020426	-63.81	0.010	-.1562992	-.1043908
1 10		-.0971763	.0008326	-116.71	0.005	-.1077558	-.0865968
1 11		-.0580796	.0022524	-25.79	0.025	-.0866995	-.0294598
1 12		-.0349918	.0047406	-7.38	0.086	-.0952271	.0252435
1 14		-.0014971	.0014473	-1.03	0.489	-.0198864	.0168923
1 15		.0178575	.0024352	7.33	0.086	-.0130846	.0487995
1 16		-.0281649	.0019007	-14.82	0.043	-.0523155	-.0040143
1 17		-.0054628	.0035771	-1.53	0.369	-.0509142	.0399886
1 18		.0094454	.001295	7.29	0.087	-.007009	.0258999
1 19		.0119606	.0002019	59.25	0.011	.0093955	.0145256
1 20		.0181287	.0001819	99.68	0.006	.0158179	.0204396
1 21		.0089602	.0002162	41.45	0.015	.0062136	.0117068
1 22		.0395727	.0002612	151.50	0.004	.0362538	.0428917
1 23		.0409878	.0007641	53.64	0.012	.0312787	.050697
1 24		-.0187757	.000924	-20.32	0.031	-.0305168	-.0070346
1 25		-.0630168	.001631	-38.64	0.016	-.0837401	-.0422935
Leilighet#behandling#kvartall							
1 1 1		-.0701357	.0034776	-20.17	0.032	-.1143233	-.0259481
1 1 2		-.1074305	.0035167	-30.55	0.021	-.1521141	-.0627469

1 1 3		-.0682133	.0036774	-18.55	0.034	-.1149385	-.0214881
1 1 4		-.0818877	.001882	-43.51	0.015	-.1058005	-.0579748
1 1 5		-.0621638	.0018424	-33.74	0.019	-.0855738	-.0387538
1 1 6		-.0466457	.0011362	-41.05	0.016	-.0610826	-.0322088
1 1 7		-.0638477	.0038221	-16.70	0.038	-.1124126	-.0152828
1 1 8		-.0199706	.0016813	-11.88	0.053	-.0413331	.001392
1 1 9		-.009205	.0028124	-3.27	0.189	-.0449402	.0265302
1 1 10		-.0104318	.0007325	-14.24	0.045	-.019739	-.0011246
1 1 11		.0214939	.0005129	41.91	0.015	.0149769	.028011
1 1 12		.0523772	.0044873	11.67	0.054	-.0046399	.1093942
1 1 14		-.0543601	.0036498	-14.89	0.043	-.1007353	-.0079849
1 1 15		-.1048791	.0008688	-120.72	0.005	-.1159183	-.0938399
1 1 16		-.0419777	.0018243	-23.01	0.028	-.065158	-.0187974
1 1 17		-.0652544	.004382	-14.89	0.043	-.1209331	-.0095757
1 1 18		-.0846551	.0032022	-26.44	0.024	-.1253426	-.0439677
1 1 19		-.0629781	.0017398	-36.20	0.018	-.0850837	-.0408724
1 1 20		-.064831	.0014698	-44.11	0.014	-.083506	-.0461559
1 1 21		-.0543594	.0012184	-44.62	0.014	-.0698405	-.0388783
1 1 22		-.0868921	.0029788	-29.17	0.022	-.1247416	-.0490426
1 1 23		-.0715293	.000623	-114.82	0.006	-.0794446	-.063614
1 1 24		-.006436	.0025843	-2.49	0.243	-.0392732	.0264011
1 1 25		0	(omitted)				
_cons		1.638389	.0643703	25.45	0.025	.8204871	2.456291

VEDLEGG 7 – TEST AV DIFFERENCE-IN-DIFFERENCE FOR VIKEN



Linear regression

Number of obs = 91,976

F(0, 1) = .

Prob > F = .

R-squared = 0.3503

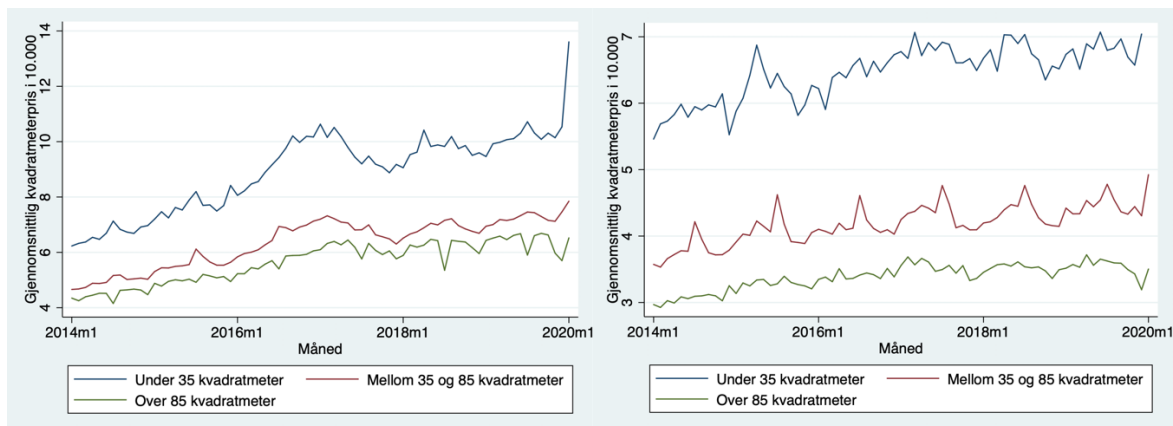
Root MSE = .24701

(Std. Err. adjusted for 2 clusters in behandling)

	Robust					
Ingjennomsnittlig~s	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
1.behandling	.1837307	.0009828	186.94	0.003	.1712428	.1962187
kvartall						
1	-.3659095	.0006126	-597.31	0.001	-.3736934	-.3581257
2	-.3051788	.0005572	-547.67	0.001	-.3122591	-.2980986
3	-.3312622	.0005495	-602.88	0.001	-.3382438	-.3242807
4	-.3084248	.0006923	-445.49	0.001	-.3172217	-.2996279
5	-.2521753	.0007656	-329.40	0.002	-.2619028	-.2424478
6	-.2294779	.0007937	-289.13	0.002	-.2395625	-.2193934
7	-.2148486	.0005708	-376.37	0.002	-.2221018	-.2075953

8		-.2258097	.0000235	-9595.78	0.000	-.2261087	-.2255107	
9		-.1549099	.0004597	-337.01	0.002	-.1607504	-.1490694	
10		-.1285607	.0004096	-313.88	0.002	-.1337649	-.1233565	
11		-.0836278	.0000384	-2178.26	0.000	-.0841156	-.08314	
12		-.0365591	.0000172	-2124.76	0.000	-.0367777	-.0363405	
14		.0129508	.000421	30.76	0.021	.0076009	.0183007	
15		-.0166073	.0004374	-37.97	0.017	-.022165	-.0110496	
16		-.0466296	.0001951	-239.05	0.003	-.0491082	-.0441511	
17		-.0138035	.0004285	-32.21	0.020	-.0192484	-.0083586	
18		.0254995	.0001529	166.81	0.004	.0235571	.0274418	
19		.0119031	.0004553	26.15	0.024	.0061184	.0176879	
20		.0106353	.0004657	22.84	0.028	.0047177	.0165528	
21		.0240303	.0007191	33.42	0.019	.0148938	.0331669	
22		.0421766	.0007786	54.17	0.012	.0322831	.0520701	
23		.0481648	.0000881	546.62	0.001	.0470452	.0492844	
24		.0179962	.0000569	316.22	0.002	.0172731	.0187193	
25		.0540062	.0028559	18.91	0.034	.0177184	.0902941	
behandling#kvartal1								
1	1		-.0712863	.0005439	-131.07	0.005	-.0781968	-.0643759
1	2		-.0924917	.0004731	-195.52	0.003	-.0985024	-.086481
1	3		-.0274411	.0007131	-38.48	0.017	-.0365014	-.0183807
1	4		-.0554845	.0004902	-113.19	0.006	-.061713	-.0492561
1	5		-.0449839	.0007502	-59.97	0.011	-.0545156	-.0354523
1	6		-.0331801	.0006828	-48.60	0.013	-.0418556	-.0245045
1	7		-.0151589	.0008025	-18.89	0.034	-.0253557	-.004962
1	8		-.0387589	.0001479	-262.01	0.002	-.0406386	-.0368793
1	9		-.0491737	.000578	-85.08	0.007	-.0565176	-.0418299
1	10		-.0146666	.0003204	-45.77	0.014	-.018738	-.0105952
1	11		.0304988	.0000823	370.63	0.002	.0294532	.0315444
1	12		.0023425	3.64e-06	643.25	0.001	.0022962	.0023887
1	14		-.0431789	.0001931	-223.66	0.003	-.0456319	-.0407259
1	15		-.0584214	.0005871	-99.52	0.006	-.0658806	-.0509621
1	16		-.0696294	.0000372	-1869.51	0.000	-.0701027	-.0691562
1	17		-.0817052	.0000774	-1056.10	0.001	-.0826882	-.0807222
1	18		-.0674047	.0000867	-777.64	0.001	-.0685061	-.0663034
1	19		-.0403877	.0005811	-69.50	0.009	-.0477712	-.0330042
1	20		-.0790396	.0001369	-577.46	0.001	-.0807787	-.0773004
1	21		-.0577181	.0003918	-147.32	0.004	-.0626963	-.0527399
1	22		-.0463062	.0006106	-75.83	0.008	-.054065	-.0385475
1	23		-.037213	.0001215	-306.33	0.002	-.0387566	-.0356694
1	24		-.0453806	.0000316	-1436.41	0.000	-.045782	-.0449791
1	25		-.0176855	.0030172	-5.86	0.108	-.056023	.020652
Primærrom		-.0019227	.0000772	-24.90	0.026	-.0029036	-.0009417	
Etasje		.0171575	.0002815	60.94	0.010	.0135801	.0207349	
Omsetningshastighet		.0000798	9.93e-06	8.04	0.079	-.0000464	.000206	
Soverom		-.0600065	.0026135	-22.96	0.028	-.0932147	-.0267983	
_cons		1.963018	.0114155	171.96	0.004	1.817971	2.108065	

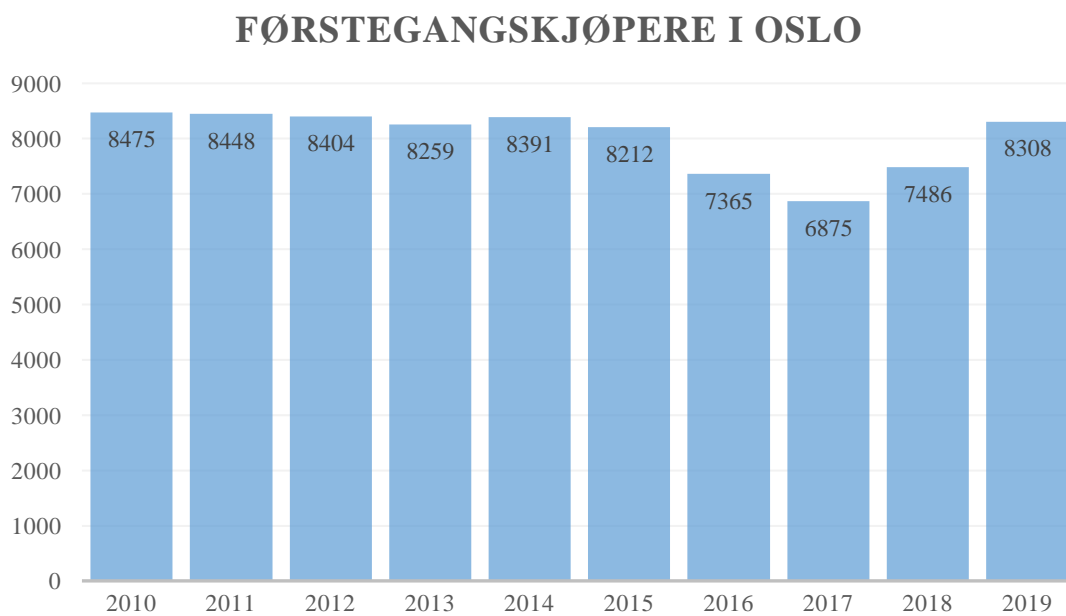
VEDLEGG 8 – GRAFISK FREMSTILLING AV PRISER PÅ FORSKJELLIG BOLIGSTØRRELSER



Venstre: Viser prisutviklingen på forskjellige størrelser på boligene i Oslo.

Høyre: Viser prisutviklingen på forskjellige størrelser på boligene i kontrollbyene.

VEDLEGG 9 – GRAFISK FREMSTILLING AV ANTALL FØRSTEGANGSKJØPERE I OSLO



*Grafisk fremstilling av antall førstegangskjøpere i Oslo fra 2010-2019
(Samfunnsøkonomisk analyse, 2019, s. 8).*