

Lisa Yael Hercz
Silje Sofie Jensen

Betydningen av leie-til-eie avtaler for førstegangskjøpere i boligmarkedet

Masteroppgave i samfunnsøkonomi
Veileder: Jan Morten Dyrstad
Juni 2022

Lisa Yael Hercz
Silje Sofie Jensen

Betydningen av leie-til-eie avtaler for førstegangskjøpere i boligmarkedet

Masteroppgave i samfunnsøkonomi
Veileder: Jan Morten Dyrstad
Juni 2022

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på et femårig langt studie ved NTNU i Trondheim. Oppgaven er i sin helhet et felles arbeid skrevet av Lisa Yael Hercz og Silje Sofie Jensen, hvorav synspunktene og tolkningene er våre egne. Arbeidet har både vært spennende og lærerrikt, men til tider også krevende. Først og fremst ønsker vi derfor å utbringe en stor takk til vår veileder, Jan Morten Dyrstad. Hans uvurderlig gode råd og tilbakemeldinger under arbeidet er noe vi setter utrolig stor pris på. Videre ønsker vi også å takke våre medstudenter, som har gjort studietiden til den best tenkelige tiden.

Lisa Yael Hercz & Silje Sofie Jensen

Trondheim, 1. juni 2022

Sammendrag

Sammenliknet med andre land kjennetegnes det norske boligmarkedet av en høy eierandel. Dette følger delvis som et resultat av den norske boligmodellen, hvor sterke insentiver og fordeler ved å eie bidrar til å nå målsetningen om at flest mulig skal eie egen bolig. De seneste årene har den sterke boligprisveksten derimot gjort det vanskeligere for førstegangskjøpere å etablere seg i boligmarkedet, og kravet til egenkapital har økt betraktelig. Som et tiltak mot dette er det i flere norske byer innført såkalte leie-til-eie avtaler, som har til hensikt å hjelpe flere førstegangsetablerende inn på boligmarkedet. Formålet med denne oppgaven er derfor å undersøke hvorvidt tilbudet av leie-til-eie avtaler faktisk gir en positiv sammenheng mellom førstegangskjøpere og deres etableringsmuligheter i boligmarkedet. Vi benytter oss av kvartalsvise observasjoner for byene Bergen, Oslo, Stavanger, Tromsø og Trondheim i årene 2008 til 2020.

Vi estimerer først en statistisk modell, hvorav den med faste effekter og sesongkorrigering tyder på å være den beste modellspesifikasjonen. Ettersom det videre kan argumenteres for at valget om å investere i bolig avhenger av økonomiske tilstander i tidligere perioder, eksempelvis gjennom forventningsmekanismer, har vi valgt å estimere tilsvarende modell med effektforsinkelser av forklaringsvariablene. Vi finner en positiv sammenheng mellom leie-til-eie avtalene og antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger, hvor resultatene både er statistisk og økonomisk signifikante. I tillegg er det gjennomført en rekke sensitivitetsanalyser for å undersøke robustheten til den foretrukne modellspesifikasjonen. Resultatene fra sensitivitetsanalysene tyder på at den foretrukne modellspesifikasjonen er robust. Vi konkluderer avslutningsvis med at leie-til-eie avtaler har en positiv effekt på førstegangskjøpernes etableringsmuligheter i boligmarkedet.

Abstract

Compared to other countries, the Norwegian housing market is characterized by a high share of ownerships. This is partly a result of the Norwegian housing model, where incentives and benefits of owning contribute to achieving the goal in which as many people as possible will be homeowners. As a consequence of the recent years strong increase in housing prices, followed by a considerably increase in the requirement for equity, first-time buyers find it difficult to establish themselves in the housing market. As an initiative against this, the concept of rent-to-own agreements has been introduced in several Norwegian cities, which are intended to help first-time buyers establish in the housing market. The purpose of this thesis is therefore to investigate whether the rent-to-own agreements actually give a positive relation between first-time buyers and their establishment opportunities in the housing market. We use quarterly observations for Bergen, Oslo, Stavanger, Tromsø and Trondheim in the years 2008 to 2020.

We first estimate a static model, in which the one estimated by fixed effects and seasonal adjustments appears to be the best specified model. As it can be argued that the choice to invest in housing depends on economic conditions in previous periods, through, e.g., expectation mechanisms, we further estimate an equivalent model, but with lags of the explanatory variables. We find a positive relation between the rent-to-own agreements and the number of first-time buyers as a proportion of sold homes. The results are both statistically and economically significant. In addition, a number of sensitivity analyzes have been performed to examine the robustness of the preferred model specification. These results support that the preferred model specification is relatively robust. At last, we conclude that the rent-to-own agreements seem to have a positive effect on first-time buyers establishment opportunities in the housing market.

Innholdsfortegnelse

1 Innledning	1
1.1 Bakgrunn og motivasjon	1
1.2 Problemstilling og hypotese	3
2 LTE	5
2.1 Beskrivelse av leie-til-eie avtaler	5
2.2 Leie-til-eie hos norske boligbyggelag	6
2.2.1 OBOS	6
2.2.2 Bate	7
2.2.3 TOBB	7
2.2.4 Fredensborg Bolig	8
3 Teoretisk rammeverk	10
3.1 Markedslikevekt - standard mikroøkonomisk teori	10
3.2 Mikroøkonomisk teori i boligmarkedet	12
3.2.1 Kortsiktig likevektstilpasning	12
3.2.2 Langsiktig likevektstilpasning	14
3.3 Tilbuds- og etterspørselsrelaterte faktorer	15
3.3.1 Etterspørselsrelaterte faktorer	16
3.3.2 Tilbudsrelaterte faktorer	19
3.3.3 Totaleffekt på omsatt kvantum	21
3.4 Leie-til-eie avtaler og boligmarkedet	23
4 Datamateriale	25
4.1 Datasettet	25
4.2 Avhengig variabel	25
4.3 Forklaringsvariabler	27
4.3.1 Leie-til-eie	27
4.3.2 Arbeidsledighet	28
4.3.3 Inntekt	30

4.3.4	Boliglånsrente	31
4.3.5	Boligpriser	33
4.3.6	Kvartalsdummier	34
4.4	Utfordringer med datasettet	34
5	Økonometrisk rammeverk	36
5.1	Paneldata og estimeringsmetode	36
5.2	Økonometriske utfordringer	38
5.2.1	Simultanitet	38
5.2.2	Multikollinearitet	39
5.2.3	Heteroskedastisitet og seriekorrelasjon	39
5.2.4	Utelatte variabler	40
5.2.5	Målefeil	41
5.3	Valg av funksjonsform	41
6	Resultater	44
6.1	Empiriske resultater for statisk modell	44
6.2	Empiriske resultater for dynamisk modell	48
6.2.1	Dynamisk modell med effektforsinkelser i prisvariabelen	48
6.2.2	Dynamisk modell med effektforsinkede forklaringsvariabler	48
7	Robusthetsanalyser og utvidelser	53
7.1	Robusthetssjekk ved å utelate enkelte variabler	53
7.2	Robusthetssjekk ved endring av inntektsvariabelen	54
7.3	Redusert utvalg	55
8	Oppsummering og diskusjon	58
8.1	Dynamisk modellspesifikasjon	58
8.2	Det reduserte utvalget	63
8.3	Mulige forbedringer og videre forskning	65
9	Konklusjon	67

Referanseliste	i
A Appendix	vi
A.1 Variabelliste	vi
A.2 Grafisk fremstilling av variablenes utvikling	vii
A.3 Deskriptiv statistikk	x
A.4 Korrelasjonsmatrise	xii
A.5 Empiriske analyser	xiv

1 Innledning

1.1 Bakgrunn og motivasjon

Den norske boligmodellen har siden 1920-tallet vært den primære boligpolitikken i landet, og er i dag en viktig bærebjelke i det norske velferdssamfunnet (Benedictow et al., 2020, s. IV). Politikken har i første omgang som mål å styrke *den norske eierlinja* som omhandler at flest mulig skal kunne kjøpe egen bolig. I Norge vil nesten 8 av 10 nordmenn til enhver tid eie sin egen bolig (Eiendom Norge, u.å.), og den nasjonale strategien for den sosiale boligpolitikken vektlegger i årene fremover et mål om at alle skal kunne skaffe seg og beholde en egnet bolig. Likevel publiseres det ofte nyhetsoppslag om unge voksne som befinner seg i en situasjon der de ikke har mulighet til å låne penger, og dermed opplever boligmarkedet som utilgjengelig. Dette til tross for at de har fast inntekt, og i enkelte tilfeller oppspart egenkapital (Solvang, 2019, 01:00-11:10). Knyttet til dette kan det så stilles spørsmål ved hvorfor det er så viktig for det norske samfunnet at alle skal ha mulighet til å eie sin egen bolig. Finnes det noen fordeler med å eie bolig som man går glipp av ved å leie?

Tilretteleggelse av et velfungerende boligmarked har vært den nåværende regjeringens hovedstrategi i arbeidet med å nå boligmodellens hovedformål. Ideelt sett innebærer dette å imøtekomme alle individers behov for bolig gjennom økonomisk effektivitet, samt miljøvennlige og sosiale rettferdigheter. Eie bolig blir da sett på som den fjerde velferdspilaren ved siden av helse, utdanning og arbeid, og kan betraktes som en faktor hvis hensikt er å bidra til en økt grad av tilhørighet og fysisk trygghet. Den kan også bidra til å skape identitet, og er en viktig sosial arena (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2020, s. 5). Videre trekkes det frem at eierskap legger en ramme rundt en rekke funksjoner tilknyttet boligen (Clapham, 2010, s. 264-265). Det påpekes blant annet at det å eie bolig kan gi en økonomisk trygghet, samt at forutsetningene for stabile og trygge boforhold øker for eiere fremfor leietakere. Muligheten til å eie egen bolig vil i tillegg bidra til å redusere formuesforskjeller og ulikheter i samfunnet (St.meld. nr. 23 (2003-2004), s. 17).

På motsatt side kan leie av bolig føre til en større ustabilitet, uheldige bomiljø og en lavere standard. Det vil altså være en sammenheng mellom boforholdet, helse og sosial ulikhet, hvor det legges vekt på at eie av bolig bringer med seg en rekke fordeler som man ellers går glipp av (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2020, s. 12-13). Utestengelse fra boligkjøp vil også være assosiert med en mangel på moralsk verdi og verdighet, hvor leietakere vil kunne slite med å oppnå verdier som sikkerhet, frihet, økonomi og tilhørighet (Vassenden, 2014, s. 777-778).

LO-leder Peggy Hessen Følsvik, og APs boligpolitiske talsperson Siri Gåsemyr har i media uttalt seg om at LO og AP i tiden fremover skal satse på en ny boligpolitikk. Gjennom tett dialog med regjeringen skal det presenteres forslag for å gjøre det lettere å komme inn i boligmarkedet, og dermed unngå at de som ikke eier blir stående igjen utenfor boligmarkedet (Lorch-Falch & Jostad, 2021). Et eksempel på et tiltak som kan gjøre det lettere å komme inn i boligmarkedet, spesielt for førstegangskjøpere, er såkalte leie-til-eie avtaler.¹ Slike avtaler omhandler at husstanden inngår et leieforhold med et boligbyggelag, hvor det etter en viss leieperiode gis mulighet til å benytte seg av en kjøpsopsjon på den leide boligen. Om det under leieperioden oppstår en prisstigning på boligen tilfaller den kjøper helt eller delvis i form av egenkapital. Finansieringen av kjøpet skjer gjennom oppspart egenkapital, økt egenkapital i form av prisstigning under leieperioden og boliglån (Husbanken, 2021). Av regjeringens sosiale boligpolitikk fremkommer det at de sammen med private og offentlige aktører skal beskrive og evaluere slike tiltak med en hensikt om å oppskalere tilbudet av boligkjøpsmodellen. Det tas blant annet initiativ til å etablere et erfaringsnettverk for slike avtaler, med mål om å hjelpe førstegangskjøpere inn på boligmarkedet (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2020, s. 13). Om et slikt verktøy viser seg å fungere vil det påvirke hverdagen til en rekke førstegangsetablerende i boligmarkedet, og veien inn i boligmarkedet vil ikke lenger oppfattes som like utfordrende. Dette gir insentiver og motivasjon til arbeidet vårt med å kartlegge effekten av leie-til-eie avtaler.

¹Leie-til-eie avtaler er nærmere beskrevet i kapittel 2.

1.2 Problemstilling og hypotese

Leie-til-eie avtaler er et relativt nytt konsept som har til hensikt å hjelpe flere inn på boligmarkedet. I skrivende stund eksisterer det lite, om noe, kvantitativ forskning og empiriske studier som omhandler boligmarkedet og slike avtaler. På bakgrunn av manglende forskning, samt betydningen avtalene kan ha for dagens førstegangsetablerende i boligmarkedet, vil dette være en motivasjon for vår problemstilling.

I vår oppgave skal vi undersøke i hvilken grad leie-til-eie avtaler fører til at flere førstegangskjøpere kommer inn i boligmarkedet, og dermed får muligheten til å kjøpe sin egen bolig. Mer spesifikt betraktes enslige førstegangskjøpere i alderen 20-39 år, slik at vi med andre ord skal se om leie-til-eie avtaler medfører noen betydelige endringer i boliggetterspørselen blant alenekjøpende *unge* førstegangsetablerende i boligmarkedet. For å undersøke sammenhengen mellom leie-til-eie avtaler og førstegangskjøpere tar vi i all hovedsak utgangspunkt i økonomisk teori. Herunder spesifiseres et rammeverk rundt faktorer som tenkes å påvirke etableringsmulighetene i dette spesifikke segmentet i boligmarkedet, slik at vi videre kan undersøke virkningen av å innføre leie-til-eie avtalene. Rådata som benyttes i den empiriske analysen er hentet fra NAV, Statistisk sentralbyrå (SSB), Samfunnsøkonomisk analyse, Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) og Ambita. Denne har vi videre satt sammen til et paneldatasett med kvartalsvise observasjoner for årene 2008 til 2020. Vi ønsker å se på byer i Norge, hvor det er nærtliggende å se på noen av de største. Derfor har vi valgt byene Bergen, Oslo, Stavanger, Tromsø og Trondheim. Det estimeres både modeller med pooled OLS og faste effekter, noe vi kommer nærmere tilbake til i kapittel 5 som omhandler det økonometriske rammeverket. Førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger benyttes som avhengig variabel, og fungerer dermed som et mål på etterspørselen etter bolig. Variabelene lte, arbeidsledighet, boliglånsrente, inntekt og boligpris brukes videre som forklaringsvariabler. Vår hypotese er at leie-til-eie avtaler vil påvirke førstegangskjøpernes mulighet til å komme inn i boligmarkedet, hvor det antas at denne effekten vil være positiv. Dette synspunktet må ses på bakgrunn av formålet med slike avtaler, som i utgangspunktet er lansert for at en større andel av befolkningen skal få muligheten til å skaffe seg og beholde en egnet bolig.

Videre er oppgaven strukturert på følgende måte. I kapittel 2 beskrives omfanget og hensikten med leie-til-eie (LTE) avtalene. I kapittel 3 gjøres det rede for oppgavens teoretiske rammeverk, mens vi i kapittel 4 presenterer datasettet som benyttes i den empiriske analysen. Kapittel 5 tar for seg det økonometriske rammeverket som ligger til grunn for resultatene som presenteres i kapittel 6, samt robusthetsanalysene og utvidelsene som legges frem i kapittel 7. Kapittel 8 oppsummerer og diskuterer funnene i oppgaven, før vi avslutningsvis trekker en konklusjon i kapittel 9.

2 LTE

2.1 Beskrivelse av leie-til-eie avtaler

Leie-til-eie avtaler, også kalt LTE-avtaler, er som nevnt et initiativ tilbudt av private utbyggere de seneste årene (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2020, s. 13). Sett fra utbyggenes side er bakgrunnen for slike avtaler å sikre finansieringen av byggeprosjektet ved å selge boliger i forkant av prosjektstart. De er også sjeldent interessert i å la ferdigstilte boliger stå tomme og usolgte (Husbanken, 2021). Siden mange unge, spesielt førstegangskjøpere, sliter med å komme inn i boligmarkedet, vil LTE-avtaler være en ypperlig mulighet for dem. Utbygger vil på denne måten nå ut til kjøpere som ellers ikke ville hatt mulighet til å kjøpe bolig, og samtidig møte sine krav tilknyttet salg av et visst antall boliger før igangsettelse av byggeprosjekter.

LTE- avtalene tilbys husstander som ikke oppfyller krav til egenkapital, og som på nåværende tidspunkt ikke får boliglån i banken. Dette til tross for at de har betjeningsevne tilsvarende størrelsen på lånet (Husbanken, 2021). I all hovedsak omhandler dette unge voksne, ofte førstegangskjøpere, som er i en livssituasjon hvor de ikke er “bankenes favorittkunder”. Det finnes flere varianter av LTE kjøpsmodeller, men generelt innebærer de at husstanden inngår et leieforhold. Om det i leieperioden har oppstått en prisstigning på boligen vil denne normalt sett tilfalle kjøper helt eller delvis, hvor det da vil representere nødvendig egenkapital. Etter en viss leieperiode av varierende lengde, vil husstanden få mulighet til å kjøpe boligen. Finansieringen av dette kjøpet skjer gjennom oppspart egenkapital, økt egenkapital i form av prisstigning, og et lån fra banken (Husbanken, 2021).

Også enkelte kommuner har iverksatt liknende tiltak, blant annet for å forhindre fraflytting (Husbanken, 2021). Prinsippet for avtalene er det samme som hos private utbyggere, der målet er å hjelpe de som sliter med å ha tilstrekkelig egenkapital, men som har muligheten til å betjene et lån. Likevel skiller avtalene seg noe fra hverandre. Ettersom vi ikke har funnet tilsvarende kommuneavtaler blant analysens utvalgte byer, tar vi utgangspunkt i modellen for Harstad kommune for å tydeliggjøre forskjellene. Her foregår leie-til-eie

slik at kommunen kjøper boligen før man inngår et leieforhold, og kjøpspris på boligen fastsettes i forkant av leieforholdet. Etter en viss leieperiode vil man få mulighet til å kjøpe boligen til avtalt pris, hvor en eventuell prisstigning vil tilfalle kjøperen i form av økt egenkapital. Det er frivillig å kjøpe boligen, og en avgjørelse må ikke tas før mot slutten av den forhåndsavtalte leieperioden. Ordningen baserer seg også på det under leieperioden betales en leie, hvor en avtalt del av denne vil utgjøre nedtrappingen i avtalt kjøpspris. Kommunene har ingen hensikt om å tjene noe på ordningen, men er en del av satsingen på å hjelpe unge inn i boligmarkedet (Olsen, 2021). På denne måten kan man motvirke situasjonen hvor unge voksne, som på langt nær er vanskeligstilte, ikke kommer seg inn på boligmarkedet (Solvang, 2019, 01:00- 11:10).

2.2 Leie-til-eie hos norske boligbyggelag

2.2.1 OBOS

Boligbyggelaget OBOS ble stiftet 19. august 1929 under navnet “Oslo og omegn Bolig- og Sparelag”. De var inspirert av den svenske modellen for kooperativ boligbygging som omhandlet å bygge rimelige boliger for sine medlemmer. Deres initielle formål var å forbedre boforholdene i Oslo ved å tilby medlemmene sine boliger til selvkost. I dag er OBOS hovedmål å bygge gode boliger til sine medlemmer (OBOS, u.å.a).

For å gjøre det enklere å komme inn på boligmarkedet har OBOS opprettet to tiltak: Bostart og Deleie. OBOS Bostart ble etablert i 2018, og gir kjøperen mulighet til å kjøpe en helt ny bolig til en lavere pris enn markedsprisen. Den eneste betingelsen som følger ved denne kjøpsmodellen, er at OBOS vil ha førsterett til å kjøpe boligen til opprinnelig salgspris pluss eventuell verdistigning dersom man skulle ønske å selge (OBOS, u.å.b). Til nå har over 400 boliger blitt solgt med Bostart. OBOS Deleie er på den annen side OBOS sin kjøpsmodell av leie-til-eie, og ble startet i 2021. Deleie innebærer at man får muligheten til å kjøpe minst halvparten av boligen selv, mens man leier resten av OBOS. Det betales da en prosentvis andel av markedsleien som tilsvarer OBOS eierandel. En gang i året får leietaker muligheten til å øke eierandelen inntil man eier hele boligen selv. Dette er et tilbud som er tilgjengelig for alle så lenge de er medlem av OBOS (OBOS,

u.å.c). Til nå er omtrent 250 boliger blitt solgt med Deleie.²

2.2.2 Bate

Bate er Rogalands største boligbyggelag, og har siden 1946 bygget og forvaltet boliger for sine medlemmer. Siden 2014 består Bate av Stavanger Boligbyggelag og Sandnes Boligbyggelag. I dag har Bate mer enn 58 000 medlemmer som har forkjøpsrett på omtrent 13 000 boliger i Stavanger-området. I tillegg har medlemmene forkjøpsrett på omkring 90 000 boliger i hele landet gjennom Storby-samarbeidet (Bate, u.å.b).

For at unge skal få muligheten til å eie egen bolig opprettet Bate kjøpsmodellen leie-eie. Modellen er et samarbeid mellom Bate, Husbanken og kommunen, og gir Bate muligheten til å tilby en lavere husleie enn det som er vanlig (Bate, u.å.a). Modellen innebærer at man i de første årene leier boligen og betaler husleie, der en andel av denne husleien går til avdrag på boligen. Minst tre år, og maks 6 år etter man har flyttet inn, får man muligheten til å kjøpe boligen. Siden deler av husleien har gått til avdrag på boligen, vil kjøpsprisen være redusert slik at det blir lettere for kjøpere å oppfylle kravet om 15% egenkapital (Bate, u.å.a).

Etter kontakt med ansvarlig megler for leie-eie, Elisabeth Helliesen, fikk vi vite at Bate opprinnelig hadde 10 leie-eie boliger i prosjektet Goagarden borettslag. Dette prosjektet startet i 2015, hvor første mulighet til å gå fra leie til eie var i 2018. Av de 10 var det per januar 2022, 6 som ved å benytte seg av kjøpsopsjonen har kjøpt boligen etter å ha leid i mellom 3-6 år. Enkelte har på sin side sagt opp leieavtalene uten å kjøpe.

2.2.3 TOBB

TOBB er det største boligbyggelaget i Midt-Norge, og har siden 1945 bygget og forvaltet boliger for sine medlemmer (TOBB, u.å.b). Boligbyggelaget ble startet i forbindelse med samarbeidet om å gjenreise Trondheim etter krigen. I dag er hovedmålet til TOBB å skape gode boliger og bomiljøer for sine medlemmer. De vil bygge boliger som møter dagens

²Informasjonen om antall solgte boliger har vi fått tilgang til gjennom mailkorrespondanse med OBOS.

standard i form av å være tryggere, kostnadseffektive og mer funksjonelle (TOBB, u.å.c).

For å gi TOBB-medlemmer mulighet til å komme seg inn på boligmarkedet ble kjøpsmodellen Leie-før-eie opprettet (TOBB, u.å.a). Denne modellen gir kjøpere som mangler nødvendig egenkapital, men som har betalingsevne, muligheten til å kjøpe egen bolig. Det fungerer slik at man kan leie boligen i inntil 5 år før man kjøper den, der prisen man kjøper boligen for fastsettes når leieavtalen inngås. Om det under leieperioden oppstår en prisstigning i markedet tilfaller dette leietaker, og betraktes da som egenkapital i tillegg til eventuell sparing i leieperioden. Det er frivillig å benytte seg av kjøpsopsjonen etter endt leie, og dersom prisene synker vil man ikke måtte ta over boligen (TOBB, u.å.a).

Etter å ha tatt kontakt med Boligbyggelaget TOBB fikk vi vite at de inngår leie-før-eie forhold relativt ofte, da dette er en boligkjøpsmodell de ønsker på så mange prosjekter som mulig. Det medfører at enkelte nettopp har flyttet inn i boligen, en del har bodd der i maks 4 år, mens andre enda ikke har overtatt boligen. Siden 2017 har TOBB hatt omtrent 70 leie-før-eie forhold, hvorav 45-50 stk har valgt å benytte seg av retten til kjøpsopsjon. Av kjøperne har noen valgt å leie i 4 år før de kjøper boligen, mens andre har kjøpt etter ett år.

2.2.4 Fredensborg Bolig

Fredensborg Bolig er et boligbyggelag som driver med utvikling, salg og oppføring av bolig i Oslo, Akershus og Trondheimsregionen. Deres formål er å skape bedre hjem ved å være best på det de gjør, og sette kunder, ansatte og samfunnet i fokus (Fredensborg Bolig, u.å.b).

For å bidra til at flere skal kunne eie sin egen bolig lanserte Fredensborg Bolig høsten 2019 kjøpsmodellen Leie til eie. Dette er en modell som er egnet for de med fast inntekt og mulighet til å betjene bokostnader, men som mangler tilstrekkelig egenkapital til å kjøpe egen bolig (Fredensborg Bolig, u.å.a, s. 7). Avtalen fungerer slik at en kjøper tilbys en tre års leieavtale med en valgfri rett til å kjøpe boligen. Kjøpsretten kan benyttes på ethvert

tidspunkt i byggeperioden på omtrent 2 år, eller i leieperioden. Kjøpsprisen på boligen er fastsatt på forhånd, slik at en eventuell prisstigning på boligen tilfaller kjøperen i form av høyere egenkapital. Denne egenkapitalen, i tillegg til det man har mulighet til å spare, vil i mange tilfeller være tilstrekkelig for å få et finansieringsbevis for å kjøpe boligen. Husleien skal tilsvare leien for sammenlignbare boliger, og leieavtalen kan sies opp etter 9 måneder. Avtalen er utviklet for at kjøpere skal få mulighet til å delta i en eventuell oppgang i boligmarkedet, uten risiko for å tape oppspart egenkapital ved en nedgang (Fredensborg Bolig, u.å.a, s. 9). Det er ingen aldersgrense på Leie til eie, men den er kun ment for de som ønsker å eie egen bolig. Kjøper kan heller ikke benytte avtaletilbudet som et investeringsobjekt (Fredensborg Bolig, u.å.a, s. 12).

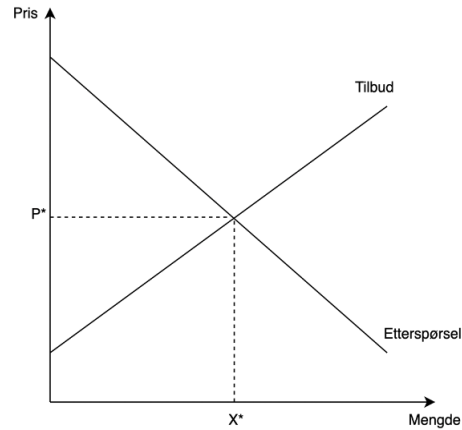
Etter å ha tatt kontakt med Stian Myhre, ansvarlig for Leie til eie ordningen i Fredensborg Bolig, fikk vi vite at de siden lanseringen høsten 2019 har tildelt 105 avtaler fordelt på 11 boligprosjekter. Av disse har 9 valgt å benytte seg av retten til kjøpsopsjon. Myhre påpekte videre at grunnen til at et fåtall har benyttet seg av kjøpsopsjonen henger sammen med at det ikke er mulig å lage en e-takst på byggeprosjekter før de nærmer seg ferdigstilte og innflyttingsklare. E-takst brukes for å fastsette hvor mye den enkelte kan få i boliglån. Siden denne ikke fremstilles før i slutten av byggeprosjektet, som er beregnet til ca. 2 år, vil også muligheten til å kjøpe boligen før den tid være begrenset.

3 Teoretisk rammeverk

I dette kapittelet skal vi redegjøre for likevektstilpasningen i boligmarkedet, og videre belyse hvordan ulike mekanismer som påvirker tilpasningen utvikler seg over tid. Dette skal igjen gjøre det enklere å forstå de økonomiske drivkreftene bak tilbudet, etterspørselen og prisdannelsen i boligmarkedet. Endringer i markedet følger som regel av et samspill mellom ulike faktorer, hvor det i første omgang vil være hensiktsmessig å forklare intuisjonen bak disse for å forstå hvordan markedet tilpasser seg. Den teoretiske modellen vi legger til grunn følger vel etablerte studier, slik som Lindquist & Vatne (2019), Barlindhaug & Nordahl (2011) og Jacobsen et al. (2006).

3.1 Markedslikevekt - standard mikroøkonomisk teori

Standard mikroøkonomisk teori sier at markedets tilpasning avhenger av balansen mellom tilbudet og etterspørselen i markedet, som igjen bestemmer utviklingen i pris og omsatt kvantum (Riis & Moen, 2017, s. 24). Sammenhengen mellom pris og tilbudt kvantum vil gi markedets tilbudskurve som en positiv (stigende) funksjon av prisen, mens sammenhengen mellom pris og etterspurt kvantum på den annen side vil gi markedets etterspørselskurve som en negativ (fallende) funksjon av prisen. Førstnevnte impliserer at høyere pris gir økt tilbud av varene, gitt forutsetningen om profittmaksimerende aktører. Etterspørselskurvens bakenforeliggende sammenheng impliserer på sin side at økte priser reduserer etterspurt kvantum, gitt at aktørene er rasjonelle. I Figur 1 vil markedets likevektspris, P^* , tilpasse seg i punktet hvor tilbudt kvantum er nøyaktig lik etterspurt mengde, X^* . Sammen danner disse markedslikevekten, og vi får et klarert marked.



Figur 1: Markedskrysset

Tilbuds- og etterspørselskurvene påvirkes av en rekke faktorer, som igjen gir skift i de respektive kurvene. For å analysere skift drivere som påvirker førstegangskjøpernes etableringsmuligheter, formuleres først et individs etterspørsel etter bolig som en funksjon $f(\cdot)$ av pris (P) og en vektor \mathbf{Z} som påvirker endringene i de etterspørselsrelaterte faktorene:

$$X^D = f(P, \mathbf{Z}) \quad (3.1)$$

På den annen side vil tilbudsrelaterte faktorer reflektere hvordan endringer i relevante variabler slår ut i boligtilbudet. Implikasjonen er at tilbudsfunksjonen må forstås som en marginalkostnadsfunksjon som vil avgjøre utbyggernes lønnsomhet ved å investere i nye boligbyggeprosjekter. Formelt får vi dermed en funksjon $g(\cdot)$ av pris (P) og en vektor \mathbf{Q} som fanger opp komponenter som fører til endringer i de tilbudsrelaterte faktorene:

$$X^S = g(P, \mathbf{Q}) \quad (3.2)$$

Hensikten med de spesifiserte funksjonene er å gi en nærmere beskrivelse av hvordan komponentene i de to respektive vektorene fører til endringer i tilbud og etterspørsel, som igjen vil gi utslag i en førstegangskjøpers mulighet til å investere i bolig. I delkapittel 3.3 vil vi derfor gi en nærmere fremstilling av hvordan komponentene som inngår i de respektive vektorene, \mathbf{Z} og \mathbf{Q} , faktisk slår ut i den teoretiske modellen.

3.2 Mikroøkonomisk teori i boligmarkedet

I likhet med de fleste andre markeder vil også boligprisene påvirkes av mekanismene som følger av standard mikroøkonomisk teori om tilbud og etterspørsel. Likevel er det også særegne trekk ved boligmarkedet som påvirker det respektive markedets prisdannelse, hvor blant annet tidshorisont står sentralt. I utledningen av boligmarkedets tilbud og etterspørsel blir det derfor viktig å skille mellom kort og lang sikt, da tidsperspektivet vil gi ulikt utslag i likevektstilpasningen. Vi begynner med å utlede den kortsiktige likevektstilpasningen.

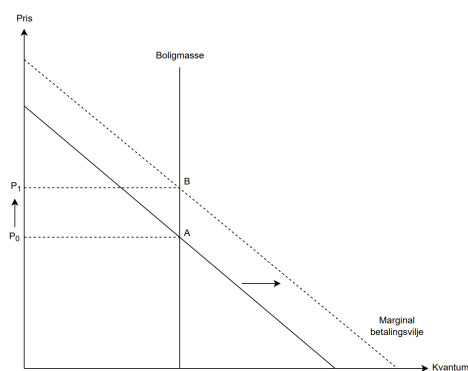
3.2.1 Kortsiktig likevektstilpasning

Det kortsiktige boligmarkedet vi nå skal ta for oss er et hypotetisk boligmarked der vi ønsker å analysere de sentrale sammenhengene i markedet. Hensikten er å trekke frem effekter som isolerer viktige trekk og sentrale mekanismer ved den kortsiktige virkemåten i boligmarkedet. For å belyse hovedtrekkene i sammenhengen mellom prisdannelsen, bo-kostnader og nybygg foretas det derfor enkelte forenklinger.

I det enkleste tilfellet kjennetegnes dette markedet av en antakelse om en gitt boligmasse, målt ved antall boliger (Nordvik & Medby, 2007, s. 11). Dette er konsistent med at analysen baserer seg på svært kort sikt. Det forutsettes også at boligene er identiske, at vi har fri prisdannelse og at leiemarkedet ikke eksisterer (Rødseth, 1987, s. 8). Den gitte boligmassen illustreres i Figur 2 som en vertikal tilbudskurve, noe som vil si at tilbudet er perfekt uelastisk. Implikasjonen av dette er at nettoendringen i den kortsiktige boligmassen vil være lik null, slik at prisene utelukkende vil avhenge av endringer i etterspørselen. Med det menes at en økning i etterspørselen etter boliger vil slå fullt ut i økt realpris på boliger (Skjæveland, 1989, s. 18). Videre følger en antakelse om en andel potensielle husholdninger (etterspørrere) med ulik betalingsvilje, der denne avhenger av individuelle preferanser og betalingsevne. I et tilfelle hvor antall boliger er mindre enn potensielle husholdninger, vil likevekten i det hypotetiske boligmarkedet implisere at vi står overfor en andel husholdninger med og en andel uten egen bolig. Konsumentene som er villige til å betale for egen bolig kan videre rangeres etter hvor høy pris de er villige til å godta, slik

at disse marginale betalingsvillighetene til sammen vil gi den fallende etterspørselskurven.

Betalingsviljen avhenger videre av husholdningens betalingsevne, som igjen bestemmes av individets inntekt og formue, samt rentenivået i økonomien (NOU 2002:2, s. 17). Individuer med samme betalingsevne vil likevel kunne ha ulik betalingsvilje, avhengig av faktorer som verdsettelse av bolig relativt til andre konsumgoder og investeringsmuligheter, eller behovet for bolig. Med grunnlag i mikroøkonomisk teori vil vi i Figur 2 dermed få at skjæringspunktet mellom den marginale betalingsviljen og tilbudet av boliger (boligmassen) danner likevektsprisen i det kortsiktige boligmarkedet. I punkt A vil etterspørselen etter boliger være lik størrelsen på den gitte boligmassen. Det positive skiftet i den marginale betalingsviljen viser hvordan økt etterspørsel på kort sikt vil slå fullt ut i økt realpris. Dette resulterer i en bevegelse mot punkt B, hvor $P_1 > P_0$.

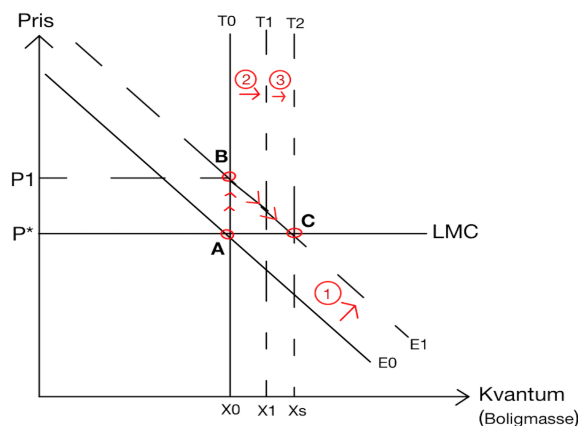


Figur 2: Kortsiktig tilpasning

Det er videre rimelig å anta at boligkostnaden, det vil si kostnadene utover de inkludert i boligprisen, spiller en sentral rolle i valget om å foreta et boligkjøp. Denne angir differansen mellom et individs privatdisponible inntekt i en situasjon som boligeier og i en situasjon uten å være boligeier, og kan eksempelvis omfatte utgifter som felleskostnader. Dersom betalingsviljen er større eller lik boligkostnaden vil konsumenten kjøpe godet, mens en betalingsvilje mindre enn boligkostnaden impliserer at konsumenten frastår å konsumere. En konsument som kjøper bolig vil av den grunn tilpasse seg på et punkt hvor den marginale betalingsviljen er større eller lik boligkostnaden.

3.2.2 Langsiktig likevektstilpasning

På lang sikt skal mekanismene bak likevektstilpasningen gi et mer helhetlig bilde av boligmarkedet. Den langsiktige tilbudskurven kan forstås ved å ta utgangspunkt i teorien om konstant skalautbytte. Det innebærer at produksjonen (boligbygging) vil være proporsjonal med ressursinnsatsen, slik at en dobling av produksjonsinnsatsen vil fordoble produksjonen (Riis & Moen, 2017, s. 143).³ Med konstant skalautbytte vil den langsiktige marginalkostnadskurven (LMC) være horisontal, slik at etterspørselen vil bestemme produsert kvantum. Marginalkostnadskurven er altså tilbudskurven som reflekterer hvor mye den enkelte bedriften ønsker å produsere avhengig av markedsprisen (Riis & Moen, 2017, s. 149).⁴ Figur 3 illustrerer boligmarkedets langsiktige tilpasning hvor boligtilbudet antas å være perfekt elastisk. Dette illustreres av figurens LMC-kurve.



Figur 3: Dynamikk i langsiktig tilpasning

Vi kan videre tydeliggjøre dynamikken i den langsiktige likevektstilpasningen, og tar med dette utgangspunkt i Figur 3. Av figuren vises hvordan økt boligetterterspørsel vil øke boligbyggingen, og dermed tilbudet, slik at realprisen over tid presses ned. Hvor raskt markedet vil oppleve fallet i realprisen vil derimot avhenge av hvor lang tid det tar å bygge nye boliger. Pristilpasningen vil i tillegg avhenge av nybyggenes tilhørende grensekostnadskurve. Denne kan på sikt antas å være tilnærmet konstant, noe som betyr

³Det forutsettes her at boligmarkedet betraktes på virkelig lang sikt, slik at begrenset tilgang på produksjonsfaktorer ikke vil fremstå som en flaskehals.

⁴Dersom prisen er høyere enn marginalkostnaden er utbyggerne tjent med å øke produksjonen, og motsatt dersom prisen er lavere enn marginalkostnaden.

at realprisen på boligen presses ned til den langsiktige marginalkostnaden.

I motsetning til den kortsiktige tilbudskurven, er den på lang sikt dermed mer elastisk. Dynamikken kan forstås ved å anta at initiell likevekt er gitt av punkt A, men at boligmarkedet opplever en permanent økning i etterspørselen slik at etterspørselskurven får et positivt skifte mot høyre ($E_0 \rightarrow E_1$). Den økte etterspørselen vil i første omgang føre til et prispress som gir en sterk økning i boligens realpris. Som følge av prispresset får vi en bevegelse fra punkt A mot punkt B, som ligger i skjæringspunktet mellom den nye etterspørselskurven og T_0 -kurven. Bevegelsen vil finne sted frem til renprofitten⁵ er konkurrert bort, og utbyggerne vil som nevnt være tjent med å øke produksjonen så lenge $P > LMC$. Etersom boligmassen over tid vil kunne tilpasse seg etterspørselen gjennom et økt antall nye boliger, er det rimelig å anta at boligtilbudet øker ($T_0 \rightarrow T_2$). De vertikale skiftene i boligmassekurven illustrerer hvordan tilbudet av boliger vil øke frem til $X_s = E_1$, og vi får en bevegelse mot det nye langsiktige likevektspunktet, C. I dette punktet vil den økte etterspørselens prispress på boliger være dempet, og vi får et fall i realprisen. Det tar tid å bygge nye boliger, slik at store prisendringer hovedsaklig følger av etterspørselsrelaterte faktorer.⁶ Under en forutsetning om at antallet etterspørrere i det norske boligmarkedet er relativt stabilt, vil endringen i etterspørselen etter boliger følge av husholdningenes endring i den marginale betalingsviljen. På lang sikt får vi dermed et tilbud som er likt etterspørselen, og boligmarkedet vil følgelig være korrigert for forholdene som på kort sikt ble antatt å være faste.

3.3 Tilbuds- og etterspørselsrelaterte faktorer

I delkapittel 3.1 ble individets etterspørsel etter bolig presentert som en funksjon $f(\cdot)$ av pris (P) og en vektor \mathbf{Z} som påvirker endringene i de etterspørselsrelaterte faktorene. I tillegg ble utbyggerens tilbud av boliger presentert som en funksjon $g(\cdot)$ av pris (P) og en vektor \mathbf{Q} som fanger opp komponenter som fører til endringer i de tilbudsrelaterte faktorene. I dette delkapittelet skal disse funksjonene brukes til å gi en nærmere beskrivelse

⁵Renprofitt defineres som salgsinntekter fratrukket bedriftens totale produksjonskostnadene (Riis & Moen, 2017, s. 690).

⁶Se delkapittel 3.3 for nærmere redegjørelse av etterspørselsrelaterte faktorer.

av hvordan komponentene i de respektive vektorene fører til endringer i tilbud og etterspørsel. Mer konkret skal vi operasjonalisere skriftdriverne som inngår i de respektive vektorene, for senere å benytte disse i den empiriske analysen som gjennomføres i kapittel 5.

Som nevnt i delkapittel 3.2.2 har vi forutsatt at den langsiktige tilpasningen kan forklares med utgangspunkt i konstant skalautbytte. Under antakelse om at denne forutsetningen holder teoretisk, vil vi kunne isolere effekten en endring i de etterspørselsrelaterte faktorene vil ha på omsatt kvantum. Endringer i konsumentenes marginale betalingsvilje vil da slå ut i endret kvantum (boligmasse). For modellens tilbudsside blir implikasjonen at den langsiktige tilbudskurven vil gjenspeile marginalkostnaden, slik at endringer i de tilbudsrelaterte faktorene uttrykkes gjennom skift i den langsiktige marginalkostnadskurven (LMC). Vi starter med å betrakte vektor \mathbf{Z} på etterspørselssiden, for så å betrakte vektor \mathbf{Q} på tilbudssiden.

3.3.1 Etterspørselsrelaterte faktorer

Med grunnlag i etterspørselsfunksjonen gitt av relasjon (3.1), kan \mathbf{Z} uttrykkes som en vektor av skiftdriverne inntekt, formue, rente og forventinger:

$$\mathbf{Z} = [\text{Inntekt}, \text{Formue}, \text{Rente}, E(\chi)] \quad (3.3)$$

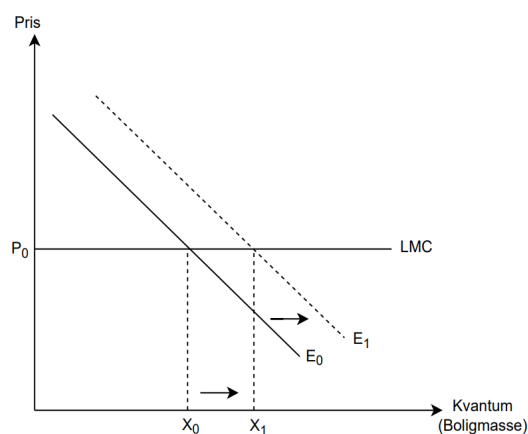
Inntekt (I)

Inntekten vil være det et individ har til rådighet etter at skatter og andre utgifter er betalt, hvor lønn vil være den viktigste komponenten. Denne er sentral for å se på hvordan individets kjøpekraft i boligmarkedet har utviklet seg over tid, og for å avgjøre betalingsevnen til en potensiell kjøper. Videre vil inntektsnivået direkte påvirke individets evne til å betjene lån og spare opp egenkapital, som igjen er avgjørende for anskaffelsen av bolig.

Om det forutsettes at boliger blir ansett som et normalt gode⁷, vil en økning i inntekten, (I), føre til et høyere konsum. Dette eksempelvis gjennom økte lønninger, hvor inntekten

⁷Et gode vil defineres som et normalgode dersom en innteksreduksjon fører til at individets etterspørsel etter godet synker (Riis & Moen, 2012, s. 664).

da gir større muligheter for å øke egenkapitalen. Av utlånsforskriften fremgår det et krav om at boliglånet ikke skal overstige 85% av forsvarlig verdigrunnlag for boligen (Utlånsforskriften, 2020, §7). Det betyr at egenkapitalen skal utgjøre 15% av boligens kjøpesum for at et finansieringsbevis skal utstedes, der en inntektsøkning vil gjøre det bli lettere å oppfylle disse kravene. Av utlånsforskriften (2020) fremgår det i tillegg at et individ maksimalt kan få innvilget et lån tilsvarende fem ganger årsinntekt (§6). En høyere inntekt vil dermed øke låneopptaket, som igjen vil gjøre det lettere å anskaffe bolig. Oppsummert får vi dermed at $\frac{\partial X^D}{\partial I} > 0$, noe som impliserer at en økt inntekt fører til et høyere boligkonsum. Dette vil videre slå ut i et positivt skifte i etterspørselen etter bolig, slik det illustreres i Figur 4.



Figur 4: Virkning av økt inntekt på boligetterpørselen

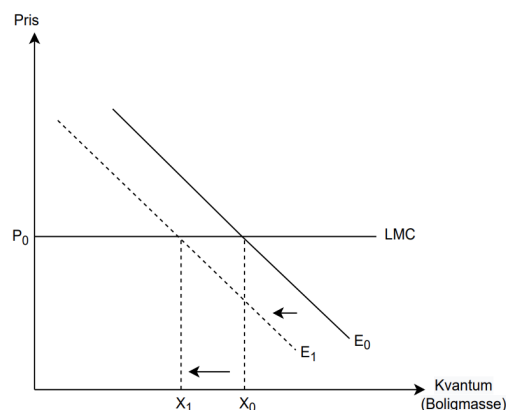
Formue (F)

Formue er definert som den økonomiske verdien av en persons gjenstander og rettigheter, fratrukket deres økonomiske forpliktelser (“Formue”, 2021). En formueseffekt oppstår når et individ blir rikere grunnet en økning i deres formue, slik at de er villige til å øke konsumet. Økt formue, (F), fører da til et høyere boligkonsum, $\frac{\partial X^D}{\partial F} > 0$, og følgelig et positivt skifte i etterspørselskurven. Etersom vi vår oppgave som nevnt ser på unge førstegangskjøpere som befinner seg i et tidlig stadie av livet, vil ikke disse nødvendigvis ha klart å opparbeide seg en formue. Følgelig vil ikke formue være av størst interesse, og kommenteres derfor kort her. Vi kommer derimot nærmere tilbake til dette i delkapittel 3.4, hvor vi betrakter formue i henhold til inkluderingen av LTE-avtaler i boligmarkedet.

Rente (r)

Det er rimelig å anta at et individs første boligkjøp er en investering som oftest lånefinansieres, der denne i hovedsak finansieres av et lån som betjenes av rentebetalinger og avdrag på husholdningenes inntekt (NOU 2002:2, s. 90). En sentral komponent tilknyttet lånefinansiering blir bankens utlånsrente, eller det husholdningene betrakter som boliglånsrente, (r). Gammelgaard og Rasmussen (2021) beskriver bankens utlånsrente som en refleksjon av prisen et individ må betale for å kunne finansiere egen bolig. Rentenivået vil dermed påvirke individets betjeningsevne av lånet, og må av den grunn ses i samsvar med investeringsmulighetene.

Under antakelsen om at individet vil være netto låntaker, vil en økning i renten føre til en entydig negativ effekt. Gjennom substitusjonseffekten vil en økt rente trekke i retning av at det blir dyrene å låne penger, og følgelig vris konsumet bort fra boliginvestering og mot andre goder som er blitt relativt billigere. Inntektseffekten fører også til et lavere konsum, gitt at bolig er et normalt gode, noe som er en rimelig antakelse. Effekten av boligkonsum blir da generelt negativ (Riis & Moen, 2017, s. 117). Dette kan begrunnes ut fra en standard mikroøkonomisk to- periode modell. Oppsummert vil en økt rente redusere etterspørselen etter bolig, slik at $\frac{\partial X^D}{\partial r} < 0$, og vi får et negativt skifte i etterspørselskurven, illustrert i Figur 5.



Figur 5: Effekt av renteendringer på etterspørselen etter bolig

Forventninger, $(E(\chi))$

Forventninger vil her være et samledd for ulike faktorer som påvirker individenes forventninger, eksempelvis tilknyttet konjunktursvingninger i økonomien. Som en indikasjon på dette kan vi benytte oss av arbeidsledigheten, da denne vil reflektere samspillet mellom landets økonomiske tilstander og situasjonen i arbeidsmarkedet. Dette begrunnes med at en lav arbeidsledighet er en viktig faktor for å fremme enkeltindividets velferd, øke verdiskapningen i norsk økonomi og finansiere velferdsgodene i samfunnet (NOU 2021:2, s. 26). Andelen arbeidsledige må derfor betraktes i sammenheng med utviklingen i norsk økonomi, da individets forventninger om den fremtidige økonomiske situasjonen videre vil påvirke fremtidsutsiktene. Dette er igjen avgjørende for anskaffelse av bolig. En økt arbeidsledighet i fremtiden vil normalt føre til en redusert lønnsvekst. Gitt at bolig er definert som et normalgode, vil villigheten til å investere i bolig følgelig kunne minke. Dette fører videre til en lavere boliggetterspørsel, og et negativt skifte i etterspørselskurven.

Forventninger tilknyttet fremtidig prisutvikling kan også ha innvirkning på boliggetterspørselen. Dersom prisforventningene antas å være adaptive, vil høye priser i tidligere år styrke forventningene om at prisutviklingen fortsetter i årene fremover. Prisene kan i så tilfelle sies å ha en selvforsterkende effekt, slik at man velger å gjennomføre boligkjøpet i dag fremfor å vente. I så tilfelle vil etterspørselskurven få et positivt skifte mot høyre.

3.3.2 Tilbudsrelaterte faktorer

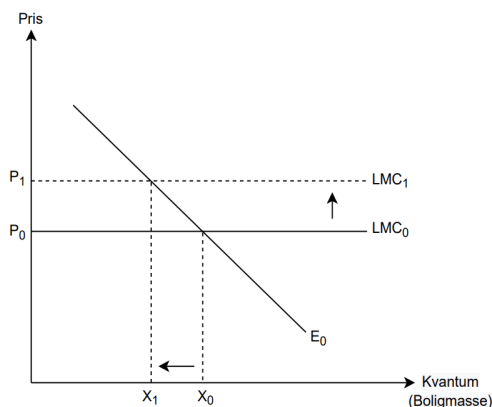
Vi går nå over til å se på tilbudssiden av markedet, hvor boligtilbudet vil gjenspeile lønnsomhetsvurderinger hos utbyggerne. Med grunnlag i tilbudsfunksjonen gitt av relasjon (3.2), kan \mathbf{Q} uttrykkes som en vektor av skiftdriverne lønn, rente og forventninger:

$$\mathbf{Q} = [Lønn, Rente, E(\mu)] \quad (3.4)$$

Lønn (\mathbf{w})

Ettersom lønn er en viktig komponent i inntektssammensetningen på etterspørselssiden, kan tilsvarende tenkes å være gjeldende for tilbudssiden. Her menes at lønnskostnader, tolket som inntekten til arbeidere, vil være en innsatsfaktor av sentral betydning for tilbudt boligkvantum. Økte lønninger (w) vil øke utbyggernes produksjonskostnader, noe

som resulterer i et redusert tilbud av boliger, $\frac{\partial X^S}{\partial w} < 0$. I Figur 6 illustreres dette av skiftet oppover i den langsiktige marginalkostnadskurven, hvor tilbudskurvens beliggenhet påvirkes av bedriftens produksjonskostnader. For en gitt etterspørsel med negativ helning fører høyere kostnader som nevnt til et redusert tilbud.



Figur 6: Effekt av økte lønnskostnader

Rente (r)

På lik linje med etterspørrene, er det rimelig å anta at byggeprosjekter er en investering som lånefinansieres. En sentral komponent tilknyttet lånefinansiering blir også her renten, (r), som sier noe om prisen som må betales for å finansiere prosjektet. Videre vil dette betegnes som kapitalkostnader i form av realkapitalinnsatsen som knyttes til produksjonen av boliger. Størrelsen på renten vil med andre ord påvirke betjeningsevnen av lånet, og må ses i tråd med investeringsmulighetene. En høyere rente vil redusere tilbudet av boliger grunnet økte kapitalkostnader, noe som impliserer at $\frac{\partial X^S}{\partial r} < 0$. Vi får tilsvarende resonnement som i avsnittet over, hvor boligtilbudet vil avhenge negativt av renten, og kapitalkostnadene. Det gir et skifte oppover i den langsiktige marginalkostnadskurven (LMC).

Forventninger, ($E(\mu)$)

Forventninger på tilbudssiden av markedet vil også omhandle konjunktursvingninger i økonomien, hvor arbeidsledigheten benyttes som indikasjon, slik som i delkapittel 3.3.1. Dersom økonomien står overfor en økning i antall arbeidsledige, vil dette på en side være med på å dempe den fremtidige lønnsveksten. Isolert sett bidrar dette til å redusere

kostnadene for utbyggerne, slik at de finner det mer lønnsomt å øke tilbudet av boliger. Videre vil økt ledighet generelt implisere økt tilgang på arbeidskraft. Dersom det i tillegg er mangel på arbeidskraft i byggebransjen, vil dette trekke i retning av at den økte tilgangen på arbeidskraft bidrar til å øke produksjonen, og dermed tilbudet av boliger. Vi får et skifte nedover i den langsiktige marginalkostnadskurven, motsatt av det vist i Figur 6. På den annen side vil økt ledighet kunne gi uttrykk for at økonomien står ovenfor en nedgangskonjunktur. Det vil i så tilfelle kunne tenkes at boligtilbudet reduseres som følge av forventninger om en reduksjon i boligsalget, og vi får tilsvarende skifte oppover i den langsiktige marginalkostnadskurven, som vist i Figur 6. I sum vil totaleffekten være ubestemt.

Videre vil prisutviklingen ha en innvirkning på boligtilbudet. Forventninger om høyere fremtidige boligpriser fører til at utbyggerne oppnår en økt lønnsomhet på boligene sine, noe som trekker i retning av at det vil være fordelaktig å tilby et høyere kvantum. Dette resulterer i et skifte nedover i den langsiktige marginalkostnadskurven (LMC).

3.3.3 Totaleffekt på omsatt kvantum

De ulike tilbuds- og etterspørselsrelaterte faktorenes virkning på omsatt kvantum kan uttrykkes på redusert form, hvor de endogene variablene uttrykkes som en funksjon av de eksogene (Wooldridge, 2016, s. 473). Vi vet fra den mikroøkonomiske teorien i delkapittel 3.1 at likevekt i markedet oppstår i punktet hvor omsetningen skjer til likevektsprisen. I så tilfelle vil tilbudt kvantum være nøyaktig likt etterspurt kvantum, $X^D = X^S$. Med utgangspunkt i tilbuds- og etterspørselsfunksjonene, gitt av henholdsvis relasjon (3.1) og (3.2), blir den reduserte formen en funksjon $h(\cdot)$ av vektorene Z og Q . Relasjonen som formuleres her er videre grunnlaget for den empiriske analysen.

$$X = h(Z, Q) \tag{3.5}$$

Vi skal videre oppsummere variablene som vil være av relevant betydning for vår empiriske analyse, slik at resonnementene kan knyttes opp mot resultatene. Enkelte av komponentene som inngår i de respektive vektorene vil både kunne slå ut i endret etterspørsel hos konsumentene, samt endret tilbud blant utbyggerne. Her refererer vi spesielt til virkningen

av inntekt, lønn og rente. Siden lønn som sagt er en viktig komponent i inntekten, i tillegg til at det under forutsetning om at bolig er et normalgode er rimelig å anta at en inntektsøkning blant boligetterspørerne vil ha konsekvenser for utbyggerne, velger vi å betrakte virkningen av en inntektsendring i redegjørelsen for totaleffekten på omsatt kvantum. Ut fra resonnementene i delkapittel 3.3.1 og 3.3.2 vil den samlede effekten av inntekt fremstå som tvetydig. På etterspørselssiden resulterte en økning i inntekten i økt boligetterspørsel, mens en inntektsøkning på tilbudssiden ville øke utbyggernes marginalkostnader og følgelig redusere boligtilbudet. Det at boligmarkedet over tid har opplevd en økning i pris og samlet produksjon, taler derimot for en tilstedeværelse av et positivt etterspørselssjokk i tidligere perioder (Riis & Moen, 2012, s. 212). Vi antar derfor at den positive etterspørselseffekten er sterkere enn den negative tilbudseffekten.

Som vist i delkapittel 3.3.1, vil renten ha en entydig negativ effekt på etterspørselen til konsumentene, slik at en høyere rente fører til en redusert etterspørsel. Fra utbyggernes side vil en økt rente betraktes som en økning i kapitalkostnadene, noe som resulterer i et redusert boligtilbud. Begge disse effektene trekker i retning av lavere totalt omsatt kvantum.

Når det gjelder forventningsvariabelen i de respektive vektorene velger vi å se på virkningen av arbeidsledigheten, der en økt fremtidig arbeidsledighet fører til en redusert lønnsvekst. Fra etterspørselssiden resulterer dette i en redusert villighet til å investere i bolig, og følgelig en lavere etterspørsel. Fra utbyggernes side er effekten derimot tvetydig. På den ene siden vil det resultere i et økt boligtilbud, både gjennom lavere lønnskostnader og økt tilgang på arbeidskraft som igjen øker produksjonen. På den annen side vil en økt ledighet som nevnt kunne gi uttrykk for starten på en nedgangskonjunktur, slik at boligtilbudet reduseres som følge av forventinger om en reduksjon i boligsalget. Den samlede effekten på omsatt kvantum vil dermed fremstå som tvetydig, men det kan argumenteres for at økt ledighet trekker i retning av et redusert omsatt kvantum.

Videre vil LTE virke inn på omsatt kvantum gjennom formuesvariabelen i vektor Z . Ettersom effekten av leie-til-eie avtalene er av hovedinteresse for analysen, velger vi i delkapittel 3.4 å gi en nærmere beskrivelse av hvordan en formueseffekt og en priseffekt vil påvirke boligmarkedet når avtalene inkluderes.

3.4 Leie-til-eie avtaler og boligmarkedet

Når vi skal studere formues- og priseffekten beholder vi antakelsen om et konstant skala-utbytte, slik at totaleffekten på omsatt kvantum betraktes i et langsiktig perspektiv. Slike effekter er avhengig av en prisvekst i boligmarkedet, som til tross for dynamikken vist av delkapittel 3.2.2, vil være mulig å generere. For å tydeliggjøre dette tar vi utgangspunkt i Figur 3. Av figuren vises det hvordan en permanent økning i boligetterspørselen vil resultere i økt realpris, slik at utbyggerne videre vil være tjent med å øke produksjonen. Den økte produksjonen kan deretter øke utbyggernes langsiktige marginalkostnader, noe som resulterer i et skifte oppover i LMC-kurven. Ny likevektstilpasning vil i så tilfelle innrette seg på et punkt med høyere realpris.

Som forklart i delkapittel 3.3.1 vil økt formue resultere i et høyere boligkonsum. Ved LTE vil en formueseffekt utspille seg gjennom en økning i egenkapitalen som følge av en positiv prisvekst i boligmarkedet. En kjøper som har inngått LTE vil dermed dra fordel av prisstigningen gjennom et redusert egenkapitalkrav, slik at formueseffekten antas å virke positivt på kjøperne som velger å benytte seg av slike avtaler. En slik ordning kan i mange tilfeller være avgjørende for om man klarer å spare opp nok egenkapital, og dermed kommer seg inn på boligmarkedet. Ved å tilby slike avtaler kan det tenkes at etterspørselen etter boliger øker, og vi får et positivt skifte i etterspørselskurven.

En priseffekt tenkes å omhandle at et økt antall LTE-avtaler fører til en økt etterspørsel, noe som bidrar til en prisvekt på boligmarkedet. Denne prisveksten fører videre til at førstegangskjøpere som ikke benytter seg av kjøpsmodellen vil kunne oppleve det som krevende å spare opp tilstrekkelig egenkapital. Priseffekten trekker dermed i retning av både et økt antall førstegangskjøpere gjennom flere LTE-avtaler, samt et redusert antall

førstegangskjøpere grunnet prisveksten på boliger. Hvilken av de to motstridende effektene som dominerer vil a priori være vanskelig å si, da vi ikke har noen tallfestede eksempler vi kan se på. Vi forventer at prisøkningen i markedet vil påvirke flere enn hva det økte antallet LTE-avtaler gjør, slik at effekten av en prisvekst vil virke negativt.

Også i andre sammenhenger har betydningen av disse effektene vært studert. I en studie av Case et al. (2011) viser det seg å være en sterk indikasjon på at variasjoner i boligmarkedets formue har viktige innvirkninger på konsumet til forbrukerne (s. 37). Borgersen og Greibokk (2011) argumenterer for at pris- og formueseffektene kan bli spesielt store dersom førstegangsetablerende gis en form for stimuli gjennom boliglånemarkedet (s. 78). Hvilke endringer som inntreffer i boliglånemarkedet vil igjen påvirke hvor sterke effektene blir (Borgersen & Greibokk, 2011, s. 89). Eksempelvis pekes det på at innovasjoner som insentiverer til førstegangsetablering kan ha betydelige effekter. I denne sammenheng siktes det til belåningsgrad, lånets løpetid og avdragsfrihet (Borgersen & Greibokk, 2011, s. 96). LTE kan betraktes som en innovasjon i den forstand at det er en måte å tjene seg opp egenkapital.

Oppsummert vil inkluderingen av LTE-avtaler føre til en økt etterspørsel i boligmarkedet, som igjen kan bidra til prisvekt. Gjennom formueseffekten vil dermed egenkapitalen øke, noe som er positivt for førstegangskjøperne som velger å benytte seg av kjøpsmodellen. Prisveksten vil på den annen side føre til et redusert antall førstegangskjøpere, da økte boligpriser gjør det vanskeligere å kjøpe bolig. Det er med andre ord ikke entydig hvilken virkning LTE vil ha på boligmarkedet. Ut fra vår problemstilling skal vi undersøke om effekten av slike avtaler har en positiv virkning.

4 Datamateriale

I dette kapitlet skal vi redegjøre for datamaterialet som benyttes i oppgavens empiriske analyse. Vi presenterer først datakildene og hvordan vi har gått frem til å sette disse sammen til et paneldatasett. Videre gir vi en nærmere beskrivelse av variablene som skal brukes i vår analyse, før vi til sist belyser problemer og utfordringer med datasettet. I Tabell A.8 gis en fullstendig oversikt over alle variabeldefinisjoner.

4.1 Datasettet

Datamaterialet som benyttes i analysen vår er hentet fra NAV, Statistisk sentralbyrå (SSB), Samfunnsøkonomisk analyse, Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) og Ambita. Rådata er manuelt satt sammen til et paneldatasett med kvartalsvise observasjoner fra 2008 til 2020. Det kunne vært hensiktsmessig å inkludere observasjoner over en lengre tidsperiode, men grunnet begrenset tilgang på rådata viste dette seg å være vanskelig. For førstegangskjøpere publiseres ikke statistikken lengre tilbake enn 2008, og enkelte fremtidige oppdateringer på forklaringsvariablene blir ikke publisert før senere i 2022. Samlet sett hindret dette oss i å utvide analysen over en lengre tidshorisont.

Vi har valgt å inkludere 5 ulike byer i vår analyse: Bergen, Oslo, Stavanger, Tromsø og Trondheim. Bakgrunnen for dette valget henger sammen med at disse byene er noen av de største i Norge. Bergen og Tromsø er byer hvor LTE-avtaler enda ikke er igangsatt, og tas med for å gi mer informasjon om boligmarkedet. Ved å inkludere disse utvides paneldatasettet til en mer tilstrekkelig størrelse. I de påfølgende kapitlene presenteres den avhengige variabelen og de uavhengige variablene som skal benyttes i vår analyse.

4.2 Avhengig variabel

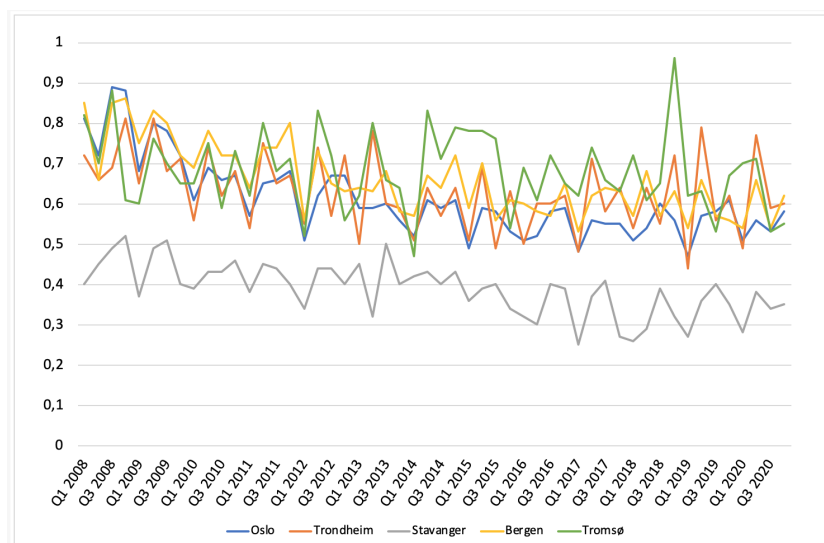
Analysens avhengige variabel er førstegangskjøpere, og benyttes som et mål på etterspørselen fra individer som ønsker å etablere seg i boligmarkedet. Et individ vil kun defineres som en førstegangskjøper ved første boligomsetning, slik at individene som inngår i datasettet kun er registret som boligeier én gang. Data er tilsendt fra Norges

Eiendomsmeglerforbund (NEF), som i samarbeid med Ambita og Samfunnsøkonomisk analyse har publisert kvartalsvise rapporter om utviklingen i antall førstegangskjøpere (Samfunnsøkonomisk analyse et al., 2022a). Tallene deres er hentet fra grunnboken,⁸ og baserer seg på observasjoner for når et individ for første gang ble registrert som eier av mer enn 25% av en fast eiendom. Disse er videre knyttet til fritt salg av bolig, samt det som kun gjelder omsetninger av eiendom regulert til boligformål. Det betraktes også kun individer i alderen 20 til 39 år (Samfunnsøkonomisk analyse et al., 2022a, s. 20). For å få et innblikk i omfanget av førstegangskjøpere har vi valgt å se på førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger i markedet.⁹

Figur A.1 i appendix viser at det har vært betydelige svingninger i antall førstegangskjøpere gjennom perioden vi betrakter. Svingningene kan skyldes sesongvariasjoner i tidspunktet for boligkjøp, og de oppstår i alle byene. Av figuren ser vi også at det er nivåforskjeller, som kan forklares ut fra at byene som betraktes er av ulik størrelse. I dette tilfellet ser vi ikke noen tydelig trend tilknyttet utviklingen i antall førstegangskjøpere i den ene eller andre retningen. Ved å fremstille førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger i markedet, vist av Figur 7, tas det i større grad hensyn til sesongvariasjonen. Dette vil også tydeliggjøre eventuelle trender blant førstegangskjøperne, der vi i Figur 7 ser en tydelig negativ trend. Det er ikke gitt hva denne vil komme av, men det er noe som må tas hensyn til ved modelleringen i de empiriske analysene.

⁸Grunnboken utgjør et offentlig dataregister for tinglyste rettigheter og forpliktelser til eiendom, og forvaltes i dag av kartverket (Kartverket, u.å.).

⁹Tallene for omsatte boliger er oppgitt fra Eiendom Norge etter forespørsel. De baserer seg på salg formidlet av meglere, og som er annonsert gjennom finn.no. Vi fikk oppgitt månedlige data for de 5 byene, hvor vi har aggregert dem opp på kvartalsnivå.



Figur 7: Førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger

4.3 Forklaringsvariabler

Hensikten med de valgte forklaringsvariablene er å fange opp variasjon i etterspørselen etter bolig for førstegangskjøpere. Med utgangspunkt i dette skal de valgte forklaringsvariablene gi et generelt bilde på hva som påvirker boligkjøp, mens vi i kapittel 3 har redegjort for det teoretiske rammeverket som ligger bak faktorene som er viktige ved kjøp av bolig. Det primært ønskede aldersintervallet er mellom 20-39 år, og er fastsatt med utgangspunkt i aldersgruppen knyttet til den avhengige variabelen. Dette er avvikende for enkelte forklaringsvariabler, noe vi kommer tilbake til.

4.3.1 Leie-til-eie

Ettersom vi skal undersøke hvorvidt leie-til-eie har en positiv innvirkning på førstegangskjøpernes etableringsmuligheter i boligmarkedet, er analysens interessevariabel leie-til-eie (*lte*). Med grunnlag i tidspunkt for innføringen av avtalene i de ulike byene, har vi konstruert en dummyvariabel som tar verdien 1 for perioden og byen som observasjonen refererer til, og 0 ellers. Informasjon tilknyttet dette baseres på samtaler med de ulike boligbyggelagene, slik det gjennomgående ble presentert i delkapittel 2.2. Variasjon i *lte*-variablen på bynivå er presentert i Tabell A.9 i appendix.

4.3.2 Arbeidsledighet

Vi har valgt å inkludere arbeidsledighet som høyresidevariabel med begrunnelse i at arbeidsledigheten er en av de viktigste indikatorene for å kunne si noe om tilstanden i økonomien.¹⁰ Som presentert i kapittel 3 har dette igjen betydning for tilpasningen i boligmarkedet. I Norge har vi to offisielle mål på arbeidsledighet, henholdsvis NAVs registerbaserte ledighetsstatistikk og SSB sin arbeidskraftsundersøkelse (AKU). Kriteriet for at en person skal defineres som arbeidsledig er lik i begge tilfeller,¹¹ og statistikkene gir dermed betydelig informasjon om arbeidsmarkedet i norsk økonomi. Likevel skiller de seg fra hverandre begrunnet i ulik innhenting av statistikk. Ledigheten rapportert av SSB vil på sin side måle situasjonen i hele arbeidsmarkedet, mens ledighetstallene som fremkommer av NAV kun rapporterer de som har registrert seg som arbeidsledige i organisasjonen. Det følger dermed en systematisk høyere rapportert ledighet hos SSB enn hos NAV, og dataene vil i tillegg fange opp ulike forhold som vil være av relevans for oppgavens problemstilling. Med bakgrunn i dette har vi valgt å inkludere begge statistikkene tilknyttet arbeidsledighet.¹² I de påfølgende avsnittene betraktes hvilken av de to ledighetsmålene som best fanger opp den økonomiske situasjonen i de respektive byene.

SSB sin arbeidskraftsundersøkelse har som formål å vise antallet arbeidsledige i hele landet basert på en internasjonal definisjon. Data samles inn gjennom telefonintervjuer i et utvalg av befolkningen, hvor disse videre er internasjonalt sammenlignbare grunnet tilsvarende statistikkproduksjon og metodikk i andre land (Sandvik, 2020). AKU fanger også opp arbeidsledige som søker jobb uten å ha registrert seg hos NAV, slik at den anses å gi det mest dekkende bildet av økonomiens totale ledighet. Statistikken fra SSB sin arbeidskraftsundersøkelse vil i vårt datasett være oppgitt kvartalsvis for individer i aldersgruppen 25-39 år, der vi ser på den nasjonale ledighetsprosenten i landet som helhet.¹³

¹⁰Det refereres her til at lav ledighet gjerne impliserer høy økonomisk aktivitet, og motsatt.

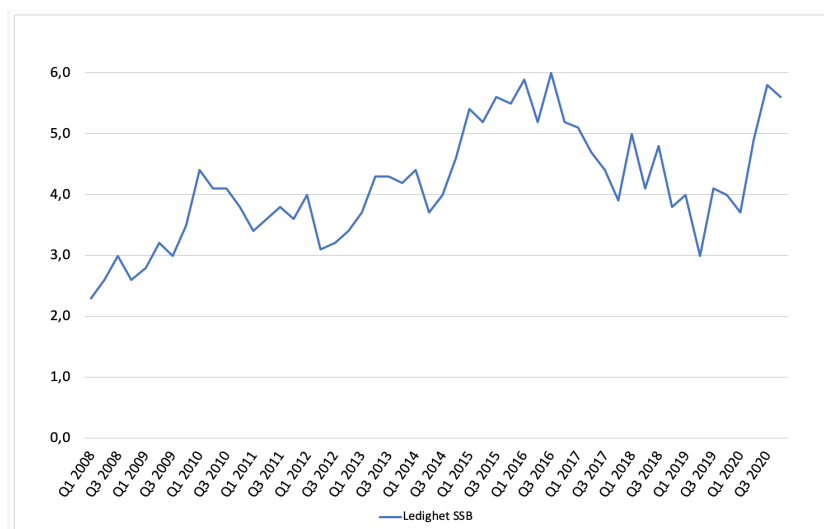
¹¹Personen må være uten inntektsgivende arbeid, aktivt forsøke å skaffe seg jobb og samtidig være tilgjengelig for å begynne i jobb i løpet av referanseuken eller de to påfølgende ukene (Sandvik, 2020).

¹²Den teoretiske virkningen av arbeidsledighet på boligkjøp er redegjort for i delkapittel 3.3.

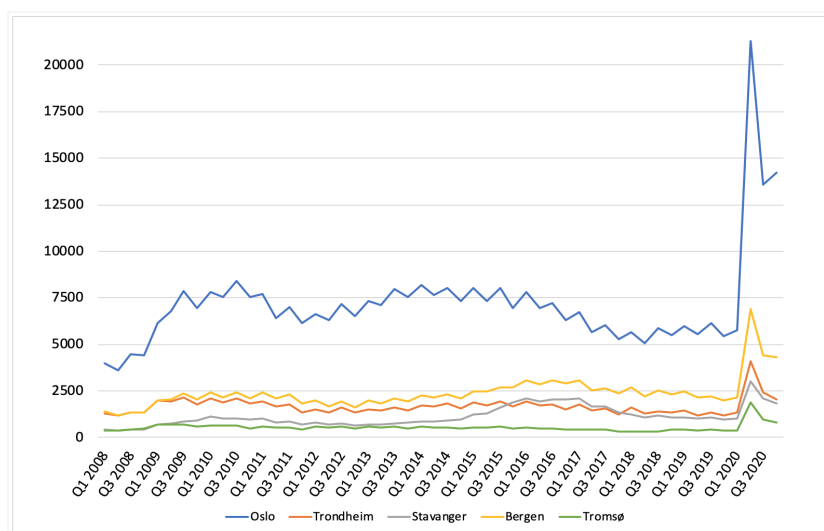
¹³Tallene er hentet fra SSB-tabell 11156 (Statistisk sentralbyrå, 2022a).

NAV's registerbaserte ledighetsstatistikk har på den annen side som formål å gi en detaljert beskrivelse av utviklingen i kommunenes registrerte lokale ledighet, og baserer seg dermed på et register over antall individer som benytter seg av muligheten og oppfyller kravene til å være registrert som arbeidsledige hos NAV. De svært detaljerte dataene gjør at det ikke eksisterer noen utvalgsskjevhet knyttet til tallene (Sandvik, 2020). I tillegg til å si noe om stramheten i arbeidsmarkedet, vil NAV sitt mål på arbeidsledighet også kunne fange opp forhold som påvirker registreringstilbøyeligheten i markedet. Her kan mangel på insentiver til å registrere seg som arbeidsledig bidra til å gi et feilaktig bilde av situasjonen i arbeidsmarkedet. Eksempelvis kan det være tilfelle at unge eller andre grupper som ikke oppfyller kravene til å motta dagpenger vil ha mindre insentiver til å registrere seg som arbeidsledige hos NAV, til tross for at disse reelt sett betraktes som arbeidsledige (Sandvik, 2020). Vi tar utgangspunkt i et tilsendt datamateriale for månedlig rapportert statistikk over helt ledige individer, og har videre valgt å benytte den midterste måneden per kvartal som observasjonen for vedkommende kvartal. Tallene omfatter alle individer i aldersgruppen 20-39 år som søker arbeid hos NAV, de som har vært uten arbeid de siste to ukene og som er tilgjengelig for arbeidet det søkes om (NAV, 2022). Tallene for arbeidsledigheten er i tillegg fordelt på kommunene Bergen, Oslo, Stavanger, Tromsø og Trondheim.

Figur 8 og 9 gir den grafiske fremstillingen av statistikken til de to respektive målene på arbeidsledigheten. Førstnevnte viser en stigende trend, til tross for avvikende observasjoner i enkelte kvartaler. Vi ser også en variasjon fra 2.3% opp til 6%. Av sistnevnte ser vi at det er noe variasjon i antallet helt ledige, i tillegg til nivåforskjeller mellom de ulike byene. Dette følger av forskjeller i befolkningsstørrelse i de ulike byene. I begge tilfeller ser vi en økning i arbeidsledigheten i år 2014 og 2020, hvor førstnevnte skyldes oljeprisfallet og tilhørende oppsigelser i oljesektoren i samme periode. Økningen i år 2020 er et resultat av pandemien og nedstengningen av Norge. Mot slutten av 2020 ser vi at ledigheten begynner å avta etter hvert som samfunnet åpnet mer opp.



Figur 8: Antall arbeidsledige som andel av arbeidsstyrken i prosent, SSB



Figur 9: Antall helt ledige, NAV

4.3.3 Inntekt

Statistikken for den nominelle inntekten er hentet fra SSB,¹⁴ og baserer seg på årlig inntektsdata etter skatt, regnet som medianen for aleneboere. Inntekten er fordelt på kommunene Bergen, Oslo, Stavanger, Tromsø og Trondheim. Siden oppgavens analyse er basert på kvartalsdata, har vi med utgangspunkt i SSBs årlige inntektsdata benyttet oss av lineær interpolasjon for å generere kvartalsvise verdier for inntekten. Hensikten med metoden er å generere manglende verdier innenfor en gitt tidsserie (Brubacher &

¹⁴Tallene er hentet fra SSB-tabell 06944 (Statistisk sentralbyrå, 2022b).

Wilson, 1976, s. 107). For å gjøre dette fant vi først gjennomsnittlig verdi for første kvartal hvert år ved å dele årsverdien på fire, for så å benytte disse verdiene til å fylle inn resterende kvartalsverdier. Videre har vi beregnet realinntekten, hvor den nominelle inntekten er korrigert for utviklingen i den nasjonale konsumprisindeksen.¹⁵ Dette er gjort ved å dele den nominelle inntekten på den kvartalsvise observasjonen av KPI. Hensikten med å deflatere inntektsvariabelen er undersøke hvordan reallønnsutviklingen påvirker førstegangskjøpernes mulighet til å etablere seg i boligmarkedet.

Figur A.2 i oppgavens appendix viser den grafiske fremstillingen av SSB sin inntektsdata tilknyttet aleneboere. Inntekten har fulgt en jevnt stigende utvikling, som kan beskrives som en trend. Vi ser videre at byene følger hverandre tett gjennom perioden, men Stavanger kan likevel trekkes frem som byen med høyest inntekt. Dette fremkommer også av den deskriptive statistikken i Tabell A.11.

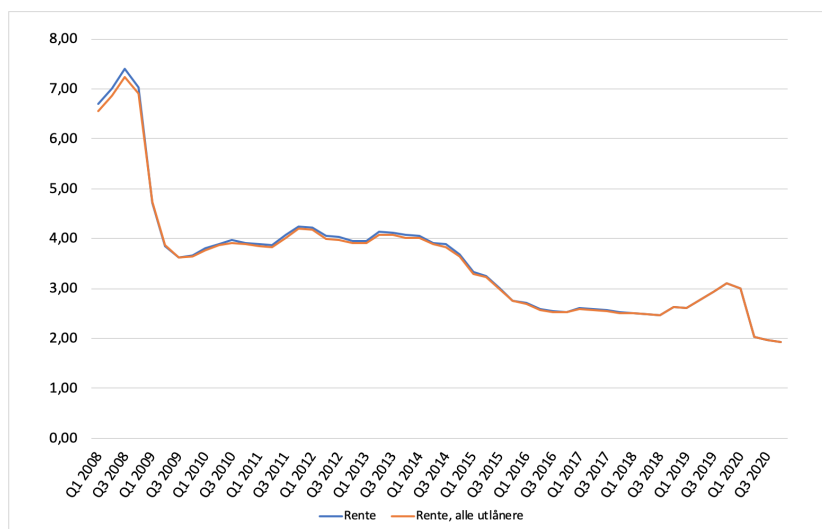
4.3.4 Boliglånsrente

Variabelen for boliglånsrenten er hentet fra Statistisk sentralbyrå, tabell 07200 (Statistisk sentralbyrå, 2022h). Denne gir renter på utestående lån etter långiver, sektor og utlånstype, og tallene rapporteres kvartalsvis. Som utlånstype har vi valgt å benytte nedbetalingslån med pant i bolig, begrunnet i at dette vil sammenfalle best med rentetypen vi er ute etter. Videre har vi valgt å begrense sektoren til husholdninger, mens banker og kredittforetak velges som långiver. Grunnen til valg av sistnevnte følger av informasjonen om LTE-kjøpsmodeller, hvor vi finner at de fleste boligbyggelag samarbeider med utvalgte banker. Eksempelvis har Fredensborg Bolig inngått et samarbeid med DNB og Nordea. Disse bankene er informert om ordningen, og stiller seg behjelpelig med å ordne finansieringsbevis og boliglån som kan vise seg å være vanskelig ved byggeprosjekter. Imidlertid er det ikke slik at potensielle kjøpere må inngå avtaler med de utvalgte bankene. De står fritt til å velge selv hvordan de sikrer seg finansieringsbevis. På bakgrunn av dette har vi undersøkt om långivere totalt vil utgjøre en merkbar forskjell. Figur 10 viser tidsutviklingen i de

¹⁵Tallene for konsumprisindeksen er hentet fra SSB-tabell 06444 (Statistisk sentralbyrå, 2022c). KPI er oppgitt i månedlige data, hvor vi har aggregert dem opp på kvartalsnivå. Første kvartal 2008 blir brukt som felles startpunkt.

ulike boliglånsrentene, hvor disse har tilnærmet 100% overlapp. I lys av dette, samt informasjonen om at LTE-kjøpsmodeller inngår samarbeidsavtaler med utvalgte banker, velger vi å benytte renten med banker og kredittforetak som långiver i våre analyser.

Den gjennomsnittlige boliglånsrenten ligger på omtrent 3.6% hvor intervallet strekker seg fra 1.93% til 7.4%, vist av Figur 10, og av den deskriptive statistikken i Tabell A.10. Utviklingen er avtakende, og fra fjerde kvartal 2020 ligger renten på det laveste nivået siden 2008. Den negative utviklingen henger sammen med det lave nivået på styringsrenten, siden rentebanen¹⁶ sammen med styringsrenten vil påvirke rentene mellom banker, samt hvilket rentenivå bankene tilbyr på innskuddene og utlånene til sine kunder (Norges Bank, u.å.). I Norge har vi et kapitalmarked som kan beskrives som fleksibelt, hvor det er enkelt å flytte penger mellom ulike aktører. For å unngå store pengestrømmer til utvalgte deler av landet er renten derfor felles for landet som helhet. I vår analyse bruker vi dermed en felles rente for de utvalgte byene.



Figur 10: Utvikling i boliglånsrenten

¹⁶Prognosen for fremtidig utvikling av styringsrenten.

4.3.5 Boligpriser

Som nevnt trekkes høye boligpriser ofte frem som en viktig grunn til at unge voksne har vanskeligheter med å komme inn på boligmarkedet. For å fastsette verdien på boligpriser har vi valgt å se på prisindekser og kvadratmeterpriser. Prisindeksene er hentet fra SSB og fanger opp prisutviklingen for nye og brukte boliger.¹⁷ Indeksen for nye boliger er felles for hele landet og omhandler eneboliger. Den for brukte boliger er regionsfordelt og skiller mellom eneboliger og blokkleiligheter. Indeksen vil her rapportere prisendringer for sammenlignbare boliger ved at et felles startpunkt benyttes. Vi har i vår analyse valgt å benytte første kvartal 2008 som et startpunkt. På den måten har vi mulighet til å se prisutviklingen i forhold til starten.

Kvadratmeterprisene er hentet fra SSB, hvor disse oppgis i kvartalsdata. Her skilles det mellom kvadratmeterpris for selveierboliger og borettslagsboliger.¹⁸ For førstnevnte er data oppgitt på kommunenivå, og vi differensierer mellom eneboliger og blokkleiligheter. Sistnevnte er oppgitt på fylkesnivå, der valget av fylker henger sammen med plasseringen av byene som vektlegges i oppgaven. I tillegg er blokkleiligheter av høyest relevans blant tabellens valg tilknyttet boligtype.

Figur A.3 - A.5 gir grafiske illustrasjoner av prisindeksene, der vi ser at disse følger hverandre svært tett uten alt for store avvik. Dette kan være en indikasjon på at det er et sterkt forhold mellom indeksene, noe som bekreftes av korrelasjonskoeffisientene i Tabell A.12. Av de tre prisindeksene har vi har følgelig valgt å gå videre med prisindeksen for brukte blokkleiligheter, med begrunnelse i at førstegangskjøperne hovedsaklig antas å kjøpe blokkleiligheter. Dette fremkommer også av siste rapport fra Samfunnsøkonomisk analyse, der det for de aktuelle byene vises at de fleste av boligkjøpene blant førstegangskjøperne er blokkleiligheter (Samfunnsøkonomisk analyse et al., 2022a, s. 14). I tillegg så vi en tydelig

¹⁷Tallene for prisindeksen for nye boliger er hentet fra SSB-tabell 11386 (Statistisk sentralbyrå, 2022g). Prisindeksen for brukte boliger er hentet fra SSB-tabell 07221, og er regionsfordelt etter Oslo inklusiv Bærum, Trondheim, Stavanger, Bergen og Nord-Norge (Statistisk sentralbyrå, 2022f).

¹⁸Hentet fra SSB-tabell 05963 (Statistisk sentralbyrå, 2022d), og fra SSB-tabell 06695 (Statistisk sentralbyrå, 2022e).

trendutvikling i prisindeksen på nye eneboliger, noe som tilsier at denne ikke nødvendigvis vil gi bemerkelsesverdig relevant informasjon om prisutviklingen vi ønsker å finne.

Tilsvarende er også gjort for kvadratmeterprisene, hvor det indikereres en tildels høy korrelasjon mellom de tre respektive prisene. Som nevnt ovenfor kjøper førstegangskjøpere hovedsaklig blokkleiligheter, slik at det vil være hensiktsmessig å benytte kvadratmeterprisen for blokkleiligheter. Ved nærmere undersøkelser viser det seg også at flere av leie-til-eie prosjektene befinner seg i borettslag. Av de tre kvadratmeterprisene benytter vi oss dermed av prisen for blokkleiligheter som er borettslagsboliger. Dette er illustrert av Figur A.6 som viser en stigende utvikling, hvor Oslo peker seg ut med en markant økning i prisene gjennom perioden.

Valg av prisvariabel

Av figurene som illustrerer boligprisene ser vi at utviklingen er svært lik. I tillegg viser korrelasjonsanalysen, gitt av Tabell A.12, at det er høy korrelasjonen mellom valgt prisindeks og kvadratmeterpris. Det kan i tillegg argumenteres for at begge prisvariablene vil fange opp noen av de samme forholdene. Dette trekker i retning av at prisvariablene ikke bør inkluderes samtidig i analysen. I delkapittel 6.2.1 kommer vi tilbake til hvilken av de to prisvariablene som benyttes i den empiriske analysen.

4.3.6 Kvartalsdummier

Vi har valgt å konstruere kvartalsdummier som vil ta verdien 1 for kvartalet som observasjonen referer til, og 0 for de andre kvartalene. Hensikten er å fange opp sesongvarierende effekter som påvirker førstegangskjøpernes etableringsmuligheter ved de ulike årstidene. I alle modellestimeringer benyttes *første kvartal* som referansekategori.

4.4 utfordringer med datasettet

En utfordring med datasettet vårt omhandler kommunesammenslåing. Dette er en prosess som de siste fem årene har begynt i noen av byene vi har valgt å inkludere i oppgaven vår. I Trondheim ble den nye innbyggersammensetningen innført fra 2018, mens det for

Bergen og Tromsø skjedde fra 2020. Enkelte av variablene i datasettet har rådata basert på kommunenivå, og dermed vil en kommunesammensetning kunne skape utfordringer. I hvilken grad dette påvirker resultatene i oppgaven vil være vanskelig å si, men det er nærliggende å tro at resultatene ikke påvirkes i særlig stor grad, da sammenslåingen ikke endrer innbyggersammensetningen betraktelig. Dermed vil heller ikke observasjonsgrunnlaget for variablene være mye større, slik at potensielle avvik tenkes å være små. Dette er derimot ikke noe vi kan si med sikkerhet siden vi ikke kan sammenlikne resultater før og etter kommunesammenslåingen. Det vil dermed fortsatt være usikkerhet knyttet til dette.

Et ytterligere problem er at det eksisterer forskjeller i observasjonsgrunnlaget til de inkluderte variablene. Her menes at enkelte observasjoner baserer seg på byer, mens andre baserer seg på fylker eller kommuner. Dette kan føre til at vi får et dårligere sammenlikningsgrunnlag i analysene våre. Eksempelvis er en utfordring med realinntekten at vi ikke har data på lokal konsumprisindeks. Det kan dermed argumenteres mot å deflatere inntekten, når realinntekten ikke blir et regionalt mål. Det kan også oppstå feilestimering av effektene grunnet målefeil i forhold til den sanne effekten av variablene.¹⁹ Hvorvidt dette vil være et problem i våre analyser er vanskelig å fastslå da det ikke eksisterer data for alle variablene på samme observasjonsgrunnlag.

En annen utfordring med datasett er at deler av datamaterialet ikke baserer seg på kvartalsvise observasjoner. Disse er enten månedsobservasjoner som kan aggregeres opp på kvartalsnivå, eller årsobservasjoner som må brytes ned til kvartalsvise observasjoner. For å bryte data ned på kvartalsnivå har vi valgt å benytte oss av lineær interpolasjon, slik det er beskrevet i delkapittel 4.3.3. Endringen av observasjonsnivå øker muligheten for datafeil, som igjen kan føre til feilaktige konklusjoner i våre analyser.

¹⁹Dersom målefeilen er korrelert med de uavhengige variablene, kjent som klassisk målefeil, vil den estimerte effekten ha en forventningsskjevhet mot null. Se delkapittel 5.2.5 tilknyttet målefeil.

5 Økonometrisk rammeverk

I dette kapitlet presenteres det økonometriske rammeverket som ligger til grunn for den empiriske analysen som foretas i kapittel 6. Formålet vårt med analysen er å finne sammenhengen mellom leie-til-eie avtaler og førstegangskjøpernes etableringsmuligheter i boligmarkedet. På bakgrunn av dette skal vi begrunne valget av estimeringsmetode, samt se på økonometriske utfordringer knyttet til dette.

5.1 Paneldata og estimeringsmetode

Et paneldatasett kjennetegnes ved at det består av en tidsserie for hver tverrsnittsenhet, noe som vil si at samme enheter følges over en gitt tidsperiode (Wooldridge, 2020, s. 427). Implikasjonen er at vi både får variasjon over en tidsdimensjon og enhetsdimensjon, hvor disse respektivt benevnes med t og i . Vi formulerer videre en standard modell som har til hensikt å legge et utgangspunkt for den senere modellspesifikasjonen i analysen:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + v_{it} \quad (5.1)$$

der

$$v_{it} = a_i + u_{it} \quad (5.2)$$

I relasjon (5.1) er y_{it} modellens avhengige variabel, og representerer antallet førstegangskjøpere i by i på tidspunkt t . Modellen er forenklet til å kun inneholde én forklaringsvariabel, x_{it} , med tilhørende koeffisient, β_1 . v_{it} er et stokastisk restledd, som ved paneldata kan dekomponeres slik det er vist av relasjon (5.2). Parameteren a_i omtales som uobservert heterogenitet, mens u_{it} er modellens idiosynkratiske restledd (Wooldridge, 2016, s. 412-413). I vårt tilfelle kan a_i refereres til som byspesifikk heterogenitet, da den varierer mellom enheter (byer), men ikke over tid. Det betyr at den fanger opp alle tidskonstante egenskaper eller karakteristikk ved de respektive byene som igjen vil påvirke utfallsvariabelen. Det idiosynkratiske restleddet fanger opp tidsvarierende faktorer som påvirker den avhengige variabelen (Wooldridge, 2016, s. 413).

Paneldatasettet gjør det mulig å estimere modellen fra relasjon (5.1) ved bruk av pooled OLS (POLS). Metoden baserer seg på et tilfeldig utvalg fra en populasjon på ulike

tidspunkt, og egner seg i situasjoner der det er ønskelig å øke utvalgsstørrelsen for å betrakte gjennomsnittlige verdiendringer i en variabel. De uavhengige utvalgsobservasjonene tilegner data en viktig statistisk egenskap i form av mer presise estimater og troverdige testresultater, noe som videre betyr at korrelasjonen i feilleddene mellom ulike observasjonsenheter utelukkes (Wooldridge, 2016, s. 413). Observasjonene er derimot ikke nødvendigvis identisk distribuert, da det kan være tilfelle at prosessen endres over tid. I vårt paneldatasett vil slike endringer eksempelvis være endringer i boligpriser, disponibel inntekt eller renten. Videre eksisterer det en rekke forutsetninger for at vi ved en POLS-estimering av relasjon (5.1) skal få en forventningsrett og konsistent estimator. For det første er det avgjørende at forklaringsvariabelen, x_{it} , er uavhengig av begge restleddskomponentene, a_i og u_{it} (Wooldridge, 2016, s. 413). Dette innebærer en antakelse om en nullbetinget forventning,²⁰ som formelt kan uttrykkes som $E(v_{it}|x_{it}) = 0$. Antakelsen er en streng, men likevel nødvendig for eksogenitet, og følgelig en forventningsrett estimator. Det stokastiske restleddet skal videre ikke være korrelert over tid innad i enhetene, slik at $cov(v_{it}, v_{is}) = 0$.

Det er derimot rimelig å anta at det eksisterer en korrelasjon mellom den uobserverte heterogeniteten, a_i , og modellens forklaringsvariabel. For å eliminere den uobserverte heterogeniteten kan vi estimere relasjon (5.1) ved en modell for faste effekter (FE). Sistnevnte metode baserer seg på en transformasjon av data der en tar avviket fra de spesifikke forklaringsvariablenes gjennomsnitt med hensikt å fjerne de byspesifikke, tidskonstante restleddene, samt den uobserverte heterogeniteten. Metoden krever dermed tilstrekkelig variasjon innad i tverrsnittsenhetene.

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1(x_{it} - \bar{x}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (5.3)$$

Resultatet som fremkommer av relasjon (5.3), viser hvordan alle tidskonstante variabler forsvinner som følge av at disse aldri avviker fra gjennomsnittet. Følgelig står en kun igjen med variasjon innad i tverrsnittsenhetene (“within”-variasjon), altså variasjonen i den uavhengige variabelen over tid for en spesifikk by. Variasjonen *mellom* tverrsnittsenhetene

²⁰Gitt alle forklaringsvariablene i modellen, vil den forventede verdien på restleddet for ethvert tidspunkt, t , være lik null (Wooldridge, 2016, s. 318).

er altså fjernet. I analysen vil vi både benytte oss av pooled OLS og en modell med faste effekter. Begrunnelsen for valget følger av det ved pooled OLS kan være tilfelle av uobservert heterogenitet, der de tidskonstante uobserverte enhetsspesifikke faktorene både vil påvirke førstegangskjøpere og modellens forklaringsvariabler. Når vi benytter oss av faste effekter må vi derimot ta i betraktning at vi vil miste en del frihetsgrader som følge av at de tidskonstante enhetene elimineres. Dette vil igjen ha implikasjoner for gjennomføringen av inferens på modellestimatene.

5.2 Økonometriske utfordringer

I de påfølgende avsnittene skal vi redegjøre for økonometriske utfordringer som vil være av betydning for metodevalget.

5.2.1 Simultanitet

Simultanitet innebærer at den avhengige variabelen og minst én av forklaringsvariablene i regresjonsmodellen bestemmes samtidig (Wooldridge, 2020, s. 809). Den eller disse forklaringsvariablene vil da være korrelert med restleddet, som fører til forventningsskjeve og inkonsistente estimater (Wooldridge, 2020, s. 538). Dette vil bryte med forutsetningene for OLS, grunnet tilstedeværelse av endogene forklaringsvariabler.

I vår analyse forventer vi at prisen på boliger vil påvirke etterspørselen fordi konsumentene har en gitt inntekt og lånebegrensning. Sagt på en annen måte vil prisen på boliger påvirke hvor mange som har muligheten til å kjøpe bolig, og dermed antallet førstegangskjøpere. Prisen vil, som forklart i teoridelen, bli bestemt av tilbudet og etterspørselen i boligmarkedet. Hvor mange førstegangskjøpere det er i markedet vil da være med å bestemme prisen på boligene som selges. Det antas også at prisen bestemmes ut fra etterspørselen tidligere år. Vi vil derfor ha et simultanitetsproblem grunnet sammenhengen mellom førstegangskjøperne og prisen på boliger. Det finnes flere metoder for å begrense simultanitetsproblemet, eksempelvis ved å bruke et instrument for den endogene forklaringsvariabelen. Dette vil være en variabel som i utgangpunktet ikke er inkludert i regresjonsmodellen, men som er korrelert med den endogene forklaringsvariabelen og

ukorrelert med restleddet. Det er derimot utfordrende å finne et godt instrument, noe som gjør det vanskelig å ta i bruk denne metoden. Et annet forslag er å inkludere forsinkelses-effektker, men vi kan ikke med sikkerhet si at dette vil begrense simultanitetsproblemet. Vi tar derimot hensyn til dette ved å estimere modellen på redusert form.

5.2.2 Multikollinearitet

Multikollinearitet referer til en korrelasjon mellom forklaringsvariablene i regresjonsmodellen (Wooldridge, 2020, s. 805). En forutsetning for forventningsrette og konsistente estimat er at ingen av forklaringsvariablene er konstante, og at det ikke er en perfekt korrelasjon mellom dem (Wooldridge, 2020, s. 103). Som det fremgår av delkapittel 4.3.5 angående boligpriser, samt av korrelasjonstabellene i appendix, så er flere av variablene i vårt datamateriale høyt korrelert. Dette kan gjøre det vanskelig å si noe om effekten forklaringsvariabelen har på den avhengige variabelen. Vi har til tross for dette ikke noe problem med perfekt korrelasjon, og dermed vil ikke forutsetningene for forventningsrette estimatører være brutt. Dette vil vi komme nærmere tilbake til når vi presenterer våre modellestimater i kapittel 6 og 7.

5.2.3 Heteroskedastisitet og seriekorrelasjon

En forutsetning for at inferensen i modeller som er estimert med OLS skal holde, omtales som homoskedastisitet. Denne innebærer at variansen til det uobserverte restleddet, gitt forklaringsvariablene, er konstant. Forutsetningen feiler derimot når variansen varierer over ulike segmenter i populasjonen, hvor de ulike segmentene bestemmes gitt ulike verdier av forklaringsvariablene (Wooldridge, 2020, s. 262). Dette omtales som heteroskedastisitet. Et brudd på forutsetningen fører ikke til forventningsskjevne eller inkonsistente estimatører, men en konsekvens er at variansen til estimatorene blir feil. Siden standardfeilene er basert på denne variansen så vil ikke disse lengre være gyldig for å gjennomføre inferens (Wooldridge, 2020, s. 263).

I tillegg til heteroskedastisitet så vil seriekorrelasjon kunne være en utfordring. Det innebærer at det er en korrelasjon mellom restleddene i ulike tidsperioder (Wooldridge, 2020,

s. 809). På lik linje med heteroskedastisitet fører ikke dette i seg selv til forventningsskjeve eller inkonsistente estimatorene. Imidlertid fører det til at de vanlige metodene for inferens ikke lenger er gyldige (Wooldridge, 2020, s. 395). Det kan ikke utelukkes at våre data bryter med forutsetningene for homoskedastisitet, samt at det foreligger seriekorrelasjon i restleddet. For å ta hensyn til dette velger vi derfor å benytte oss av cluster-robuste standardfeil. Ved å beregne slike standardfeil vil det justeres for heteroskedastisitet og seriekorrelasjon innad i enhetene.

5.2.4 Utelatte variabler

Et annet økonometrisk problem omhandler utelatte variabler. I likhet med simultanitet er dette en kilde til endogenitet i forklaringsvariablene, som betyr at forklaringsvariabler er korrelert med restleddet (Wooldridge, 2020, s. 800). Utelatte variabler vil være et problem når én eller flere av variablene vi vil kontrollere for har blitt utelatt fra regresjonen. Dersom de utelatte variablene påvirker den avhengige variabelen, og i tillegg er korrelert med inkluderte forklaringsvariablene, vil en regresjonsestimering føre til at vi får en skjevhet i estimatorene. Utelatelse av relevante forklaringsvariabler fører til at rapporterte estimater vil være systematisk høyere eller lavere enn den faktiske verdien (Dranove, 2012, s. 2). Med andre ord vil estimatene bli over- eller underestimert.

Utelatte variabler er kun et problem dersom de ekskluderte variablene er korrelert med de inkluderte forklaringsvariablene. For å minimere risikoen for forventningsskjevhet har vi valgt å benytte oss av en multippel regresjon, hvor de inkluderte forklaringsvariablene skal fange opp det vi tror kan forklare antall førstegangskjøpere. Ved å benytte faste effekter eliminerer vi den delen av restleddet som omhandler uobservert heterogenitet. Det er likevel tvilsomt at analysen vår vil fange opp alle variablene som påvirker førstegangskjøpere, og som er korrelert med de andre forklaringsvariablene. Noe av grunnen til dette er at vi ikke følger spesifikke enkeltindivider, men ser på byer som helhet. Eksempelvis har vi da ikke muligheten til å kontrollere for kjønn, alder eller utdanningsnivå. Utelatelse av slike variabler kan da gi forventningsskjeve estimater.

5.2.5 Målefeil

Målefeil omtales som avviket mellom en observert variabel og variabelen som inngår i regresjonslikningen (Wooldridge, 2020, s. 804). Det skilles mellom tre ulike typer målefeil:

- Målefeil i avhengig variabel
- Målefeil i uavhengig variabel, hvor målefeilen er uavhengig av den observerte verdien
- Målefeil i uavhengig variabel, hvor målefeilen er uavhengig av den sanne verdien

Hvorvidt målefeilene påvirker resultatene vil avhenge av hvilken av de tre typene målefeil det er snakk om. Målefeil i den avhengige variabelen vil under gitte forutsetninger fremdeles gi forventningsrette og konsistente estimatorer.²¹ Det resulterer derimot i en høyere varians i restleddet, som igjen vil forårsake en høyere varians i estimatorene (Wooldridge, 2020, s. 309). Målefeil i en uavhengig variabel anses som et viktig problem, da det kan påvirke estimatorene i analysen. I tilfellet hvor målefeilen er uavhengig av den observerte verdien, vil vi fortsatt ha forventningsrette estimatorer, men det resulterer i en høyere varians i restleddet. Om målefeilen derimot er uavhengig av den sanne verdien, og følgelig korrelert med den observerte verdien, får vi et tilfelle med forventningsskjevhet mot null og inkonsistente estimatorer (Wooldridge, 2020, s. 310-311).

5.3 Valg av funksjonsform

Ettersom at vi er interesserte i effekten leie-til-eie har på førstegangskjøpernes etableringsmuligheter, spesifiseres nå en grunnmodell som utnytter de inkluderte variablene i data-settet. Modellen er et utgangspunkt for den økonometriske analysen, samt for estimering av ytterligere utvidelser av grunnmodellen. Det forutsettes da at alle variablene på høyre side er eksogent gitt,²² og dermed vil den endogene prisvariabelen utelates fra modellspesifikasjonen. Med unntak av rentevariabelen, er alle kontinuerlige variabler logaritmisk transformert, og tolkes derfor som konstante elastisiteter. Gitt at alt annet holdes likt,

²¹Dette gjelder om målefeilen ikke er korrelert med uavhengig variabel (Wooldridge, 2016, s. 289).

²²Det antas dermed at lte er eksogen. Dette er ikke nødvendigvis gitt, da det kan argumenteres for at lte er en endogen variabel dersom $cov(x, u) \neq 0$. Det betyr at et sjokk i restleddet som påvirker førstegangskjøpere korrelerer med lte -variabelen.

gir disse den prosentvise endringen i avhengig variabel som følge av en endring på en prosent i den enkelte forklaringsvariabelen. Renten er derimot semielastisk, hvor én enhets endring vil endre avhengig variabel med $100 * \beta_j\%$. I tillegg er interessevariabelen, lte , en diskret variabel og vil derfor ikke være logaritmisk transformert. Datasettet²³ som ligger til grunn for analysen har en kvartalsvis tidsdimensjon for årene 2008 til 2020, mens de valgte byene vil representere tverrsnittsdimensjonen. Dette muliggjør en analyse av førstegangskjøpernes boliggetterspørsel over perioden vi betrakter, samtidig som at vi tar hensyn til variasjon på tvers av de utvalgte byene.

$$\begin{aligned} \ln(fk_andel)_{it} = & \beta_0 + \delta_0 lte_{it} + \delta_1 kvartal_{it} + \delta_2 by_i \\ & + \beta_1 \ln(inntekt_al)_{it} + \beta_2 \ln(nav)_{it} + \beta_3 \ln(ssb)_t + \beta_4 rente_t + v_{it} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Tabell 1: Variabelforklaringer av relasjon (5.4)

Variabler	Forklaring
$\ln(fk_andel)_{it}$	Logaritmen til førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger i by i på tidspunkt t
lte_{it}	Dummyvariabel lik 1 i tilfellene det er inngått leie-til-eie avtaler, 0 hvis ikke
$kvartal_{it}$	Dummyvariabel for kvartal. Lik 1 for kvartalet som observasjonen refererer til
by_i	Dummyvariabel for by. Lik 1 for byen som observasjonen refererer til
$\ln(inntekt_al)_{it}$	Logaritmen til inntekten for aleneboende i by i på tidspunkt t
$\ln(nav)_{it}$	Logaritmen til den registrerte lokale ledigheten i by i på tidspunkt t
$\ln(ssb)_t$	Logaritmen til den nasjonale arbeidsledighetsprosenten på tidspunkt t
$rente_t$	Renten på tidspunkt t
v_{it}	Stokastisk restledd

Se delkapittel 4.3 for nærmere forklaring av variablene.

I relasjon (5.4) refererer indeksene i og t henholdsvis til de respektive byene og kvartalet som betraktes. Den avhengige variabelen defineres med bakgrunn i den mikroøkonomiske teorien presentert i kapittel 3, der markedskrysset illustreres i skjæringspunktet mellom tilbudt og etterspurt boligkvantum. Markedskrysset bestemmes i så tilfelle på relasjonens venstreside, og påvirkes av endringer i de uavhengige variablene. De kvartalsvise observasjonene vil videre kunne gi tilfelle av sesongvariasjon knyttet til boligomsetning (Wooldridge, 2016, s. 336). Ved å inkludere dummyvariabler for de ulike kvartalene²⁴

²³Se kapittel 4 for ytterligere presisering.

²⁴Første kvartal er valgt som referansekategori.

tillater vi at den forventede verdien på modellens avhengige variabel kan endres under de ulike årstidene, samt verdien modellens forklaringsvariabler.

I lys av teoridelen fra delkapittel 3.3.1 og 3.3.2 er det videre relevant å presisere hvilke forventninger vi har til fortegnet på parameterne. Det forventes at leie-til-eie avtaler har en positiv effekt på førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger, slik at bolig- etterspørselen i byene som tilbyr slike avtaler er relativt høyere enn i byene og periodene de ikke tilbys. Inntektsvariabelen forventes å ha to motstridende effekter, avhengig om den betraktes fra tilbuds- eller etterspørselssiden. Fra etterspørselssiden forventes det at en inntektsøkning virker positivt på bolig etterspørselen, og dermed på førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. Fra tilbudssiden tolker vi inntektsvariabelen som å reflektere utbyggernes lønnskostnader. En økning i disse vil presse utbyggernes produksjonskostnader opp, og dermed redusere boligtilbudet. Som et resultat øker boligprisene, noe som trekker i retning av et redusert antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. Vi forventer derimot at den positive etterspørselseffekten dominerer over den negative tilbudssideeffekten.

Videre forventes det at begge ledighetsmålene har en negativ effekt på bolig etterspørselen blant førstegangskjøperne. Den registrerte lokale ledigheten vil som etterspørselsvariabel i boligmarkedet gi forventninger om en redusert boligomsetning når antallet helt ledige øker. Som konjunkturvariabel forventes det at den nasjonale arbeidsledighetsprosenten reduserer antallet førstegangskjøpere når markedet er inne i en økonomisk nedgangstid med økt arbeidsledighet. Rentevariabelen forventes å ha en entydig negativ effekt på totalt omsatt boligkvantum. Gitt at førstegangskjøpere er netto låntakere vil en renteøkning redusere bolig etterspørselen blant førstegangskjøpere både gjennom en inntekts- og substitusjonseffekt. På tilbudssiden vil en renteøkning øke utbyggernes kapitalkostnader, og dermed redusere boligtilbudet. Ved kontrollering for kvartalsdummier forventer vi å se en forholdsvis høyere boligomsetning blant førstegangskjøperne i senere kvartaler, relativt til første kvartal. Det følger av at boligsalget har en tendens til å være høyere i vår- og sommermånedene relativt til vintermånedene.

6 Resultater

I dette kapittelet presenteres de empiriske resultatene av analysen vår, hvor vi først presenterer resultatene fra den statiske modellestimeringen. For å undersøke hvorvidt boligkjøp påvirkes av adaptive forventninger, velger vi videre å estimere en dynamisk modellspesifikasjon. Alle estimerte koeffisienter tolkes ceteris paribus, og vil i alle tilfeller vise tosidige tester for koeffisientene.

6.1 Empiriske resultater for statisk modell

Vi estimerer i første omgang en statisk modell. Eventuelle forsinkelser i førstegangskjøperenes tilpasning i boligmarkedet vil dermed ikke fanges opp. Den statiske modellen, samt tilhørende økonometriske tolkning, er tilsvarende relasjon (5.4) som ble spesifisert i delkapittel 5.3. Estimerte resultater er presentert i Tabell 2.

Tabell 2: Estimert grunnmodell med logaritmisk transformerte variabler

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)	(3) ln(fk_andel)
lte	0.061 (0.049)	0.062* (0.025)	0.064* (0.023)
ln(inntekt_al)	-1.103*** (0.167)	-0.530** (0.126)	-0.521** (0.119)
ln(nav)	0.028* (0.015)	-0.047 (0.037)	-0.050 (0.044)
ln(ssb)	-0.068 (0.102)	-0.097 (0.060)	-0.066 (0.058)
rente	-0.020 (0.020)	0.005 (0.009)	0.012 (0.006)
Observasjoner	260	260	260
R^2	0.257		
Within R^2		0.323	0.476
Faste effekter	Nei	Ja	Ja
Kvartalsdummier	Ja	Nei	Ja

Robuste standardfeil i modell (1) og cluster-robuste standardfeil i modell (2) og (3)

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Modellen i kolonne (1) er estimert ved pooled OLS, mens modellene i kolonne (2) og (3) estimeres ved bruk av faste effekter. Forskjellen mellom de to sistnevnte modellene følger av hvorvidt kvartalsdummiene som korrigerer for sesong inkluderes eller ikke. I alle tre modellestimeringene ser vi at interessevariabelen, *lte*, har en positiv effekt på førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger, relativt til byene og periodene der avtalene ikke tilbys. For modellen estimert med pooled OLS er denne derimot ikke statistisk signifikant forskjellig fra null. I modellene med faste effekter forventes det at antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger øker med henholdsvis 6.2% og 6.4%, relativt til å ikke ha slike avtaler. Disse resultatene er i tillegg statistisk signifikant forskjellig fra null på et 10% signifikansnivå.²⁵ Resultatene er konsistente med forventningene om at leie-til-eie avtaler øker andelen førstegangskjøpere i boligmarkedet.

Inntektsvariabelen viser videre til en statistisk signifikant negativ effekt på antall førstegangskjøpere i alle tre modellestimeringer. I modell (1) estimeres koeffisienten til -1.103, og er statistisk signifikant på et 1% signifikansnivå. Dette betyr at en inntektsøkning på 1% vil redusere antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger med omtrent 1.1%. De negative estimeringsresultatene fra modell (2) og (3) viser til en omtrentlig reduksjon i den avhengige variabelen på 0.5%, hvorav disse i tillegg er statistisk signifikante på et 5% signifikansnivå. Resultatene er derimot ikke konsistente med forventningene vi presenterte i delkapittel 5.3. En mulig årsak kan forklares ut fra Figur A.2, der det vises at vi har en trendutvikling i inntekten til aleneboende, fordelt på analysens utvalgte byer. Implikasjonen er at det ikke nødvendigvis eksisterer nok variasjon i inntektsvariabelen til å fange opp den forventede effekten om at økt inntekt resulterer i økt boligetterterspørsel. Vi velger derfor å estimere grunnmodellen med et trendledd²⁶, hvorav resultatene er presentert i Tabell 3. Variabelen vil tolkes ut fra forventinger tilknyttet inntekten, da den i all hovedsak inkluderes for å fange opp en inntekststrend.

²⁵Vi forventer å se en positiv effekt av leie-til-eie avtalene på førstegangskjøpere, slik at variabelen vil være statistisk signifikant på et 5% signifikansnivå ved en ensidig test. I senere tilfeller tolkes koeffisienten derimot ut fra en tosidig test.

²⁶Den genererte variabelen tar verdien 1 til 52 for alle tverrsnittsobservasjonene, og er ikke logaritmisk transformert.

Tabell 3: Estimert grunnmodell med trendvariabel for inntekt

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)	(3) ln(fk_andel)
lte	0.039 (0.055)	0.063** (0.022)	0.067** (0.023)
trend	-0.004** (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
ln(nav)	0.025* (0.014)	-0.038 (0.039)	-0.042 (0.046)
ln(ssb)	-0.120 (0.106)	-0.117 (0.063)	-0.085 (0.060)
rente	0.012 (0.022)	-0.001 (0.008)	0.003 (0.005)
Observasjoner	260	260	260
R^2	0.170		
Within R^2		0.328	0.490
Faste effekter	Nei	Ja	Ja
Kvartalsdummier	Ja	Nei	Ja

Robuste standardfeil i modell (1) og cluster-robuste standardfeil i modell (2) og (3)

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sammenliknet med estimeringsresultatene fra Tabell 2, gir inkludering av trendvariabelen generelt minimale endringer i de uavhengige variablenes parameterestimerer og standardfeil. At interessevariabelen er positiv i alle tre modellestimeringene, i tillegg til å være statistisk signifikant ulik null på et 5% signifikansnivå i modell (2) og (3), tyder på at grunnmodellen er robust. Ved inkludering av trendleddet styrkes modellens forklaringskraft, og vi velger derfor å gå videre med denne variabelen i senere modellestimeringer.²⁷ I de påfølgende avsnittene gis derfor en tolkning av estimeringsresultatene som følger av Tabell 3.

Trendvariabelen er ikke logaritmisk transformert, slik at én enhets endring gir en forventet endring i avhengig variabel på $100 \cdot \beta_j\%$. I alle tre modellestimeringene er variabelen statistisk signifikant, på henholdsvis et 5% og 1% signifikansnivå. Alt annet likt, vil én enhets endring i trenden redusere andelen førstegangskjøpere med omtrent 0.4%-0.5%. Vi får

²⁷Vi har også estimert modellen med en logaritmisk transformert realinntekt. Grunnet lavere forklaringskraft, samt minimale endringer i parameterestimaterne, velger vi ikke å gå videre med denne.

med andre ord en negativ sammenheng mellom trendleddet og andelen førstegangskjøpere i boligmarkedet. Resultatet stemmer ikke overens med forventningene våre tilknyttet inntekten. Dette tyder på at trendleddet ikke nødvendigvis kun fanger opp trendutviklingen i inntektsvariabelen, men også andre faktorer som kan slå inn. Dette er noe vi kommer nærmere tilbake til i delkapittel 8.1 om oppsummering og diskusjon.

Ved estimering av ledighetsmålene er det kun den registrerte lokale arbeidsledigheten i modell (1) som er statistisk signifikant ulik null, da på et 10% signifikansnivå. Alt annet likt, får vi at en økning i arbeidsledigheten på 1% vil øke antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger med omtrent 0.03%. Dette stemmer ikke med forventningene om at økt arbeidsledighet reduserer boligomsetningen blant førstegangskjøperne, noe som tyder på at den registrerte lokale ledigheten fanger opp noen faste effekter tilknyttet variasjonen i arbeidsledigheten mellom byene. Når vi ved bruk av faste effekter korrigerer for at det eksisterer forskjeller mellom byene, endres fortegnet foran parameterestimatet til $\ln(nav)$ til det som er ekvivalent med forventningene våre. Parameterestimatene er derimot ikke statistisk signifikante ulik null innenfor noen rimelige signifikansnivå.

Med bakgrunn i de presenterte resultatene fremstår modell (3) i Tabell 3 som den beste statiske modellspesifikasjonen. Valget begrunnes for det første av at det vil eksistere forskjeller mellom byer som vil fanges opp av de faste effektene. I tillegg kan det være fare for at sesongvariasjon fører til at enkelte variabler feilestimeres dersom denne komponenten ikke tas hensyn til gjennom kvartalsdummiene. Det kan spesielt tenkes at ledighetsvariablene har sterke sesongkomponenter, noe vi diskuterer nærmere i delkapittel 8.1. Det å ta hensyn til sesong vil med andre ord ha betydning for modellens forklaringskraft, hvorav 49% av variasjonen innad i tverrsnittsenhetene kan forklares av de inkluderte høyresidevariablene. Modellen fremstår derfor som best spesifisert i henhold til forklaringskraft. Beslutningen om å investere i bolig kan derimot antas å være en prosess som påvirkes av økonomiens tilstand i tidligere perioder. Med utgangspunkt i den statiske modellspesifikasjonen fra kolonne (3), spesifiseres derfor en dynamisk modell som skal fange opp sammenhengen mellom effektforsinkelser i forklaringsvariablene og førstegangskjøpernes etableringsmuligheter i boligmarkedet.

6.2 Empiriske resultater for dynamisk modell

Med utgangspunkt i modell (3), Tabell 3 estimeres nå dynamiske modellspesifikasjoner. Dette innebærer å inkludere effektforsinkelser i våre modellestimater, hvorav disse vil bli betegnet som $L1(\cdot)$, $L2(\cdot)$ osv. Her vil L referere til “lags”, de såkalte effektforsinkelsene, mens tallet refererer til antall tidsperioder. Disse tolkes som den dynamiske effekten en midlertidig økning i den effektforsinkede variabelen har på antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. For å ta hensyn til sesongvariasjon estimeres også alle videre modellspesifikasjoner med faste effekter og kvartalsdummier.

6.2.1 Dynamisk modell med effektforsinkelser i prisvariabelen

Til tross for at vi har argumentert for at modellen estimeres på redusert form, velger vi å estimere en dynamisk modell hvor vi inkluderer effektforsinkelser av prisvariabelen over fire kvartaler. Inkluderingen av slike variabler gjøres med bakgrunn i antakelsen om adaptive prisforventninger, der effektforsinkelsen vil fange opp forventningsmekanismer tilknyttet utviklingen i boligmarkedet fra tidligere perioder. Det betyr at høyere boligpriser tidligere år trekker i retning av å investere i bolig i dag fremfor å vente. Effektforsinkelsene inkluderes enkeltvis i modellspesifikasjonen grunnet høy korrelasjon mellom dem. Det er i tillegg gjennomført separate analyser med hver prisvariabel for å undersøke hvilken som er best å inkludere. Resultatene fremkommer av Tabell A.14 og A.15 i appendix, som viser at ingen av prisvariablene er statistisk signifikante. Ettersom prisvariabelen potensielt medfører et simultanitetsproblem, trekker det i retning av at ingen av variablene bør inkluderes videre i våre analyser.

6.2.2 Dynamisk modell med effektforsinkede forklaringsvariabler

I Tabell 4 presenteres andre dynamiske spesifikasjoner. Grunnen til at vi velger å gjøre dette er fordi det kan ta en viss tid fra beslutningen om boligkjøp blir tatt før man gjennomfører kjøpet. Dette trekker i retning av at alle variablene bør effektforsinkes, da verdiene deres i tidligere perioder vil være med å påvirke kjøpsbeslutningen. Vi effektforsinker dermed variablene $\ln(nav)$, $\ln(ssb)$ og $rente$. Interessevariabelen lte , samt $trend$ -variabelen, effektforsinkes ikke da dette ikke gir ytterligere informasjon til analysene.

Tabell 4: Modell med effektforsinkede uavhengige variabler

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)	(3) ln(fk_andel)	(4) ln(fk_andel)
lte	0.058* (0.024)	0.049* (0.022)	0.058* (0.025)	0.050* (0.021)
trend	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.000)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.000)
L1(nav)	-0.110* (0.050)		-0.119* (0.048)	-0.133* (0.051)
L2(nav)		-0.097 (0.047)		
ln(ssb)			-0.022 (0.046)	0.014 (0.043)
L1(ssb)	-0.007 (0.054)		-0.006 (0.046)	0.092 (0.055)
L2(ssb)		-0.079 (0.044)		-0.189*** (0.018)
rente			-0.014* (0.006)	-0.013 (0.006)
L1(rente)	-0.001 (0.007)			
L2(rente)		0.001 (0.010)		
Observasjoner	255	250	255	250
Within R^2	0.517	0.538	0.520	0.554

Cluster-robuste standardfeil i parentes

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

I kolonne (1) er de inkluderte variablene effektforsinket med et kvartal tilbake, mens de i kolonne (2) effektforsinkes med to kvartaler. Resternede kolonner inneholder ulike kombinasjoner av løpende og effektforsinkede variabler, hvorav begrunnelsen for sammensetningen av disse utdypes nærmere nedenfor. Interessevariabelen, *lte*, gir i alle modellestimeringene en positiv effekt på førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger, relativt til å ikke ha slike avtaler. Estimaten er også relativt robuste sammenliknet med den foretrukne statiske modellen i kolonne (3), Tabell 3. Trendvariabelen vises fortsatt å ha en negativt signifikant effekt på den avhengige variabelen, med tilsvarende parameterestimat og signifikansnivå som tidligere.

Som nevnt består modellspesifikasjonene fra kolonne (1) og (2) i Tabell 4 av effektforsinkelser for spesifikke kvartaler. Den enkelte forsinkelseeffekten tolkes som den dynamiske effekten en midlertidig økning i x_{it} har på den avhengige variabelen, og inkluderes da det antas at det tar tid før et boligkjøp blir realisert. Vi forventer dermed at variablene i tidligere perioder har en innvirkning på førstegangskjøpernes boliggetterspørsel. I tabellen får vi en negativ estimert effekt av ledighetsparameterne, noe som er i tråd med forventningene fra etterspørernes side. Likevel er det kun den registrerte lokale ledighetsparameteren, effektforsinket med ett kvartal, som er statistisk signifikant ulik null. Koeffisienten estimeres til å være statistisk signifikant på et 10% signifikansnivå, og gir en omtrentlig reduksjon i avhengig variabel på 0.11% som følge av én prosents økning i ledigheten forrige kvartal.

Videre har vi valgt å sammensette modeller med både løpende og effektforsinkede variabler. Dette følger av en antakelse om at beslutningen om å investere i bolig ikke bare påvirkes av variablene i tidligere perioder, men også av nivået på dagens variabler. Det optimale hadde vært å inkludere løpende og effektforsinkede mål av alle variabler, da dette ville gitt et mer realistisk bilde av boligkjøpsprosessen. Ved å gjøre dette ser vi av kolonne (1) i Tabell A.16 at vi ikke får noe kvalitativt bedre modellspesifikasjon relativt til de i Tabell 4. Vi får tilsvarende resultat om vi estimerer en modell hvor alle forsinkelseeffektene er inkludert, gitt av kolonne (2) i Tabell A.16. Her ser vi derimot at de effektforsinkede rentevariablene blir statistisk signifikante for første gang, noe som kan skyldes en høy korrelasjon mellom rentevariablene. Ved å inkludere begge effektforsinkelsene i samme modell vil det være vanskelig å beskrive den partielle effekten til den enkelte variabel, og følgelig si noe om effekten de respektivt har på den avhengige variabelen.

Modell (3) er spesifisert med bakgrunn i det ovenstående, samt usikkerhet knyttet til variablenes mangel på statistisk signifikans fra modell (1) og (2). Den registrerte lokale ledighetsvariabelen er inkludert med en effektforsinkelse på ett kvartal. Gitt at en potensiell kjøper allerede på tidspunkt t har avgjort hvorvidt boligkjøpet skal gjennomføres, kan det argumenteres for at boliggetterspørselen, samt stramheten i arbeidsmarkedet forrige

kvartal, kan ha en større innvirkning på investeringsbeslutningen enn det som gjenspeiles av dagens nivå. Variabelen er statistisk signifikant på et 10% signifikantnivå, og estimeres til å redusere antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger med omtrent 0.12% som følge av en økning på 1% i den registrerte lokale ledigheten forrige kvartal. For å se på utviklingen i den nasjonale ledighetsprosenten har vi videre valgt å betrakte den løpende variabelen, samt en effektforsinkelse av denne på ett kvartal. Estimerte resultater er derimot ikke statistisk signifikante forskjellige fra null innenfor noen rimelige signifikansnivå. Sist inkluderes rentenivået på tidspunkt t , da det kan argumenteres for at dagens rentenivå kan ha en innvirkning på om en kjøper evner å finansiere boligkjøpet. Estimert resultat er statistisk signifikant på et 10% signifikansnivå, og forventes å gi en omtrentlig reduksjon i avhengig variabel på 1.4% som følge av at dagens rentenivå øker med ett prosentpoeng. Dette er sammenfallende med forventningene våre om en negativ renteeffekt.

Ettersom det kan tenkes at rentenivået i tidligere perioder vil kunne si noe om forventningene knyttet til fremtidige renteendringer, ble det estimert en tilsvarende modell som i kolonne (3), men inklusive en effektforsinkelse av renten på to kvartaler. Resultatet var statistisk signifikant på et 1% signifikansnivå, men effekten av parameterestimatet tydet på at sammenhengen var spuriøs. Den effektforsinkede rentevariabelen er derfor ikke inkludert i videre modellspesifikasjoner. At effekten av rentenivået og ledigheten slår inn i ulike kvartaler kan henge sammen med at renten er en faktor som vil ha stor innvirkning på en kjøpers finansielle evner. Følgelig tilpasser kjøper seg også denne umiddelbart. Ledigheten vil derimot virke som en forventningsvariabel, der tidligere perioder kan gi forventninger om fremtidige endringer i økonomiens tilstand.

Modell (4) tilsvarer spesifikasjonen i modell (3), med unntak av at vi nå har inkludert en effektforsinkelse av den nasjonale ledighetsprosenten to kvartaler tilbake. Som nevnt i delkapittel 4.3 vil dette ledighetsmålet fange opp konjunktursituasjonen i økonomien, og det antas at forventningene tilknyttet denne vil påvirke boligetterspørselen. For å få et tydeligere bilde av utviklingen i konjunktursituasjonen har vi valgt å inkludere effektforsinkelsen over flere kvartaler, men estimerte resultater er kun statistisk signifikante ulik null to kvartaler tilbake. Det indikerer at beslutningen om å investere i bolig påvirkes av

ledigheten to kvartaler tilbake. Parameteren er statistisk signifikant på et 1% signifikansnivå, og gir en forventning om at boliggetterspørselen reduseres med omtrent 0.19%. Den registrerte lokale arbeidsledigheten er kun inkludert med en effektforsinkelse på ett kvartal, hvor resultatet er statistisk signifikant på et 10% signifikansnivå. Alt annet likt, får vi at en økning på 1% vil redusere antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger med omtrent 0.13%. At vi for den registrerte lokale arbeidsledigheten får et statistisk signifikant resultat ved en effektforsinkelse på ett kvartal, mens det for den nasjonale ledighetsprosenten kun oppnås statistisk signifikante resultater ved en effektforsinkelse på to kvartaler, kan for det første skyldes tilstedeværelsen av sterk seriekorrelasjon i den registrerte arbeidsledigheten. Dette vises av korrelasjonsmatrisen i Tabell A.13, der vi har en korrelasjon på henholdsvis 0.968 og 0.958 mellom den løpende registrerte lokale arbeidsledigheten og variabelens tilhørende effektforsinkelser. For det andre kan det argumenteres for at de to målene fanger opp ulike forhold, slik vi også har presentert i avsnittet om arbeidsledighet i delkapittel 4.3. Fortegnet på de resterende parameterestimaterne er tilsvarende de estimerte effektene fra modell (3), og gir jevnt over omtrent samme resultater.

Med bakgrunn i de presenterte resultatene fremstår modell (4) som den beste dynamiske spesifikasjonen, og vi velger å benytte denne videre i våre analyser. Resultatene stemmer jevnt over med det teoretiske rammeverket og våre forventninger tilknyttet fortegn, og er i tillegg modellen med høyest forklaringskraft. Selv om den statiske modellspesifikasjonen også svarer til forventningene våre, vil den dynamiske modellen gi et tydeligere bilde av situasjonen. Dette fordi vi forventer at det eksisterer en sammenheng mellom de effektforsinkede variabelene og førstegangskjøpernes etableringsmuligheter. Forklaringskraften er også høyere i den dynamiske spesifikasjonen. Det er dog verdt å merke seg at korrelasjonen mellom forklaringsvariablene normalt sett blir høyere ved å inkludere effektforsinkelser. Dette har vi derimot tatt hensyn til i våre analyser gjennom å sjekke korrelasjonen til de inkluderte variablene.

7 Robusthetsanalyser og utvidelser

I dette kapittelet skal vi foreta ulike sensitivitetsanalyser for vurdere hvor robuste resultatene fra modellspesifikasjonene i kapittel 6 er. Med utgangspunkt i modell (4) fra Tabell 4 formuleres derfor alternative modellspesifikasjoner.

7.1 Robusthetssjekk ved å utelate enkelte variabler

For å undersøke om enkelte av variablene i større eller mindre grad styrer resultatene våre, estimeres en modell hvor enkelte av variablene utelates. Med bakgrunn i at trendvariabelen mulig fanger opp andre faktorer enn trendutviklingen i inntekten, samt at renten ikke gir statistisk signifikante resultater, er det disse variablene som ekskluderes hver for seg. Resultatene er presentert i Tabell 5.

Tabell 5: Robusthetssjekk ved å utelate enkelte variabler

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)	(3) ln(fk_andel)
lte	0.050* (0.021)	0.051* (0.022)	0.010 (0.016)
trend	-0.005*** (0.000)	-0.004*** (0.001)	
L1(nav)	-0.133* (0.051)	-0.122* (0.049)	-0.091 (0.051)
ln(ssb)	0.014 (0.043)	0.023 (0.045)	0.007 (0.043)
L1(ssb)	0.092 (0.055)	0.082 (0.052)	0.034 (0.057)
L2(ssb)	-0.189*** (0.018)	-0.170*** (0.009)	-0.179*** (0.008)
rente	-0.013 (0.006)		0.037** (0.011)
Observasjoner	250	250	250
Within R^2	0.554	0.552	0.486

Cluster-robuste standardfeil i parentes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

For å enklere kunne sammenlikne resultater har vi i kolonne (1) estimert tilsvarende modell som i kolonne (4), Tabell 4. Utelatelse av renten i kolonne (2) gir ingen markante

endringer i parameterestimaterne, og det kan dermed argumenteres for at renten ikke er med på å styre resultatene våre i den ene eller andre retningen. Når vi i kolonne (3) ekskluderer trendvariabelen påvirkes resultatene derimot i større grad. Interesseparameteren er ikke lenger statistisk signifikant, og vi får tilsvarende resultat dersom samme robusthetssjekk gjennomføres på den statiske modellen. En mulig årsak til dette er at trendvariabelen står for mye av forklaringskraften i modellen, hvorav forklaringskraften innad i tverrsnittsenhetene er omtrent 6.6 prosentpoeng høyere for modellen estimert i kolonne (2). For ytterligere å undersøke dette har vi sammenliknet en estimering hvor kun *lte* er inkludert, for så å legge til trendvariabelen. Inkluderingen av trendvariabelen økte forklaringskraften i modellen betraktelig, i tillegg til at *lte* skiftet til forventet fortegn. Utelatelse av trendvariabelen kan dermed argumenteres for å feilspesifisere modellen, da variabelen kan fange opp effekter som er negativt korrelert med antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. I så tilfelle vil det kunne resultere i forventningskjevhet i de resterende parameterestimaterne. Oppsummert trekker dette i retning av at modellen hvor alle variablene er inkludert bør beholdes.

7.2 Robusthetssjekk ved endring av inntektsvariabelen

Som nevnt i delkapittel 6.1 så vi en trendutvikling i inntekten til aleneboende, hvor vi på bakgrunn av dette valgte å erstatte inntektsvariabelen med et trendledd. Vi ønsker videre å undersøke hvorvidt resultatene endres når vi estimerer den dynamiske modellen med alternative inntektsvariabler. I Tabell 6 kontrolleres det derfor både for $\ln(\text{inntekt_al})$ og $\ln(\text{realinntekt})$, respektivt.

I kolonne (1) kontrolleres det for den logaritmisk transformerte inntekten til aleneboende, $\ln(\text{inntekt_al})$, men variabelendringen gir hverken markante endringer i modellens forklaringskraft eller i parameterestimaterne. Interesseparameteren endres svært lite, og forblir signifikant på et 10% signifikansnivå. Estimert effekt av en inntektsøkning på 1% gir en omtrentlig reduksjon i avhengig variabel på 0.58%, og effekten er statistisk signifikant på et 1% signifikansnivå. Kontrollering for realinntekten i kolonne (2) gir heller ingen bedre modell. Vi får både lavere forklaringskraft, samt ingen forbedringer

i parameterestimaterne. Det er også verdt å merke seg at interessevariabelen, *lte*, heller ikke er statistisk signifikant ulik null i dette tilfellet. Begge inntektsvariablene estimeres fortsatt til å gi en sterkt signifikant negativ effekt på den avhengige variabelen. Dette betyr at vi fortsatt har en trend vi må ta hensyn til for å fange opp effekter som gir nedgangen i antallet førstegangskjøpere. Den dynamiske modellspesifikasjonen fremstår dermed som å være relativt robust.

Tabell 6: Robusthetssjekk ved endring av inntektsvariabelen

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)
lte	0.049* (0.021)	0.030 (0.018)
ln(inntekt_al)	-0.584*** (0.064)	
ln(realinntekt)		-0.867** (0.241)
L1(nav)	-0.145** (0.048)	-0.132** (0.045)
ln(ssb)	0.036 (0.041)	0.055 (0.031)
L1(ssb)	0.095 (0.055)	0.067 (0.055)
L2(ssb)	-0.189*** (0.019)	-0.176*** (0.016)
rente	-0.005 (0.008)	0.024 (0.014)
Observasjoner	250	250
Within R^2	0.547	0.517

Cluster-robuste standardfeil i parentes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

7.3 Redusert utvalg

I tidligere modellestimeringer har vi tolket interessevariabelen som å gi effekten leie-til-eie avtaler vil ha på Oslo, Stavanger og Trondheim relativt til byene og periodene der avtalene ikke tilbys.²⁸ Variabelen har med andre ord ikke differensiert mellom byene som tilbyr

²⁸Bergen og Tromsø har aldri hatt et tilbud av leie-til-eie avtaler. Se Tabell A.9 for variasjon i *lte*-variabelen på bynivå.

avtalene, slik at den forventede effekten av *lte* har vært tolket som å være lik for alle byene som har leie-til-eie, relativt til å ikke ha det. I Tabell 7 estimeres derfor et redusert utvalg, hvor vi kun betrakter byene Oslo, Stavanger og Trondheim. Slik vil vi kunne isolere effekten som følger av at én spesifikk by tilbyr leie-til-eie avtaler.

Tabell 7: Redusert utvalg

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)
lte	0.079** (0.017)	0.066** (0.015)
trend	-0.006*** (0.000)	-0.006*** (0.000)
L1(nav)	-0.069*** (0.004)	-0.061*** (0.005)
ln(ssb)	0.010 (0.026)	0.028 (0.037)
L1(ssb)	0.007 (0.037)	0.010 (0.040)
L2(ssb)	-0.160** (0.019)	-0.161** (0.019)
rente	-0.003 (0.007)	0.001 (0.006)
lte · stavanger		-0.037 (0.021)
lte · trondheim		0.046** (0.009)
Observasjoner	150	150
Within R^2	0.671	0.675

Cluster-robuste standardfeil i parentes

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

I modell (1) har vi ikke inkludert interaksjonsledd mellom byene og LTE-avtalene, slik at *lte* tolkes som den gjennomsnittlige effekten av å innføre leie-til-eie, relativt til periodene der avtalene ikke tilbys. Estimert effekt indikerer at antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger i gjennomsnitt forventes å være omtrent 8.0% høyere i periodene det er LTE-avtaler, relativt til periodene uten. Dette er en relativt sterkere positiv effekt sammenliknet med resultatene fra den dynamiske modellspesifikasjonen, og resultatet er i tillegg statistisk signifikant på et 5% signifikansnivå. Trendvariabelen gir i likhet

med tidligere en tydelig negativ effekt på antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger, og estimeres til å være statistisk signifikant ulik null på et 1% signifikansnivå. Det tyder på at vi også ved det reduserte utvalget har effekter som er negativt korrelert med antall førstegangskjøpere, og som vi velger å kontrollere for gjennom trendvariabelen. Effekten av den lokale registrerte ledigheten estimeres til å gi en omtrentlig reduksjon i avhengig variabel på 0.07% som følge av at arbeidsledigheten i forrige kvartal øker med 1%, og variabelen er statistisk signifikant ulik null på et 1% signifikansnivå. Dette er en økning fra modellspesifikasjonen det tas utgangspunkt i. Den effektforsinkede nasjonale ledighetsprosenten, $L2(ssb)$, gir en forventet økning i avhengig variabel på omtrent 0.2% som følge en økning på 1% i arbeidsledigheten for to kvartaler siden. Resultatet er statistisk signifikant ulikt null på et 5% signifikansnivå.

I modell (2) inkluderer vi interaksjonsledd mellom *lte*-variabelen og to utvalgte byer. Oslo benyttes som referanseby, slik at *lte*-variabelen nå vil fange opp virkningen av å tilby slike avtaler i Oslo. Estimert effekt av å tilby leie-til-eie avtaler i Oslo forventes å øke andelen førstegangskjøpere i byen med omtrent 6.6%, og variabelen er statistisk signifikant ulik null på et 5% signifikansnivå. Videre er det kun estimert effekt av interaksjonen mellom *lte* og Trondheim som gir et statistisk signifikant resultat innenfor et rimelig signifikansnivå. Effekten av å tilby leie-til-eie avtaler i Trondheim estimeres til 0.046, og gir dermed en forventning om at andelen førstegangskjøpere vil være omtrent 11.2% høyere i Trondheim relativt til Oslo som følge av avtalene.²⁹ Resultatet kan dermed tolkes som at omtrent 11.2% av alle førstegangskjøpere i Trondheim har kjøpt bolig grunnet leie-til-eie avtaler, noe som tyder på at Trondheim har en forholdsvis sterkere signifikant effekt av å tilby leie-til-eie avtaler enn Oslo. Jevnt over viser ikke resultatene til bemerkelsesverdige store endringer i parameterestimater, noe som underbygger at den dynamiske modellspesifikasjonen er relativt robust.

²⁹Estimert effekt av å innføre leie-til-eie i Trondheim beregnes ved å summere følgende parameterestimater, $lte + (lte \cdot trondheim)$.

8 Oppsummering og diskusjon

Vi har ikke funnet noe relevant forskning om leie-til-eie avtaler, og hvorvidt disse faktisk bidrar til at andelen førstegangskjøpere i boligmarkedet øker. På bakgrunn av dette har vi basert oppgaven vår på mikroøkonomisk teori om tilbud og etterspørsel, og videre diskutert hvordan endringer i tilbuds- og etterspørselsrelaterte faktorer slår ut i omsatt boligkvantum blant førstegangskjøpere. I dette kapittelet skal vi med utgangspunkt i den foretrukne modellspesifikasjonen fra kolonne (4), Tabell 4, oppsummere resultatene fra den empiriske analysen. Disse skal videre diskuteres i lys av det teoretiske rammeverket presentert i kapittel 3. Vi velger også å kommentere resultatene i henhold til sensitivitetsanalysene fra kapittel 7.

8.1 Dynamisk modellspesifikasjon

Leie-til-eie

I det teoretiske rammeverket viste vi hvordan leie-til-eie avtaler enten kunne påvirke omsatt boligkvantum gjennom en formueseffekt, eller gjennom en priseffekt. På en side trakk formueseffekten i retning av et økt antall førstegangskjøpere som følge av at en prisvekst i boligmarkedet ville øke egenkapitalen. Førstegangskjøpere som hadde inngått LTE-avtaler ville i så tilfelle dra fordel av prisstigningen i form av et redusert egenkapitalkrav, slik at effekten ble argumentert for å virke positivt på boligetterspørselen blant førstegangskjøperne. På den annen side ville en økning i antall tilbudte LTE-avtaler dra i retning av en økt etterspørsel, som videre kunne bidra til en prisvekst i boligmarkedet. Vi forventet dermed å se en reduksjon i antallet førstegangskjøpere som ikke benyttet seg av denne typen kjøpsmodeller, samtidig som at det økte antallet LTE-avtaler talte for at antallet førstegangskjøpere i boligmarkedet skulle øke. Også tidligere forskning kunne underbygge forventningene våre, da det blant annet hadde vist seg at lånefinansierte boligkjøp kunne gi betydelige formuesgevinster blant førstegangsetablerende som følge av økt meravkastning i boligmarkedet (Borgersen & Greibokk, 2012, s. 92).

Kjøpsmodeller som virker gjennom slike formues- og priseffekter kan av den grunn antas å ha store innvirkninger på førstegangskjøpernes etableringsmuligheter. Begge effektene

kan argumenteres for å insentivere førstegangskjøpere til å inngå slike avtaler, da de tyder på å virke positivt på førstegangskjøpernes etableringsmuligheter i boligmarkedet. Dette fremgikk også av estimeringsresultatene, hvor leie-til-eie avtalene konsistent viste seg å ha en positiv effekt på antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. I den foretrukne modellen ble effekten av å innføre leie-til-eie avtaler estimert til å øke antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger med omtrent 5%, og resultatet var statistisk signifikant på et 10% signifikansnivå. Ved å videre evaluere effekten av å innføre leie-til-eie avtaler i en by som i utgangspunktet ikke tilbyr avtalene, kan vi også undersøke hvorvidt den estimerte effekten av *lte*-variabelen er av økonomisk betydning. Vi betrakter Bergen, hvor vi i tillegg til estimert verdi av *lte*-variabelen fra Tabell 4, kolonne (4), benytter oss av gjennomsnittlige verdier for året 2019. Førstegangskjøperne utgjorde dette året en gjennomsnittlig andel på 0.58 av byens totale boligomsetning.³⁰ Dersom leie-til-eie avtalene innføres forventes det at gjennomsnittlig andel førstegangskjøpere øker til omtrent 0.61³¹. Dette tilsvarer en gjennomsnittlig økning i antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger på omtrent 3 prosentpoeng.

For å gi et tydeligere estimat på effekten av å innføre avtalene, kan betydningen av den forventede økningen evalueres i faktiske verdier for antall førstegangskjøpere. Vi benytter gjennomsnittlig verdi på totalt antall omsatte boliger i Bergen i 2019, og løser for det forventede antallet førstegangskjøpere i Bergen, y , som vil følge av at avtalene innføres.³² Alt annet likt, ville en implementering av leie-til-eie avtaler i Bergen i 2019 forventet å øke gjennomsnittlig antall førstegangskjøpere til 943. Det vil si at leie-til-eie i gjennomsnitt ville gitt omtrent 33 flere førstegangskjøpere, hvorav disse blir boligeiere som følge av at Bergen innfører avtalene.³³ Resultatet er økonomisk signifikant, da antallet kan argumenteres for å være rimelig i henhold til prosjektstørrelser tilknyttet leie-til-eie avtaler

³⁰Vi har summert sammen de fire kvartalsverdiene for førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger i Bergen i 2019, for så å dividere dette på 4.

³¹Gjennomsnittlig verdi på førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger multipliseres med det estimerte parameterestimatet til *lte*-variabelen, $0.58 * 1.050 \approx 0.61$.

³² $\frac{y}{1546} = 0.61 \Rightarrow y = 0.61 \times 1546 \Rightarrow y \approx 943$

³³Vi utnytter det gjennomsnittlige punkttestimatet til antall førstegangskjøpere i Bergen i 2019, og beregner differansen mellom den forventede økningen og den faktiske verdien: $(943 - 910 = 33)$.

i andre byer. På bakgrunn av både den statistiske, samt den økonomiske signifikansen til *lte*-variabelen, kan vi argumentere for at effekten av avtalene tyder på å ha en positiv effekt på førstegangskjøpernes etableringsmuligheter i boligmarkedet. Estimering med faste effekter vil i tillegg ta høyde for at byene er forskjellige, eksempelvis i form av bystørrelse og nærings sammensetning, noe som taler for faste effekter fremstår som den beste estimeringsmetoden.

Inntekt

For å undersøke virkningen en inntektsendring vil ha på boligomsetningen blant førstegangskjøperne, har vi både valgt å forklare inntektsvariabelen gjennom en etterspørselseffekt, samt en tilbudssideeffekt. Førstnevnte ga forventninger om en positiv sammenheng mellom en inntektsøkning og antallet førstegangskjøpere, mens vi fra tilbudssiden betraktet utbyggernes lønnskostnader som å reflektere en inntektsendring blant arbeidstakerne deres. Vi forventet å se en negativ sammenheng mellom økte lønnskostnader og antallet førstegangskjøpere, begrunnet i at økte lønnskostnader blant utbyggerne ville reflektere en økning i deres langsiktige marginalkostnader. Som en konsekvens ville tilbudet av boliger reduseres, samtidig som at de økte kostnadene ville presse boligprisene opp. Vi har på bakgrunn av dette argumentert for at inntektseffekten vil virke tvetydig på førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. Det at vi over tid har hatt en økning i både boligpriser og samlet produksjon kunne derimot være en indikasjon på at boligmarkedet har stått ovenfor et positivt etterspørselssjokk. Under forutsetning om at bolig er et normalgode har hovedantakelsen vår derfor vært at den positive inntektseffekten vil være dominerende.

Resultatene fra de økonometriske analysene trekker derimot i motsatt retning av hva forventningene våre tilsier. Jevnt over har vi fått en negativt estimert effekt av en inntektsøkning på førstegangskjøpernes bolig etterspørsel, hvor årsaken ble argumentert for å henge sammen med en trendutvikling i den primære inntektsvariabelen, $\ln(\text{inntekt_al})$. Som et alternativt mål på inntekten ble det forsøkt å estimere en modell med realinntekt, men også denne viste seg å følge en trend. Vi valgte derfor å generere en trendvariabel som skulle fange opp effekten av en inntektsendring, noe som styrket modellens forklaringskraft. Estimert effekt av sammenhengen mellom trendvariabelen og antallet førstegangskjøpere

som andel av omsatte boliger var likevel negativ, og vi kunne derfor ikke tolke variabelen som å kun fange opp effektene av en inntektsendring på førstegangskjøpernes boliggetterspørsel.

Det bør videre diskuteres hvorvidt den primære inntektsvariabelen faktisk gir det beste målet på førstegangskjøperes etableringsmuligheter som følge av inntektsendringer. På en side vil variabeldefinisjonen avgrense husholdningstypen til å kun betrakte individer i en alder under 45, hvorav disse også bor alene. Aldersbegrensningen kan dermed argumenteres for å sammenfalle med førstegangskjøperne vi betrakter, da disse defineres i et aldersintervall mellom 20 til 39 år. På den annen side vil inntektsvariabelen både ekskludere studenter, samt individer som fortsatt bor hjemme. Dette gjør at vi potensielt kan få en feilestimering av inntektseffekten, og hvordan endringer i denne faktisk påvirker boliggetterspørselen blant førstegangskjøperne. En alternativ måte å fange opp inntektseffekten vil kunne være tilsvarende den til Mamre (2021). Med utgangspunkt i maksimalt låneopptak for en singel førstegangskjøper, samt transaksjonsprisene i 43 norske kommuner i årene 2003 til 2019, genererer forfatteren en kjøpekraftindeks som skal undersøke boligkjøpekraften til en representativ førstegangskjøper i de respektive årene (Mamre, 2021, s. 8). En slik definisjon vil kunne argumenteres for å gi et bedre mål på hva førstegangskjøperne *faktisk* har råd til.

Trend

Den negativt estimerte effekten av trendvariabelen på antall førstegangskjøper tydet som nevnt på at variabelen ikke ville være et representativt mål for inntekten. Implikasjonen var at vi ikke kunne tolke denne i henhold til forventningene våre tilknyttet en inntektsendring. I tillegg har vi tidligere presisert at vi gjennom hele perioden som betraktes har hatt en tydelig negativ trend i antall førstegangskjøper som andel av omsatte boliger, vist i Figur 7. På bakgrunn av dette kan det derfor argumenteres for at trendvariabelen heller vil fange opp andre effekter som negativt korrelerer med førstegangskjøpernes boliggetterspørsel. Dette kan eksempelvis være faktorer som prisvekst i boligmarkedet. Grunnet den usikre effekten valgte vi i modell 5 å teste for hvorvidt utelatelse av trendvariabelen ville endre interesseparameteren. Estimerte resultater ga ikke lenger en statistisk signifikant inter-

essevariabel, noe som støttet opp under valget om å beholde trendvariabelen. Utelatelse vil dermed kunne føre til at modellen feilspesifiseres, da trendvariabelen tydelig fanger opp faktorer som gjør at vi får en nedgang i antall førstegangskjøpere.

Arbeidsledighet

I det teoretiske rammeverket har vi presentert arbeidsledigheten som en forventningsvariabel. Fra etterspørernes side kunne det tenkes at en økt arbeidsledighet vil trekke i retning av en dempet lønnsvekst, og dermed en redusert villighet til å investere i bolig. Fra tilbyderens side kunne en økning i arbeidsledigheten øke boligtilbudet gjennom lavere lønnskostnader og økt tilgang på arbeidskraft. Samtidig ville en økning i arbeidsledigheten kunne gi uttrykk for starten på en nedgangskonjunktur, slik at tilbudet minker grunnet forventninger om et lavere boligsalg. Til tross for at en endring i variabelen ville virke tvetydig på den samlede effekten på omsatt boligkvantum, antok vi at økt ledighet ville trekke i retning av et redusert antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger.

Videre har vi i analysen benyttet oss av to ulike mål på arbeidsledigheten, begrunnet i at disse vil fange opp ulike forhold om situasjonen i arbeidsmarkedet. Den nasjonale ledighetsprosenten ble tolket som en konjunkturvariabel, hvor forventninger om en nedgangskonjunktur ville gi tilsvarende resonnement som beskrevet i avsnittet over. Den registrerte lokale ledigheten ville på den annen side fange opp stramheten i det lokale arbeidsmarkedet, samt forhold som påvirker registreringstilbøyeligheten. Ledighetsmålet ville dermed gi forventninger om situasjonen i lokale arbeidsmarkeder, som igjen antas å henge sammen med den nasjonale konjunktursituasjonen. Samlet sett forventet vi at en økning i begge ledighetsmålene skulle trekke i retning av en redusert boligetterterspørsel, samt et redusert boligtilbud. Dette stemmer også med resultatene som fremgår av Tabell 4. At estimert effekt av den nasjonale ledighetsprosenten derimot kun blir statistisk signifikant ved effektforsinkelse to kvartaler tilbake, trekker i retning av at ledigheten to kvartaler tidligere vil ha innvirkning på kjøpsbeslutningen. Noe av bakgrunnen for dette er at forventninger om konjunkturedringer må sees i sammenheng med utviklingen fra tidligere kvartaler. Dermed er det ikke nødvendigvis slik at senere ledighetsnivå vil ha like stor innvirkning på kjøpsbeslutningen, slik at resultatene ikke er statistisk signifikante.

Som tidligere nevnt vil ledighetsvariablene kunne ha sterke sesongkomponenter, hvor estimerte resultater kan gi en sterke effekt dersom dette ikke tas hensyn til. Noe av sesongvariasjonen vil fanges opp av de faste effektene, men vi har i tillegg valgt å estimere modellene med kvartalsdummier for ytterligere å dempe effekten av arbeidsledigheten på førstegangskjøpernes boliggetterspørsel. Dersom dette ikke tas hensyn til vil all variasjon i boligomsetningens sesongelement i så tilfelle legges i arbeidsledigheten. Modellen estimert med både faste effekter og kvartalsdummier kan dermed argumenteres for å være den best spesifiserte.

Rente

Virkningen av en renteendring på omsatt boligkvantum ble forklart ut fra en etterspørselseffekt og en tilbudssideeffekt. Gitt antakelsen om at individet er netto låntaker, vil en økning i renten føre til en entydig negativ effekt. En økt rente vil da dempe etterspørselen etter bolig. Tilsvarende ble boligtilbudet antatt å avhenge negativ av renten, da en økt rente ville trekke i retning av økte kapitalkostnader. For en gitt etterspørsel ville det ikke lenger være lønnsomt å tilby samme mengde boliger, noe som trakk i retning av et redusert boligtilbud. Begge effektene trakk samlet i retning av et lavere totalt omsatt kvantum. Dette stemte også overens med resultatene fra den økonometriske analysen, hvor en økning i renten på ett prosentpoeng reduserte antall førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger reduseres med omtrent 1.3%. Det er dog verdt å merke seg at effekten ikke var statistisk signifikant forskjellig fra null. Dersom vi forklarer resultatet ut fra en ensidig test vil den være statistisk signifikant på et 5% nivå, hvor estimert resultatet da står til våre forventninger om en negativ effekt på omsatt kvantum.

8.2 Det reduserte utvalget

Ettersom en estimering av hele utvalget ikke ville differensiere mellom byene som tilbyr leie-til-eie avtaler, valgte vi å estimere en modell som kun inkluderte Oslo, Stavanger og Trondheim. På den måten kunne vi isolere effektene av byene som tilbyr slike avtaler, og dermed se virkningen av leie-til-eie innad i de respektive byene. Modellen estimert uten interaksjonsledd ga omtrent tilsvarende resultater som ved å inkludere hele utvalget,

men effekten av interesseparameteren ble derimot noe sterkere. Dette kan forklares ut fra at resultatet i så tilfelle tolkes som den gjennomsnittlige effekten av å tilby avtalene relativt til periodene de ikke tilbys. At parameterestimatet i tillegg er statistisk signifikant på et høyere signifikansnivå kan følge av at vi har ekskludert observasjoner som kan trekke resultatene sterkt i én retning. I modellen med interaksjonsledd kunne vi i tillegg isolere effekten av å tilby avtalene i de inkluderte byene. Parameterestimatene foran høyresidevariablene fremsto nokså like de fra modell (1), og sammenfalt derfor også med rentingen og forventningene tilsvarende det vi hadde i kolonne (4), Tabell 4. Effekten av leie-til-eie viste derimot kun til et signifikant resultat i Trondheim og Oslo, hvor det også tydet på at Trondheim er byen som i størst grad påvirkes positivt av å tilby en slik kjøpsmodell.

Vi har tidligere estimert den økonomiske signifikansen til *lte*-variabelen ved hele utvalget, hvor vi konkluderte med at implementeringen av slike avtaler ga en hensiktsmessig økning i antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. Det kan videre være rimelig å gjøre tilsvarende når vi betrakter det reduserte utvalget, da estimerte resultater av *lte*-variabelen i kolonne (2), Tabell 7, indikerte at et antall førstegangskjøpere ikke ville kjøpt bolig dersom avtalene ikke hadde vært tilbudt. Den faktiske verdien av dette antallet beregnes med utgangspunkt i punktestimatet til totalt antall førstegangskjøpere i Oslo, observert i fjerde kvartal 2019.³⁴ X gir antallet førstegangskjøpere som uavhengig av avtalene ville kjøpt bolig.³⁵ Vi får at det i fjerde kvartal 2019 var 159 førstegangskjøpere i Oslo som kjøpte bolig grunnet leie-til-eie avtalene.³⁶ Dette utgjør omtrent 6.2% av kvartalets totale antall førstegangskjøpere i Oslo. Oppsummert representerer dette en relativt stor andel av det totale antallet førstegangskjøpere. Det er likevel ikke urimelig at Oslo vil kunne oppnå et slikt resultat når den sosiale boligpolitikken i årene fremover satser på å øke tilbudet av leie-til-eie avtaler. Variabelen argumenteres derfor også for å være økonomisk signifikant i det reduserte utvalget.

³⁴Oslo hadde i fjerde kvartal 2019 et totalt antall førstegangskjøpere på 2569.

³⁵ $X \times 1.066 = 2569 \Rightarrow X = \frac{2569}{1.066} \Rightarrow X = 2410$

³⁶Vi beregner differansen mellom faktisk antall førstegangskjøpere og antall førstegangskjøpere som uavhengig av avtalene ville kjøpt bolig, $2569 - 2410 = 159$.

8.3 Mulige forbedringer og videre forskning

Slik vi gjennomgående har diskutert i kapittel 8, er det ikke nødvendigvis slik at det beste målet på de ulike variablene er inkludert i vår analyse. Dette er også en faktor som kan være med å forklare hvorfor enkelte av resultatene ikke gjenspeiler forventningene våre. En mulig forbedring kan da være å gjennomføre en analyse hvor disse variablene byttes ut med alternative spesifikasjoner. I delkapittel 5.3 ble det også begrunnet hvordan boligprisen som endogen variabel ikke kunne inkluderes i analysen når modellen estimeres på redusert form.³⁷ En mulig løsning på dette er å benytte instrumentvariabelmetoden, og på den måten oppnå en eksogen prisvariabel som kan inkluderes. Det kan tenkes at dette vil øke forklaringskraften i modellen, og samtidig gi ytterligere relevant informasjon om etableringsmuligheter blant førstegangskjøpere. Å finne gode instrumenter er på den annen side en svært krevende jobb, og det er ikke gitt at man finner en god erstatning for den endogene variabelen.

Videre kunne det vært interessant å undersøke hvorvidt vi får samme resultater dersom samkjøpere benyttes som avhengig variabel i stedet for førstegangskjøpere. En samkjøper defineres som en førstegangskjøper som kjøper bolig med en eierandel på under 100% (Samfunnsøkonomisk analyse et al., 2022b, s. 3). Siden enkelte av leie-til-eie avtalene godtar at flere søker sammen kan det tenkes at slike avtaler også vil påvirke om flere førstegangskjøpere kommer seg inn i boligmarkedet.

Analysen vår strekker seg over 13 år, hvor interessevariabelen ble innført i 2017. Leie-til-eie avtaler er et tema som har blitt mer aktuelt de siste årene, og som antas å vokse i omfang fremover. Av den grunn kan det være interessant å gjennomføre en ny analyse som omhandler samme tema om noen år, når konseptet med stor sannsynlighet har spredd seg til flere byer. Det vil eksempelvis kunne være relevant å gjennomføre analyser på individnivå, der man innhenter informasjon om spesifikke individer som har inngått leie-til-eie avtaler. Dette vil kunne gi mer konkret informasjon om andre faktorer som tenkes å påvirke etableringsbeslutningen, slik som inntekt, egenkapital, alder, kjønn og

³⁷En forutsetning bak estimering på redusert form er som nevnt at alle forklaringsvariablene er eksogene.

utdanningsnivå. I tillegg vil en slik analyse gjøre det mulig å tilegne seg informasjon om vedkommende har valgt å benytte seg av kjøpsopsjonen, og implisitt om slike avtaler da fører til at flere kommer seg inn på boligmarkedet. Resultatene som oppnås vil tenkelig fremstå som mer troverdige, da dataene som innhetes både vil gi mer informasjon og variasjon. Muligheten til å generalisere resultatet ut over vår analyse kan da øke.

9 Konklusjon

I denne oppgaven har vi undersøkt hvorvidt leie-til-eie avtaler fører til at flere førstegangskjøpere kommer inn i boligmarkedet. Vi har benyttet oss av et paneldatasett med kvartalsvise observasjoner fra første kvartal 2008 til fjerde kvartal 2020. Byene vi har valgt å inkludere i analysen er Bergen, Oslo, Stavanger, Tromsø og Trondheim. Dette innebærer at vi inkluderer to byer, henholdsvis Bergen og Tromsø, som ikke tilbyr leie-til-eie avtaler. På den måten har vi kunnet estimere den relative effekten av at enkelte byer tilbyr slike avtaler. Estimert effekt av å innføre leie-til-eie vises å ha en positiv innvirkning på antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger, relativt til å ikke ha slike avtaler. Interessevariabelen er både statistisk og økonomisk signifikant, og i tillegg konsistent med forventningene våre. Alternative økonometriske spesifikasjoner viser videre til at den foretrukne modellen er forholdsvis robust.

Et videre viktig resultat i analysen kommer til uttrykk gjennom inkluderingen av de effektforsinkede forklaringsvariablene og deres innvirkning på boligetterterspørselen blant førstegangskjøperne. Resultatene av disse tyder på at boliginvestering er en prosess som tar tid, hvorav økonomiske tilstander i tidligere perioder er med på å påvirke beslutningen om å foreta et boligkjøp. Dette reflekteres spesielt gjennom effektforsinkelsen i de to arbeidsledighetsmålene, der det i begge tilfeller ble estimert en negativ sammenheng mellom økt ledighet og antallet førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger. At arbeidsledighetsmålene ut fra en tosidig test derimot ikke gir statistisk signifikante resultater ved samme effektforsinkelse, tyder på at ledighetsmålene fanger opp ulike faktorer ved økonomien.

Vi konkluderer med at leie-til-eie avtaler har en positiv effekt på førstegangskjøperne, hvorav avtalene bidrar til at flere unge kommer seg inn i boligmarkedet. Dette vil videre kunne ha positive implikasjoner for den norske boligmodellen, hvis mål er at flest mulig skal ha muligheten til å kjøpe egen bolig. Et økt tilbud av avtalene vil dermed kunne tenkes å ha viktige politiske og økonomiske følger for førstegangsetablerende i det norske boligmarkedet.

Referanseliste

- Barlindhaug, R. & Nordahl, B. (2011). *Boligbyggingens prisrespons. For mange hensyn eller for lite tilrettelegging?* (NIBR-rapport 2011:31). Norsk institutt for by- og regionsforskning. https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/krd/vedlegg/boby/rapporter/boligbyggingens_prisrespons.pdf
- Bate. (u.å.a). *Leie-eie*. Hentet 1. februar fra <https://bate.no/bolig/leie-eie>
- Bate. (u.å.b). *Om Bate*. Hentet 1. februar fra <https://bate.no/om-oss>
- Benedictow, A., Kostøl, F., Røtnes, R. & Walbækken, M. (2020). *Skatt i den norske boligmodellen* (Rapport 26-2020). Samfunnsøkonomisk analyse. <https://www.huseierne.no/globalassets/boligfakta/boligfakta-2020/huseierne-boligskattrapport2-av-soa-sept2020.pdf>
- Borgersen, T. A. & Greibrokk, J. (2011). Boligpriser, formueseffekter og endringer i boliglånsmarkedet. *Beta (Oslo, Norway)*, 2, 77–99. <https://doi.org/10.18261/ISSN1504-3134-2011-02-01>
- Brubacher, S. R. & Wilson, G. T. (1976). Interpolating Time Series with Application to the Estimation of Holiday Effects on Electricity Demand. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 25(2), 107–116. <https://doi.org/10.2307/2346678>
- Case, K. E., Quigley, J. M. & Shiller, R. J. (2011). *Wealth effects revisited 1978-2009* (Working Paper 16848). National Bureau of Economic Reserach. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w16848/w16848.pdf
- Clapham, D. (2010). Happiness, well-being and housing policy. *Policy and Politics*, 38(2), 253–267. <https://doi.org/10.1332/030557310X488457>
- Dranove, D. (2012). *Practical Regression: Introduction to Endogeneity: Omitted Variable Bias* (Rapport 7-112-004). Kellogg School of Management, Northwestern University. https://canvas.northwestern.edu/files/1812459/download?download_frd=1&verifier=8p0E8nRSdv03kAtFFApff0HnICVyojS9BKH00qmF
- Eiendom Norge. (u.å.). *Den norske boligmodellen*. Hentet 21. januar 2022 fra <https://eiendomnorge.no/om-oss/visjon-og-verdier/den-norske-boligmodellen>

- Formue. (2021, 20. desember). I *Store norske leksikon*. Hentet 1. april fra <https://snl.no/formue>
- Fredensborg Bolig. (u.å.a). *Leie til eie*. [Brosjyre]. https://fredensborgbolig.no/wp-content/uploads/2020/02/Leie-til-eie_brosjyre_web.pdf
- Fredensborg Bolig. (u.å.b). *Om oss*. Hentet 4. februar 2022 fra <https://fredensborgbolig.no/om-oss/>
- Gammelgaard, P. & Rasmussen J. M. (2021, 28.april). *Generelt om renten på boliglån*. Bolius. Hentet 17. mars 2022 fra <https://www.bolius.dk/generelt-om-renten-paa-boliglaan-17528>
- Husbanken. (2021, 1. juni). *Leie til eie for unge/ personer i etableringsfasen med boliglån i bank*. Veiviseren.no <https://www.veiviseren.no/stotte-i-arbeidsprosess/leie-og-kjop-av-bolig/leie-til-eie-for-unge-og-personer-i-etableringsfasen>
- Jacobsen, D. H., Solberg-Johansen, K. & Haugland, K. (2006). Boliginvesteringer og boligpriser. *Penger og Kreditt*, 34(4), 229-241. https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2006-04/boliginvesteringer.pdf
- Kartverket. (u.å.). *Hva er grunnboken?* Hentet 2. mars 2022 fra <https://www.kartverket.no/eiendom/bestille-fra-grunnboken/hva-er-grunnboken>
- Kommunal- og moderniseringsdepartementet. (2020). *Alle trenger et trygt hjem: Nasjonal strategi for den sosiale boligpolitikken (2021-2024)*. Departementenes sikkerhets- og serviceorganisasjon. <https://www.regjeringen.no/contentassets/c2d6de6c12d5484495d4ddeb7d103ad5/alle-trenger-et-trygt-hjem-nasjonal-strategi-for-den-sosiale-boligpolitikken-2021-2024-2-des.20.pdf>
- Lindquist, K-G. & Vatne, B. H. (2019). Husholdningenes kjøpekraft i boligmarkedet. *Tidsskrift for boligforskning*, 2(1), 6–22. <https://doi.org/10.18261/issn.2535-5988-2019-01-02>
- Lorch-Falch, S. & Jostad, M. (2021, 1. desember). Urolig for ulikhet: - Boligmarkedet er utilgjengelig. *NRK*. <https://www.nrk.no/norge/urolig-for-ulikhet--boligmarkedet-er-utilgjengelig-1.15751897>

- Mamre, M. O. (2021). Boligkjøpekraften til en representativ lokal førstegangskjøper. *Tidskrift for boligforskning*, 4(1), 7–27. <https://doi.org/10.18261/issn.2535-5988-2021-01-02>
- NAV. (2022, 4. februar). *Helt ledige*. Hentet 7. februar 2022 fra <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/arbeidssokere-og-stillinger-statistikk/helt-ledige>
- Nordvik, V. & Medby, P. (2007). *Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder* (Nova Rapport 8/2007). Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring. https://oda.oslomet.no/oda-xmlui/bitstream/handle/20.500.12199/4946/2604_1.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Norges Bank. (u.å.). *Styringsrenten*. Hentet 22. februar 2022 fra <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten/>
- NOU 2002:2. (2002). *Boligmarkedene og boligpolitikken*. Kommunal- og regionaldepartementet. <https://www.regjeringen.no/contentassets/80899d9e55ef499c86359694e816207f/no/pdfa/nou200220020002000dddpdfa.pdf>
- NOU 2021:2. (2021). *Kompetanse, aktivitet og inntektssikring: Tiltak for økt sysselsetting*. Arbeids- og sosialdepartementet. <https://www.regjeringen.no/contentassets/2943e48dbf4544b8b5f456c850dcccbe/no/pdfs/nou202120210002000dddpdfs.pdf>
- OBOS. (u.å.a). *En av Nordens største boligbyggere*. Hentet 1. februar 2022 fra <https://nye.obos.no/dette-er-obos/historien-om-obos/>
- OBOS. (u.å.b). *OBOS Bostart*. Hentet 1. februar 2022 fra <https://nye.obos.no/ny-bolig/obos-bostart/>
- OBOS. (u.å.c). *Ofte stilte spørsmål*. Hentet 1. februar 2022 fra <https://nye.obos.no/ny-bolig/obos-deleie/ofte-stilte-sporsmal/>
- Olsen, L. R. (2021, 6. september). Gir unge i Harstad unikt tilbud: - Nå kan du kjøpe boligen etter å ha leid den i fem år. *iHarstad*. <https://www.iharstad.no/gir-unge-i-harstad-unikt-tilbud-na-kan-du-kjope-boligen-etter-a-ha-leid-den-i-fem-ar/s/5-126-90825>
- Riis, C. & Moen, E. R. (2012). *Moderne mikroøkonomi* (2. utg.). Gyldendal akademisk.
- Riis, C. & Moen, E. R. (2017). *Moderne mikroøkonomi* (4. utg.). Gyldendal akademisk.
- Rødseth, A. (1987). Bustadsmarknaden – utviklingstrekk og verkemåte. *Sosialøkonomen*, 41(11), 8-16. https://samfunnsokonomene.no/wp-content/uploads/2019/05/so_198711.pdf

- Samfunnsøkonomisk analyse, Norges Eiendomsmeglerforbund & Ambita. (2022a). *Førstegangskjøpere 2021 Q3*. Samfunnsøkonomisk analyse. https://nef.no/wp-content/uploads/2022/01/Forstegangskjopere_2021Q3.pdf
- Samfunnsøkonomisk analyse, Norges Eiendomsmeglerforbund & Ambita. (2022b). *SAM-KJØPERINDEKSEN for førstegangskjøpere 2021 Q3*. Samfunnsøkonomisk analyse. https://nef.no/wp-content/uploads/2022/01/Samkjop-blant-forstegangskjopere_2021Q3.pdf
- Sandvik, O. (2020, 23. januar). *Hvorfor ulike arbeidsledighetstall?*. Statistisk sentralbyrå. <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/hvorfor-ulike-arbeidsledighetstall--410344>
- Skjæveland, A. (1989). Gir økte boligpriser økt konsum?. *Sosialøkonomen*, 43(01), 15-20. https://samfunnsokonomene.no/wp-content/uploads/2019/05/so_198901.pdf
- Solvang, F. (Programleder). (2019, 12. september). De unge og boligmarkedet. [Episode i TV-serie] T. G. Eriksen (Ansvarlig redaktør), *Debatten*. NRK. <https://tv.nrk.no/serie/debatten/201909/NNFA51091219>
- Statistisk sentralbyrå. (2022a). *Arbeidskraftsundersøkelsen* [Tabell 11156: Arbeidsledige, etter kjønn, alder og utdanningsnivå (midlertidig ikke oppdatert) 2006K1 - 2020K4]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 27. januar 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/11156/>
- Statistisk sentralbyrå. (2022b). *Inntekts- og formuesstatistikk for husholdninger* [Tabell 06944: Inntekt for husholdninger, etter husholdningstype. Antall og median (K) (B) 2005 - 2020]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 1. mars 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/06944/>
- Statistisk sentralbyrå. (2022c). *Konsumprisindeksen* [Tabell 06444: KPI og KPI-JAE sesongjustert (2015=100) 1985M01 - 2022M04]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 12. mai 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/06444/>
- Statistisk sentralbyrå. (2022d). *Prisindeks for brukte boliger* [Tabell 05963: Selveierboliger. Gjennomsnittlig kvadratmeterpris og antall omsetninger (K) 2006K1 - 2021K4]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 11. februar 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/05963/>

- Statistisk sentralbyrå. (2022e). *Prisindeks for brukte boliger* [Tabell 06695: Borettslagboliger. Gjennomsnittlig kvadratmeterpris og antall omsetninger (F) 2006K1 - 2021K4]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 11. februar 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/06695/>
- Statistisk sentralbyrå. (2022f). *Prisindeks for brukte boliger* [Tabell 07221: Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region (2015=100) 1992K1 - 2021K4]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 28. januar 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/07221/>
- Statistisk sentralbyrå. (2022g). *Prisindeks for nye boliger* [Tabell 11386: Prisindeks for nye boliger 1989K1 - 2021K3]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 10. februar 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/11386>
- Statistisk sentralbyrå. (2022h). *Renter i banker og kredittforetak* [Tabell 07200: Renter på utestående lån, etter långiver, utlånstype og sektor. Totaltelling (prosent) 1979K4 - 2021K4]. Statistisk sentralbyrå. Hentet 10. februar 2022 fra <https://www.ssb.no/statbank/table/07200/>
- St.meld. nr. 23 (2003-2004). *Om boligpolitikken*. Kommunal- og regionaldepartementet. <https://www.regjeringen.no/contentassets/8961045559354fa5ac91f93b8f3b3c3b/no/pdfs/stm200320040023000dddpdfs.pdf>
- TOBB. (u.å.a). *Leie før eie - mangler du egenkapital for boligkjøp?* Hentet 1. februar 2022 fra <https://tobb.no/for-deg/leie-for-eie-modellen>
- TOBB. (u.å.b). *Om oss*. Hentet 1. februar 2022 fra <https://tobb.no/om-oss>
- TOBB. (u.å.c). *Vår historie*. Hentet 1. februar 2022 fra <https://tobb.no/om-oss/historie>
- Utlånsforskriften. (2020). *Forskrift om finansforetakenes utlånspraksis* (FOR-2020-12-09-2648). Lovdata. <https://lovdata.no/forskrift/2020-12-09-2648>
- Vassenden, A. (2014). Homeownership and Symbolic Boundaries: Exclusion of Disadvantaged Non-homeowners in the Homeowner Nation of Norway. *Housing Studies*, 29(6), 760–780. <https://doi.org/10.1080/02673037.2014.898249>
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: a modern approach* (6.utg.). Cengage Learning.
- Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics: a modern approach* (7.utg.). Cengage Learning.

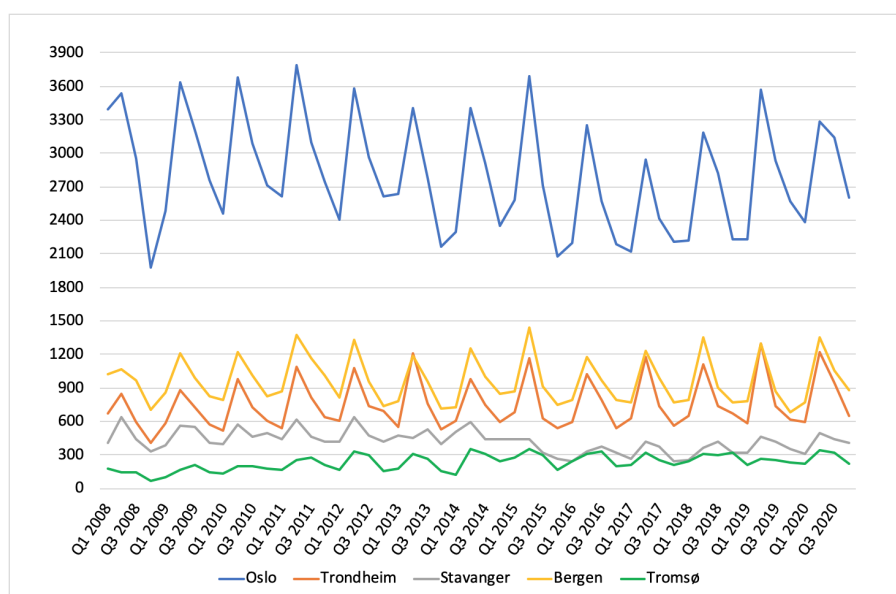
A Appendix

A.1 Variabelliste

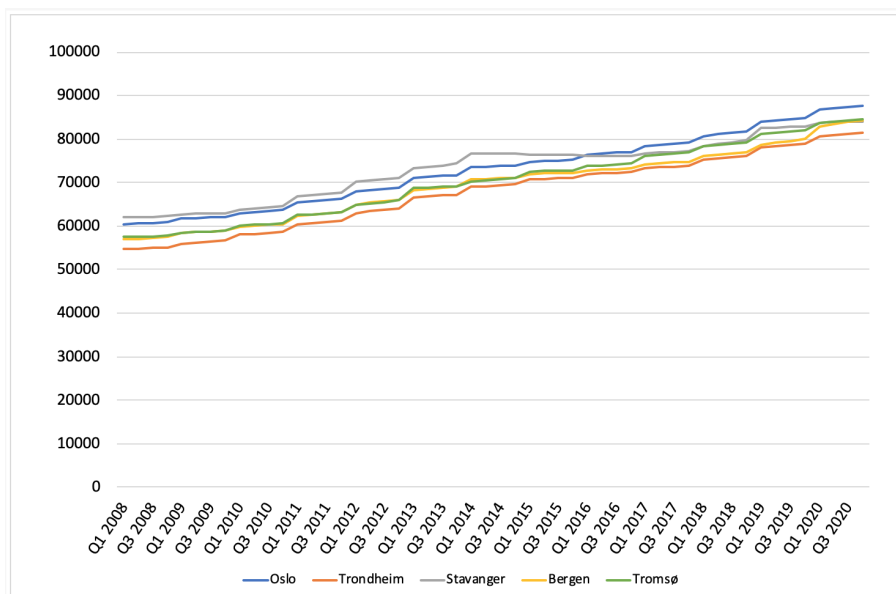
Tabell A.8: Variabelforklaringer

Variabler	Forklaring
<i>fk_andel</i>	Førstegangskjøpere som andel av omsatte boliger
<i>lte</i>	Dummyvariabel lik 1 i tilfellene det er inngått leie-til-eie avtaler, 0 hvis ikke
<i>kvartal</i>	Dummyvariabel for kvartal. Lik 1 for kvartalet som observasjonen refererer til
<i>by</i>	Dummyvariabel for by. Lik 1 for byen som observasjonen refererer til
<i>inntekt_al</i>	Inntekten for aleneboende
<i>realinntekt</i>	Inntekten for aleneboende korrigert for den nasjonale konsumprisindeksen
<i>nav</i>	Den registrerte lokale ledigheten
<i>ssb</i>	Den nasjonale arbeidsledighetsprosenten
<i>rente</i>	Boligslånsrenten
<i>pi_nyene</i>	Prisindeksen for nye eneboliger
<i>pi_brene</i>	Prisindeksen for brukte eneboliger
<i>pi_brblokk</i>	Prisindeksen for brukte blokkleiligheter
<i>kvm_ene</i>	Kvadratmeterprisen for selveid enebolig
<i>kvm_blokk</i>	Kvadratmeterprisen for selveid blokkleilighet
<i>kvm_borblo</i>	Kvadratmeterprisen for borettslag blokkleilighet

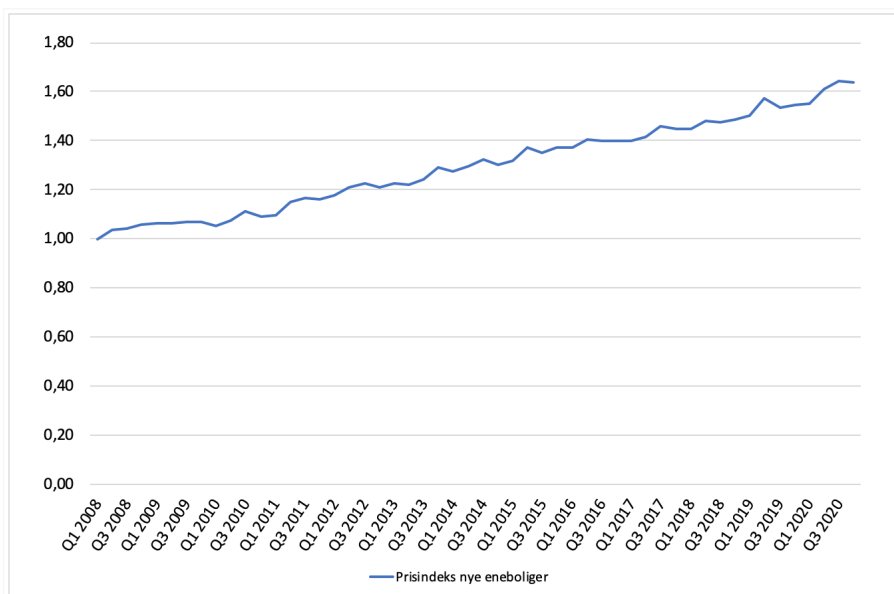
A.2 Grafisk fremstilling av variabelenes utvikling



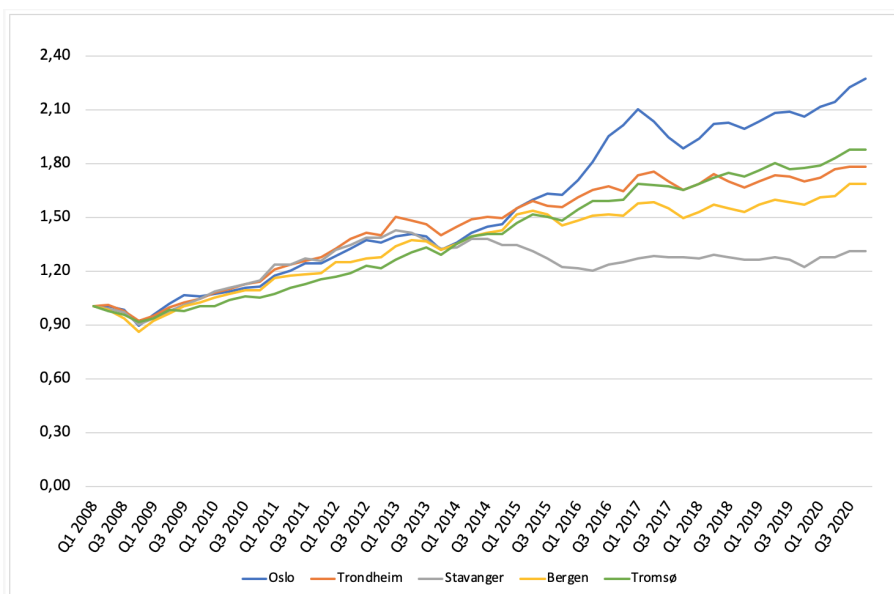
Figur A.1: Utvikling i antall førstegangskjøpere



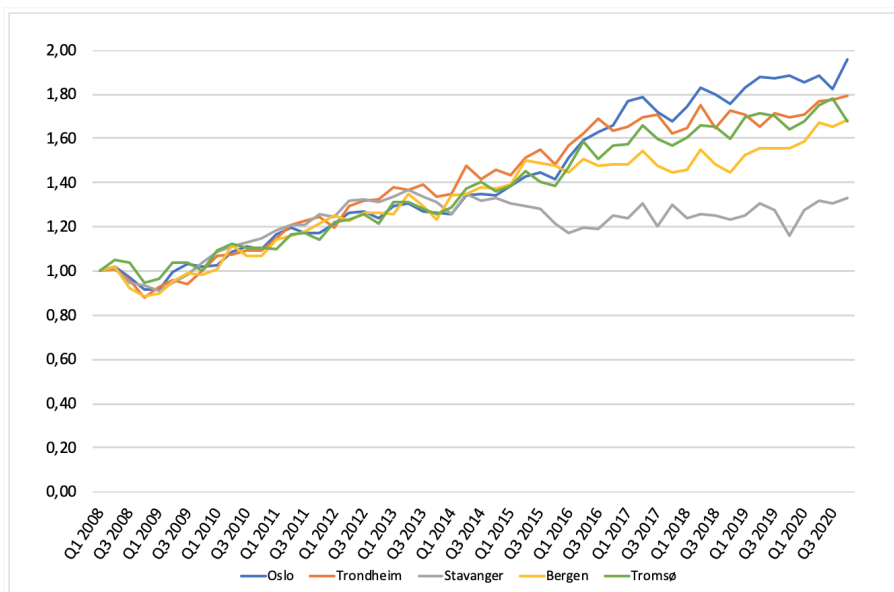
Figur A.2: Inntekt for aleneboere



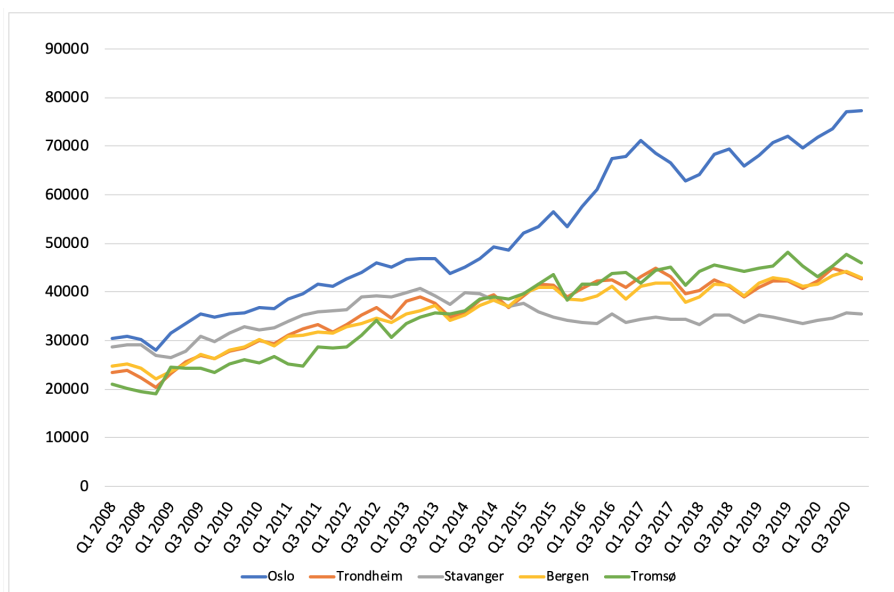
Figur A.3: Prisindeks for nye eneboliger



Figur A.4: Prisindeks for brukte blokkleiligheter



Figur A.5: Prisindeks for brukte eneboliger



Figur A.6: Kvadratmeterpris for blokkleiligheter i borettslag

A.3 Deskriptiv statistikk

Tabell A.9: Variasjon i leie-til-eie variabelen på bynivå, der q refererer til kvartal

By	Periode	Leie-til-eie (lte)
<i>Bergen</i>	q1 2008 → q4 2020	0
<i>Oslo</i>	q1 2008 → q3 2019	0
<i>Oslo</i>	q4 2019 → q4 2020	1
<i>Stavanger</i>	q1 2008 → q4 2014	0
<i>Stavanger</i>	q1 2015 → q4 2015	1
<i>Stavanger</i>	q1 2016 → q4 2020	0
<i>Tromsø</i>	q1 2008 → q4 2020	0
<i>Trondheim</i>	q1 2008 → q4 2016	0
<i>Trondheim</i>	q1 2017 → q4 2020	1

Tabell A.10: Deskriptiv statistikk

Variabler	Snitt	Std.avvik	Min	Maks
nav	2586.312	2708.753	326	21266
ssb	4.146154	.9181696	2.3	6
rente	3.597308	1.219885	1.93	7.4
inntekt_al	70753.27	8266.897	54750	87575

Tabell A.11: Deskriptiv statistikk fordelt på byer

Variabler	Snitt	Std.avvik	Min	Maks
<u>Bergen</u>				
inntekt_al	69445.19	7978.553	57000	84275
pi_brblokk	1.346154	.2336659	.8601504	1.687218
kvm_borblo	35523.71	6215.729	22131	44183
<u>Oslo</u>				
inntekt_al	72988.46	8370.441	60500	87575
pi_brblokk	1.548599	.4184503	.8913738	2.269968
kvm_borblo	51929.33	14873.08	28056	77280
<u>Stavanger</u>				
inntekt_al	73303.85	7075.395	62000	84125
pi_brblokk	1.232623	.1315069	.8971722	1.424165
kvm_borblo	34580	3361.976	26535	40723
<u>Tromsø</u>				
inntekt_al	70177.88	8515.609	57500	84500
pi_brblokk	1.387911	.3063523	.9135618	1.877794
kvm_borblo	35675.85	8950.742	19131	48208
<u>Trondheim</u>				
inntekt_al	67850.96	8268.729	54750	81575
pi_brblokk	1.441526	.271956	.921875	1.776563
kvm_borblo	36117.02	6788.696	20366	44877

A.4 Korrelasjonsmatrise

Tabell A.12: Korrelasjon prisvariabler

	pi_nyene	pi_brene	pi_brblokk	kvm_ene	kvm_blokk	kvm_borblo
pi_nyene	1					
pi_brene	0.863	1				
pi_brblokk	0.825	0.977	1			
kvm_ene	0.571	0.704	0.791	1		
kvm_blokk	0.730	0.867	0.932	0.947	1	
kvm_borblo	0.651	0.817	0.900	0.963	0.983	1

Tabell A.13: Korrelasjon effektforsinkede variabler

	lte	trend	ln(nav)	ln(ssb)	rente	L1(nav)	L2(nav)	L1(ssb)	L2(ssb)	L1(rente)	L2(rente)
lte	1										
trend	0.366	1									
ln(nav)	0.108	0.124	1								
ln(ssb)	0.184	0.630	0.194	1							
rente	-0.267	-0.814	-0.189	-0.739	1						
L1(nav)	0.0873	0.109	0.968	0.177	-0.177	1					
L2(nav)	0.0675	0.0901	0.958	0.162	-0.148	0.968	1				
L1(ssb)	0.164	0.612	0.131	0.809	-0.702	0.184	0.163	1			
L2(ssb)	0.122	0.589	0.104	0.730	-0.688	0.117	0.169	0.800	1		
L1(rente)	-0.254	-0.806	-0.141	-0.707	0.946	-0.179	-0.163	-0.729	-0.688	1	
L2(rente)	-0.243	-0.798	-0.0860	-0.643	0.838	-0.130	-0.166	-0.695	-0.717	0.944	1

A.5 Empiriske analyser

Tabell A.14: Dynamisk modell med prisvariabel `kvm_borblo`

Variabler	(1) ln(<code>fk_andel</code>)	(2) ln(<code>fk_andel</code>)	(3) ln(<code>fk_andel</code>)	(4) ln(<code>fk_andel</code>)
<code>lte</code>	0.065** (0.023)	0.068** (0.024)	0.063* (0.026)	0.062** (0.022)
<code>trend</code>	-0.005** (0.001)	-0.005** (0.001)	-0.006** (0.001)	-0.007*** (0.001)
<code>ln(nav)</code>	-0.037 (0.033)	-0.035 (0.027)	-0.022 (0.030)	-0.023 (0.024)
<code>ln(ssb)</code>	-0.078 (0.039)	-0.078** (0.028)	-0.109** (0.027)	-0.114** (0.034)
<code>rente</code>	-0.001 (0.006)	0.013** (0.003)	-0.002 (0.015)	-0.025 (0.014)
<code>L1(kvm_borblo)</code>	0.042 (0.126)			
<code>L2(kvm_borblo)</code>		0.062 (0.138)		
<code>L3(kvm_borblo)</code>			0.116 (0.149)	
<code>L4(kvm_borblo)</code>				0.108 (0.096)
Observasjoner	255	250	245	240
Within R^2	0.490	0.508	0.486	0.472

Cluster-robuste standardfeil i parentes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell A.15: Dynamisk modell med prisvariabel pi_brblokk

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)	(3) ln(fk_andel)	(4) ln(fk_andel)
lte	0.065* (0.024)	0.070** (0.025)	0.065* (0.026)	0.061* (0.023)
trend	-0.005* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.007*** (0.001)
ln(nav)	-0.048 (0.037)	-0.055 (0.039)	-0.047 (0.042)	-0.033 (0.034)
ln(ssb)	-0.064 (0.045)	-0.052 (0.045)	-0.073 (0.044)	-0.096 (0.050)
rente	-0.003 (0.005)	0.012** (0.004)	-0.000 (0.013)	-0.022 (0.013)
L1(pi_brblokk)	0.000 (0.150)			
L2(pi_brblokk)		-0.022 (0.132)		
L3(pi_brblokk)			0.018 (0.138)	
L4(pi_brblokk)				0.087 (0.111)
Observasjoner	255	250	245	240
Within R^2	0.489	0.507	0.481	0.470

Cluster-robuste standardfeil i parentes

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Tabell A.16: Dynamiske modellspesifikasjoner

Variabler	(1) ln(fk_andel)	(2) ln(fk_andel)
lte	0.045 (0.023)	0.048* (0.022)
trend	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
ln(nav)	0.045 (0.026)	
L1(nav)	-0.151** (0.051)	-0.126** (0.044)
L2(nav)	-0.029 (0.030)	-0.015 (0.034)
ln(ssb)	-0.020 (0.047)	
L1(ssb)	0.123* (0.055)	0.101 (0.061)
L2(ssb)	-0.154*** (0.025)	-0.149*** (0.018)
rente	0.002 (0.022)	
L1(rente)	-0.033 (0.034)	-0.030* (0.012)
L2(rente)	0.028 (0.015)	0.031*** (0.004)
Observasjoner	250	250
Within R^2	0.561	0.559

Cluster-robuste standardfeil i parentes

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

