

Nasjonal og regional boligprisdynamikk:
Hvilke faktorer er viktige og finnes det
forskjeller?

Magnus Berglund Johnsen

Juni 2018

Masteroppgave

Institutt for samfunnsøkonomi

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Forord

Denne masteroppgaven avslutter et to-årig masterstudie i samfunnsøkonomi ved NTNU, og er blitt til i løpet av vårsemesteret 2018. Oppgavens tematiske fokus er på prisutviklingen i det norske boligmarkedet, og den anvender empiriske metoder for å belyse dette temaet.

For idéen til oppgavetema, samt engasjert, kunnskapsrik og nyttig veiledning gjennom hele prosessen, rettes en stor takk til veileder Joakim Blix Prestmo. Videre ønsker jeg å takke Bjørn Ellingsen og Hans Joachim Møllerhagen for gjennomlesning og kommentarer til en tidligere versjon av denne oppgaven. En spesiell anerkjennelse rettes også til mine foreldre for både gjennomlesning og generell støtte, da både i skrivingen av oppgaven og i den øvrige studietiden.

Avslutningsvis ønsker jeg å takke min samboer, Maiken, for støtte og inspirasjon i arbeidet.

Trondheim, 01.06.2018

Magnus Berglund Johnsen

Abstrakt

Denne oppgaven undersøker nasjonal og regional boligprisdynamikk på kort og lang sikt. Det anvendes økonomiske metoder, herunder feiljusteringsmodeller for tidsseriedata og ”fixed effects”-estimering med paneldata, for å belyse en todelt problemstilling. For det første undersøkes hvilke faktorer som er viktige for boligprisutviklingen på kort og lang sikt, på nasjonalt og regionalt plan. For det andre, og i forlengelsen av dette, gjennomføres en komparativ analyse for å undersøke forskjeller i effektene sentrale variable har på boligprisene på et regionalt plan. På den måten undersøkes det empirisk om det er grunn til å hevde at forskjeller i boligprisutviklingen også skyldes ulike elastisiteter i markedene, eller om disse forskjellene kun stammer fra ulik utvikling i underliggende økonomiske faktorer.

Resultatene fra analysene, som bygger på en lang rekke estimeringer med et betydelig antall ulike forklaringsvariabler, gir indikasjoner på at mye av boligprisutviklingen kan forklares av fundamentale faktorer, herunder renten (både boliglånsrenten og de langsiktige rentene), inntekten, formuen, arbeidsledigheten og boligmassen. I forlengelsen av dette gir de regionale analysene, der Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger inngår, tydelige indikasjoner på at de regionale boligmarkedene i Norge er preget av heterogenitet, og dermed at dette bør tas hensyn til i økonomisk politikk og analyse. Resultatene blir utsatt for flere betydelige robusthetstester, uten at disse gir noen grunn til forkaste analysenes hovedfunn.

Abstract

This master's thesis explores both the short-run and long-run dynamics in the determination of prices in the Norwegian housing market. In doing so, it employs econometric methods, more specifically error-correction models for time series data and fixed effects-estimation using panel data. The thesis focuses on two separate, yet still connected, questions regarding this dynamic. First of all, time series data are used to investigate which factors are the most prominent in deciding the development of housing prices, both on the national and the regional level. In addition, and as an extension to this initial investigation, the thesis employs panel data-methods to give insight into the potential differences in the effects various fundamental factors have in four geographically, and also economically, distinct Norwegian regions. In this regard, the analysis directs attention to the explanations behind heterogeneous developments in regional housing markets. More specifically, it asks whether these are solely a result of distinct regional developments in the fundamental factors, or in fact also come as a consequence of differences in the elasticities in the various markets.

The results of the empirical investigations, which build upon a large number of estimations with a considerable number of potential factors evaluated, suggests that the interest rate (both the mortgage rate and the long-term government bond rate), income, wealth, the unemployment rate and the housing stock are the most important factors for explaining the observed housing price developments in Norway. In addition, the regional analysis, which focuses on the four most populous regions of Norway, namely Oslo, Bergen, Trondheim and Stavanger, gives reason to believe that there exists heterogeneity in the elasticities in regional housing markets. These findings are of importance when it comes to policy planning and implementation, as well as for economic analysis. The results are also exposed to rigorous tests of robustness without these leading to the rejection of the analysis' main findings.

Innhold

Forord	i
Abstrakt	ii
Abstract	iv
1 Innledning	1
1.1 Oppgavens struktur	3
2 Nasjonal og regional boligprisutvikling	5
2.1 Aggregert boligprisutvikling	5
2.2 Regional boligprisutvikling	6
3 Relevant litteratur og sentrale boligprismodeller	9
3.1 Relevante empiriske resultater	9
3.2 Empiriske boligprismodeller for det norske boligmarkedet	12
3.2.1 MODAG/KVARTS	12
3.2.2 Boligprismodellen i Jacobsen & Naug (2004)	13
4 Data og empirisk metode	17
4.1 Statistisk teori og anvendt metode	17
4.1.1 Stasjonaritet, kointegrasjon, feiljusteringsmodeller og ”fixed effects”- estimering	18
4.1.2 Autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet	22
4.2 Benyttede data	25
4.2.1 Nasjonal analyse, 1978-2017	26
4.2.2 Regional analyse, 2003-2017	28
4.2.3 Egenskaper ved dataene, variabelspesifikasjon og potensielle utford- ringer ved dataene	30
5 Empirisk analyse: Hva driver boligprisene i Norge på kort og lang sikt?	33
5.1 Nasjonal analyse: Modellkonstruksjon, estimeringsresultater og diskusjon .	33
5.1.1 Nasjonal analyse: Egenskaper ved modellene og robusthetstester . .	39
5.2 Regional analyse: Modellkonstruksjon, estimeringsresultater og diskusjon .	41
5.2.1 Regional analyse: Robusthetstester	45
5.3 Regional paneldataanalyse	49

6 Konklusjon	57
Bibliografi	59
Appendiks	66
A Prisdannelsen i boligmarkedet	67
A.1 Etterspørselssiden	68
A.2 Tilbudssiden	69
A.3 Markedslikevekt på kort og lang sikt	70
A.4 Potensielle drivkrefter bak endringer i markedslikevekten	72
B Historisk oversikt: Det norske økonomiske klimaet 1978-2017	78
B.1 Økonomisk og regulatorisk utvikling	78
B.2 Boligpolitikk, styringsorganisering og skattesystem	83
C Grafisk oversikt over studier	88
D Teoretiske boligprismodeller	90
D.1 MODAG/KVARTS	90
D.1.1 Empirisk modell for boligigangsettingen	92
D.1.2 Realrenten etter skatt	93
D.2 Boligprismodellen i Jacobsen & Naug (2004)	93
E Benyttede variabler	99
E.1 Variabelkilder og beskrivelser	99
E.2 Deskriptiv statistikk og korrelasjonsmatriser	101
E.3 Grafisk fremstilling av variabler	111
E.4 Dickey-Fuller-tester	120
E.5 HP-filter og ekstrapolering	124
F Nasjonal analyse: Robusthetstester	126
F.1 Reestimering: Separate koeffisienter før/etter 1991	126
F.2 Reestimering: Ny formues-, rente-, og arbeidsledighetsvariabel	128
F.3 Robusthetstest: Den implementerte langtidsrelasjonen	129
G Regional analyse: Robusthetstester	130

G.1 Faktiske langtidseffekter: Bergen og Trondheim	130
G.2 Reestimering: Endret avhengig variabel	131
G.3 Reestimering: Endrede variabelvarianter	132
G.4 Robusthetstest: Den implementerte langtidsrelasjonen	133
H Regional paneldataanalyse: FE-modell og første del av den komparative analysen	138
H.1 FE-modell	138
H.2 Komparativ analyse: Oslo og øvrige regioner	139

Kapittel 1

Innledning

Boligsektoren er sentral i enhver økonomi, samtidig som den utgjør en sentral del i de fleste menneskers liv. Boligkjøp er ofte det største enkeltkjøpet en husholdning foretar gjennom livsløpet, samtidig som boligformue utgjør størstedelen av formuen til gjennomsnittshusholdningen (NOU, 2002). Videre er boligmarkedet karakterisert av en rekke kjennetegn som sammen kompliserer økonomisk modellering. Disse kjennetegnene inkluderer blant annet at bolig er det mest varige konsumgodet av alle betydelige konsumgoder, at det både er et konsumgode og investeringsobjekt, samt at en bolig har en lang rekke egenskaper som gir nytte. I tillegg er markedet preget av både betydelige transaksjonskostnader og asymmetrisk informasjon mellom selger og kjøper (Anas & Arnott, 1989). På tross av disse utfordringene, er det nettopp empiriske modelleringer av boligmarkedet som gjennomføres i denne oppgaven.

Opgaven har en todelt problemstilling. For det første undersøkes hvilke faktorer som driver boligprisene i Norge på kort og lang sikt. Dette gjøres med oppdaterte data som dekker perioden fra første kvartal 1978 til og med første kvartal 2017. For det andre vil den forsøke å belyse hvilke faktorer som driver boligprisene på kort og lang sikt på regionnivå, og herunder undersøke forskjellene i effektene mellom regioner ved å benytte paneldata-metoder. Her vil de fire mest folkerike kommunene i Norge vektlegges, altså Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger¹. Den regionale analysen dekker perioden fra 2003 til 2017. Bakgrunnen for å analysere og sammenligne boligprisutviklingen på regionnivå er knyttet til at boliger er stedfaste objekter, slik at det kan være mer hensiktsmessig å studere boligmarkedet som sammensatt av flere regionale og lokale markeder, fremfor kun på aggregert nivå. Spesielt er dette viktig for å undersøke om de ulike markedene er kjennetegnet av ulik utvikling, og om faktorene som driver denne utviklingen er ulike på tvers av regionene. Dette er motivert av til dels store forskjeller i boligprisutviklingen i ulike regioner, og

¹I tillegg til at disse er de mest folkerike regionene, innebærer også den geografiske spredningen, og at det dermed til en viss grad finnes heterogenitet i den økonomiske utviklingen, at å fokusere på akkurat disse vil være hensiktsmessig fra et regionalt-komparativt perspektiv. I analysen for Stavanger inngår også de omliggende kommunene Rennesøy, Finnøy, Sola, Randaberg, Sandnes og Forsand. Dette skyldes at den regionale boligprisindeksen som utvikles av Eiendom Norge inneholder en samlet indeks for disse syv kommunene.

da spesielt på kort- og mellomlang sikt (Emblem et al., 2017). I forlengelsen av dette, og motivert av metoden anvendt i Oikarinen & Engblom (2014), undersøkes det altså her om elastisitetene i boligmarkedene er ulike. Dette åpner opp for å vurdere heterogen boligprisutvikling som ikke kun et resultat av ulik regional utvikling i fundamentale faktorer, men også som et resultat av ulikheter i elastisitetene mellom de respektive markedene. Den empiriske analysen legger i tillegg til grunn en feiljusteringsdynamikk i prisutviklingen, som følge av at en lang rekke bidrag har påvist at en slik mekanisme eksisterer på lang sikt i boligmarkedet (Oikarinen & Engblom, 2014). Oikarinen & Engblom (2014) påpeker i tillegg at blant annet heterogenitet i tomtetilgjengelighet og tomtepriser og ulike prisjusteringsmekanismer motiverer en slik regional-komparativ analyse².

De ovennevnte faktorene synes dermed å understreke denne oppgavens relevans. Videre kan tilstanden i boligmarkedet være en god indikator på tilstanden i økonomien forøvrig (Girouard & Blöndal, 2001; Grindaker, 2017). I forlengelsen av dette er det bred empirisk konsensus om at utviklingen i boligprisene har en ikke-triviell effekt på realøkonomien gjennom det private konsumet. Det historisk og komparativt høye gjeldsnivået i Norge innebærer således at et fall i boligprisene vil kunne ha betydelige realøkonomiske konsekvenser (Lindquist et al., 2017). Altså er forholdet mellom boligmarkedet og økonomien forøvrig preget av betydelig positiv samvariasjon. Dermed vil det å undersøke driverne av boligprisene, både på nasjonalt og regionalt plan, kunne gi viktig innsikt i hvilke faktorer som er sentrale for å forstå det som har skjedd i boligmarkedet, det som faktisk skjer i boligmarkedet på et gitt tidspunkt, samt for å forutse hva som vil skje i boligmarkedet i fremtiden. I forlengelsen av dette kan økonomien som helhet forstås bedre, noe som igjen vil kunne gi bedre forutsetninger for å planlegge, iverksette og evaluere økonomisk politikk både på det nasjonale og regionale planet.

Videre har boligprisutviklingen i Norge, og da spesielt i Oslo, vært preget av sterk vekst i en lengre periode. Denne tendensen snudde våren 2017, blant annet som følge av en ny boliglånsforskrift som begrenset husholdningenes mulighet til å ta opp lån til boligkjøp (Iversen, 2017; Mikalsen & Takla, 2017). Etter en periode med prisfall, indikerer Eiendom Norges prisstatistikk for april 2018 at prisene er på god vei tilbake til nivået for ett år

²En nærmere beskrivelse av de benyttede dataene og metodene fås i kapitlet om empirisk metode, samt i appendiks E. Denne analysen vil videre bli fundert i både teori og tidligere forskning på området, herunder boligprismodellene for det norske boligmarkedet i SSBs MODAG/KVARTS-modell, samt Jacobsen & Naug (2004) sin boligprismodell.

siden, da årsreduksjonen nå er nede i kun én prosent på nasjonalt plan. Selv med betydelig prisvekst også i enkelte andre regioner, har ikke disse opplevd den samme prisveksten som Oslo, noe som dermed har medført en mindre dramatisk korrigerings (Mikalsen & Takla, 2017). En slik prisutvikling har, ikke overraskende, ført til at boligmarkedet har kommet i mediens fokus. Dette på sin side kan ha bidratt til å øke bevisstheten i befolkningen om viktigheten av denne sektoren. Samtidig er det åpenbart at både eiere og potensielle kjøpere av bolig er opptatt av boligprisutviklingen. Oppgavens relevans synes således å strekke seg forbi den akademiske og faglige sfære, og inn i privatpersoners interessefelt.

1.1 Oppgavens struktur

Den videre oppgaven presenterer først, i kapittel 2, prisutviklingen i det norske boligmarkedet i perioden 1978-2017. Her vil også prisutviklingen i boligmarkedene i de fire utvalgte regionene presenteres. Deretter undersøkes relevant empirisk forskning og de to sentrale økonometriske boligprismodellene for norsk økonomi nevnt ovenfor. Etter dette, i kapittel 4, følger presentasjonen og diskusjonen av den økonometriske metoden og dataene som anvendes i oppgaven, noe som leder opp til den empiriske analysen som utføres og diskuteres i kapittel 5. Avslutningsvis, i kapittel 6, vil det oppsummeres og konkluderes³.

³Se forøvrig appendiks A for en enkel teoretisk introduksjon til prisdannelsen i boligmarkedet, samt en overordnet presentasjon av potensielle drivkrefter bak endringer i markedslukeveksten.

Kapittel 2

Nasjonal og regional boligprisutvikling

Dette kapitlet har til hensikt å presentere et overordnet bilde av boligprisutviklingen både nasjonalt og regionalt. Det vil fokuseres på de årene som dekkes av den empiriske analysen, altså 1978 til 2017 for landet som helhet, og 2003 til 2017 for regionene. Videre er det hensiktsmessig å påpeke at dette kapitlet fokuserer på sentrale utviklingstrekk i boligprisene, og ikke konkrete boligprisdrivere som sådan. Se forøvrig appendiks B for en diskusjon av den bredere økonomiske utviklingen og de politiske og institusjonelle rammen rundt boligmarkedet i denne perioden, samt en kort introduksjon til boligpolitikk, styringsorgansiering og skattesystemets relasjon til boligmarkedet.

2.1 Aggregert boligprisutvikling

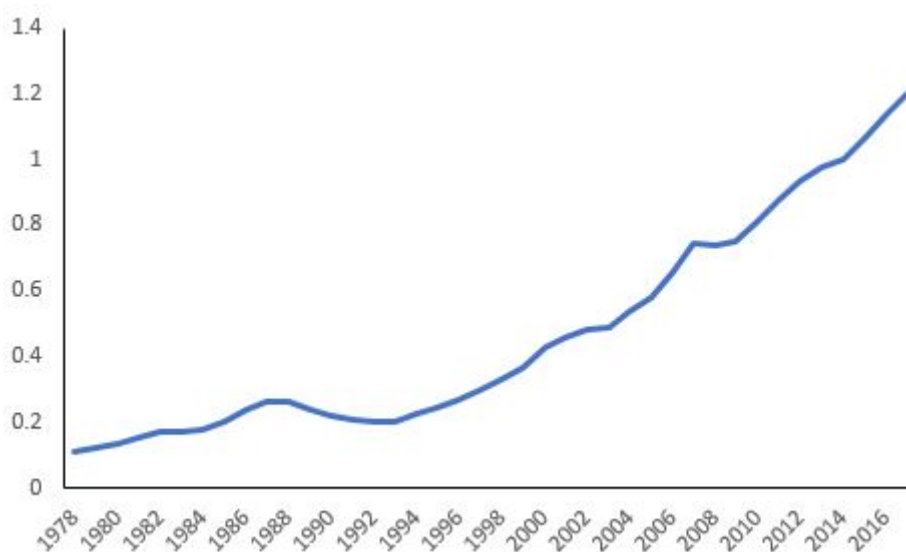
Boligprisene i Norge har steget jevnt i store deler av etterkrigstiden. Denne jevne økningen var spesielt fremtredende i perioden frem mot slutten av 1970-tallet, mens prisene i perioden etter dette har utvist langt større volatilitet (NOU, 2002). Denne prisutviklingen ble senest manifestert av den historisk sterke boligprisveksten som fant sted i Norge fra tidlig i 2016 til og med februar 2017, selv om det var betydelige regionale forskjeller i denne utviklingen (Emblem et al., 2017). Spesielt var forskjellene i boligprisutviklingen mellom Osloregionen og andre store byregioner markant. Denne heterogene boligprisutviklingen mellom regionene har også vært betydelig tidligere, noe som vil undersøkes nærmere i det påfølgende delkapitlet. Figur 2.1 illustrerer boligprisutviklingen for Norge i perioden fra første kvartal 1978 til første kvartal 2017¹.

Som det tydelig kommer frem i figur 2.1, har Norge opplevd en betydelig boligprisutvikling siden 1978². Frem til dette, sett fra krigens slutt, steg prisene relativt jevnt, noe som i betydelig grad må ses i sammenheng med de da rådende boligprisreguleringene og kreditt-rasjoneringen (NOU, 2009). Utviklingen videre var moderat i perioden mellom 1978 og

¹Se Takle (2012) for en diskusjon av konstrueringen av denne indeksen fra og med 1991. For perioden fra og med 1978 og til og med 1990 er indeksen et resultat av beregninger foretatt av Forskningsavdelingen i SSB. Boligprisindeksen vil også bli nærmere diskutert i kapittel 4 om data og empirisk metode.

²I figur 2.1 er det tatt gjennomsnitt av kvartalstall for å kvantifisere årlig prisnivå.

Figur 2.1: Aggregert boligprisutvikling: 1978-2017



Kilde: SSB

1993 sett under ett, mens den har vært svært kraftig i den etterfølgende perioden. Den oppadgående trenden i boligprisene har kun vært avbrutt av noen få perioder med avflating og prisfall, hovedsakelig knyttet til perioden med nedgangskonjunktur og bankkrise fra 1987 til 1993. I NOU (2002) fremheves videre volatiliteten i boligprisene på 1980-tallet, representert ved en kortere nedgangsperiode fra 1982 til 1984, og en kortere oppgangperiode fra 1984 til 1987. I årene etter 1994 har boligprisveksten kun vært avbrutt av korte perioder med moderat fall i prisene. Dette gjelder for årene 2002 og 2003, samt under den internasjonale finanskrisen fra 2008. Se forøvrig appendiks B for en diskusjon av de overordnede økonomiske og regulatoriske utviklingstrekkene i denne perioden.

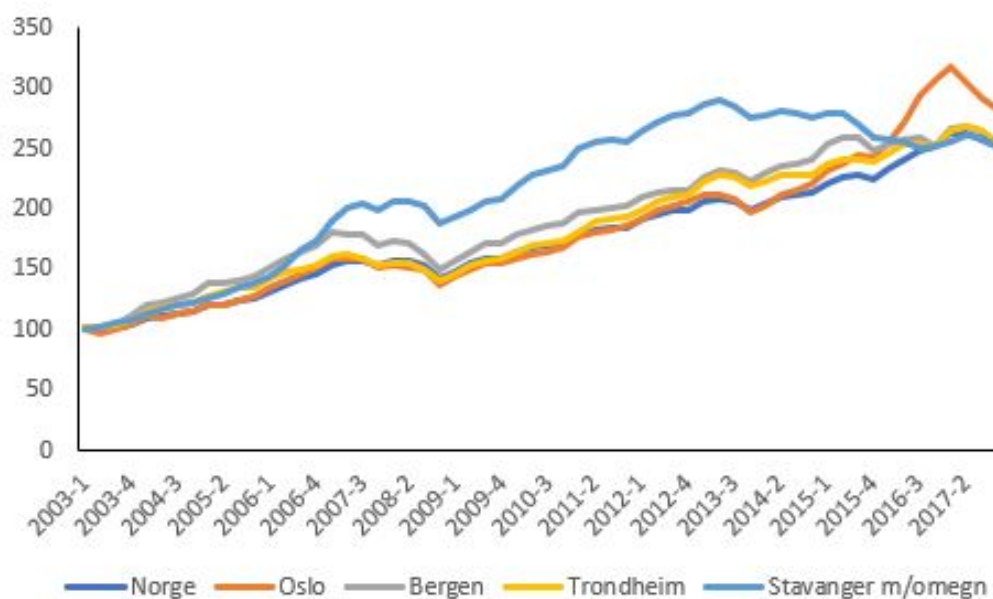
2.2 Regional boligprisutvikling

Den regionale boligprisutviklingen vil nødvendigvis være ulik den nasjonale. Dette vil bli belyst i det videre, med fokus på perioden fra 2003 til 2017. Figur 2.2 gir en komparativ oversikt over boligprisutviklingen i de fire regionene det fokuseres på i denne oppgaven for perioden fra 2003 til 2017, med den nasjonale utviklingen som referanse.

Som figur 2.2 illustrerer, har det vært en betydelig oppadgående trend i boligprisene for alle disse regionene³. Stavanger er den regionen som klart skiller seg ut fra de øvrige, med

³Grafen viser utviklingen i regionale prisindekser der det kontrolleres for en lang rekke egenskaper ved

Figur 2.2: Komparative boligpriser i Norge, 2003-2017



Kilde: Eiendom Norge

både et langt høyere, og langt mer volatilt boligprisnivå over store deler av den aktuelle perioden. Dette er åpenbart knyttet til denne regionens tilknytning til oljemarkedet⁴. For Oslo, Bergen og Trondheim har utviklingen i tidsdimensjonen i stor grad vært lik den nasjonale, men som også diskusjonen i innledningen påpekte, har både nivået på, og utviklingen i, prisene i Oslo den siste tiden vært unik. Dette kommer tydelig frem i figur 2.2. Altså synes både prisnivåene og prisutviklingen i disse regionene å være rimelig homogene, med unntak av de nevnte periodene med betydelige avvik for Stavanger og Oslo. SSBs regionale boligprisindeks for perioden mellom 2005 og 2017 viser omtrent de samme utviklingstrekkene, men med noe mer heterogen prisutvikling også for de øvrige regionene etter 2015⁵. Se forøvrig en grafisk presentasjon av denne i appendiks E, figur E.1.

Figur 2.2 viser altså prisutviklingen i såkalte storbyområder. Disse områdene kjennetegnes av faktorer som er relativt viktigere her enn i andre områder, spesifikt knyttet til

boligene. Dermed er det prisutviklingen på sammenlignbare boliger som studeres. Se forøvrig presentasjonen av de benyttede dataene i kapittel 4.

⁴Se appendiks E, figur E.12, for en grafisk representasjon av den betydelige samvariasjonen mellom oljeprisen, boligprisene og arbeidsledigheten i Stavangerregionen.

⁵Dette skyldes at denne indeksen er konstruert med 2015 som basisår.

reiseavstand innad i området og lokalisering av arbeidsplasser og boligområder (NOU, 2002). Her er hovedsakelig mønsteret at arbeidsplassene er lokalisert i eller nært sentrum, mens boligene i snitt ligger vesentlig lenger unna sentrumsområdene, noe som medfører betydelig pendling. Som følge av dette vil det være andre faktorer som er med på å forklare prisdannelsen i boligmarkedet her sammenlignet med mindre regioner. Dette inkluderer endringer i reisekostnader, altså endringer i summen av den direkte utgiften til pendling og transport og tidskostnaden ved pendlingen, samt den relative viktigheten av både miljømessige faktorer og trivsels- og trygghetsrelaterte faktorer, da disse kan antas å være mer betydelige i disse områdene (NOU, 2002). I tillegg kan det hevdes at lokaliseringen av flere konkrete aktivitetstilbud, samt av flere utdanningsinstitusjoner, gir en videre priseffekt i storbyområder. I forlengelsen av dette er det dermed ikke overraskende at boligprisutviklingen er sterkere i pressområder, som byer er, som følge av blant annet begrenset areal for nybygging, sammenlignet med mer spedtbygde strøk, der ofte fraflyttingen kan være betydelig (Emblem et al., 2017; NOU, 2011). Se forøvrig appendiks E, figur E.13-15, for et videre innblikk i de studerte regionene gjennom en grafisk representasjon av befolkningsutviklingen, befolkningstilveksten og størrelsen på befolkningen i alderen fra 19 til 34 i disse regionene.

Kapittel 3

Relevant litteratur og sentrale boligprismodeller

Dette kapitlet behandler sentrale bidrag i studiet av prisdriverne i boligmarkedet. Presentasjonen av disse bidragene vil være todelt, der første del ser nærmere på enkeltstående empiriske bidrag, og andre del undersøker de empiriske resultatene fra to konkrete boligprismodeller for det norske boligmarkedet. Dermed vil innholdet i dette kapitlet være avgjørende for den empiriske analysen i denne oppgaven, da ved at mange av de forklaringsfaktorene som blir presentert her, vil bli inkludert i denne analysen.

3.1 Relevante empiriske resultater

Det finnes en svært omfattende internasjonal empirisk litteratur på boligmarkedets virkemåte og tilknytning til den øvrige økonomien. Det norske boligmarkedet er derimot langt mindre empirisk kartlagt, selv om det også her finnes grundige empiriske studier, blant annet illustrert av de empiriske boligprismodellene som presenteres i neste delkapittel. I det følgende vil dermed de fleste siterte bidrag ha andre økonomier enn den norske som studieobjekt. På tross av dette fremstår de påviste sammenhengene som relevante for det norske tilfellet. En lang rekke empiriske studier har videre bygget konkrete boligprismodeller, slik som også denne oppgaven har til hensikt. Her varierer selvsagt den benyttede empiriske metoden. Tabellen i appendiks C gir en kortfattet oversikt over resultatene fra relevante empiriske studier¹.

Andrews et al. (2011) undersøker altså effekten av en betydelig mengde variabler på realboligprisene for opp mot 19 OECD-land². Som gjengitt i appendiks C, finner studien signifikante effekter av inntekten, nettoinnvandringen, den langsiktige realrenten, de reelle rentekostnadene og de reelle byggekostnadene. Poterba (1991) undersøker driverne av realboligprisene i 39 byregioner i USA. Studien finner signifikante effekter av inntekt per innbygger, byggekostnader og prisen på jordbruksomter. Samtidig finner studien at

¹Utover kildene gjengitt i appendiks C og de refert til i den etterfølgende diskusjonen, henvises den ivrige leser til oversiktene gitt i Girouard et al. (2006), Leung (2004) og Piazzesi & Schneider (2016).

²Antall land avhenger av hvilken spesifisering som legges til grunn. Her gjengis resultatene fra den mest omfattende modellen.

etterspørselsendringer som følger av at alderssammensetningen i befolkningen endrer seg ikke har en signifikant effekt på boligprisutviklingen. I Capozza et al. (2002) estimeres en enkel steady-state regresjon, med antatte fundamentale faktorer som forklaringsvariabler, for realboligprisene i 62 amerikanske byregioner. I den forbindelse avdekkes signifikante effekter av blant annet inntekten, samt størrelsen på, og endringen i, befolkningen og byggekostnadene. Videre undersøker Barot & Yang (2002) driverne av realboligprisene på kort og lang sikt i Sverige og Storbritannia, med kvartalsdata fra 1970 til 1998. I appendiks C gjengis kun resultatene fra Sverige, da disse anses som mest relevante for det norske tilfellet. Modellen er estimert med en avhengig variabel i fjerdedifferanse for blant annet å fjerne årstidsvariasjoner. I både korttids- og langtidsdynamikken inkluderes laggede avhengige variabler. På kort sikt er blant annet variablene for husholdningenes gjeld, befolkningsstørrelsen, sysselsettingen og de lange rentene signifikante. På lang sikt er boligmassen, husholdningenes netto finansielle formue og husholdningenes gjeld, alle som andel av realdisponibel inntekt, signifikante. I tillegg er den langsiktige realrenten etter skatt signifikant på lang sikt.

Meen (2002) studerer driverne av realboligprisene i Storbritannia og USA. Appendiks C rapporterer funnene fra Storbritannia, da dette synes å ha størst relevans for det norske tilfellet. Feilkorreksjonsmodellen som estimeres inneholder signifikante effekter av blant annet en lagget avhengig variabel, lagget effekt av reell brutto finansiell formue, lagget effekt av størrelsen på den selveide boligmassen, effekten av ulike variabelvarianter for den realdisponible inntekten, samt realrenten etter skatt. I Holly & Jones (1997) undersøkes utviklingen i realboligprisene i Storbritannia over hele perioden fra 1946 til 1994. I den estimerte feiljusteringsmodellen inngår signifikante effekter av blant annet den laggede avhengige variabelen, ulike mål på realinntekten, andelen av befolkningen mellom 20 og 29 år, belåningsgraden, og ulike spesifikasjoner for realrenten. Den andredifferensierte variabelen for boligmassen er ikke signifikant ved 10-prosentsnivået. I Knudsen (1994) utarbeides en boligprismodell for bruk i en aggregert modell for den danske økonomien. Den avhengige variabelen er her endringen i boligprisene. Modellen inkluderer blant annet den signifikante effekten av inntekten (målt som størrelsen på det private konsumet) og den laggede, signifikante, effekten av boligmassen, i tillegg til en lagget avhengig variabel. Studien av driverne av finske boligpriser i Koskela et al. (1992) finner at boligprisnivået, som andel av disponibel inntekt, blir signifikant påvirket av realrenten, andelen av befolkningen mellom 20 og 29 år og den laggede effekten av belåningsgraden. Den realdisponible

inntekten har ikke en selvstendig signifikant effekt i denne empiriske modelleringen. Modellen inkluderer også en lagget avhengig variabel. Malpezzi (1999) undersøker boligprisutviklingen i 133 byregioner i USA i perioden fra 1979 til 1996. Studien estimerer først en likevektssammenheng for boligprisene, som andel av inntektene, før denne benyttes i en modell for endringene i realboligprisene. Modellen gir signifikante effekter av blant annet et mål på avviket fra den estimerte likevekten, realinntekten, befolkningsendringer og boliglansrenten. Til slutt presenterer appendiks C et utdrag av resultatene i Abraham & Hendershott (1994). Denne modellen for boligprisutvikling er basert på et datasett for 30 amerikanske byer i perioden fra 1977 til 1992. Studien finner en signifikant effekt av konstruksjonskostnader, sysselsetting, inntekt, realrente, i tillegg til en signifikant effekt av et mål på det lokale prisavviket, samt av den laggede avhengige variabelen.

Se videre Girouard et al. (2006) for en oversikt over sentrale empiriske bidrag fra perioden rundt 2006³. Her vektlegges spesielt ulike studiers resultater knyttet til effekten av den realdisponible inntekten, realrenten og boligmassen, samtidig som også andre potensielle drivkrefter i boligmarkedet presenteres. Dette inkluderer effekten av formue, arbeidsledighet, demografiske faktorer⁴, prisforventninger⁵, kreditt (gjeldsnivå)⁶, konsumprisindekser, aksjeindekser (aksjepriser)⁷, konstruksjonskostnader, befolkningsvekst/nettoinnvandring⁸,

³Videre kan empiriske boligprismodeller, der effekten av en lang rekke faktorer undersøkes, også finnes i DiPasquale & Wheaton (1994), Oikarinen & Engblom (2014), Malpezzi (1996), Potepan (1996), Jud & Winkler (2002), Hort (1998), Nneji et al. (2013), Brown et al. (1997), Reichert (1990), Case & Mayer (1996), Adams & Füss (2010), Zhang (2013), Pain & Westaway (1997), Arestis & González (2013) og Englund & Ioannides (1997). I tillegg gir Tsatsaronis & Zhu (2004) og Sutton (2002) empirisk innsikt i potensielle boligprisdrivere.

⁴Se blant annet Lindh & Malmberg (2008) for en studie av effekten av den relative størrelsen på ulike aldersgrupper på boligprisene i Sverige. Den empiriske studien i Mankiw & Weil (1989) var blant de første til å se på denne sammenhengen, og her ble det funnet en sterk effekt av alderssammensetningen i befolkningen på boligprisene i USA. Dette resultatet ble deretter lagt til grunn for en spådom om fallende boligpriser i tiårene fremover, noe som ikke har slått til. Dette resultatet ble i tillegg utfordret av motstridende funn i andre studier, blant annet i DiPasquale & Wheaton (1994) og Engelhardt & Poterba (1991).

⁵Se blant annet Harris (1989).

⁶Se Anundsen & Jansen (2011) for en empirisk studie av samvariasjonen mellom kreditt- og gjeldsøkning og boligprisene i Norge. Oikarinen (2009) undersøker den tilsvarende sammenhengen i Finland.

⁷Se Borio & McGuire (2004).

⁸Nordbø (2013) ser på effekten av innvandring for Norge, og finner at denne på kort sikt trolig vil gi økte boligpriser. Samtidig konkluderes det med at det ikke finnes empirisk grunnlag for å hevde at

befolkningsstørrelse, bruttonasjonalprodukt og rentespredningen⁹.

På regionnivå er effektene knyttet til priseksternaliteter, eller prisspredning mellom regioner, empirisk studert i blant annet i Oikarinen (2005). Denne studien dekker det finske tilfellet, og har fokus på kausalitetsretningen for prisspredningen mellom sentrale og mer perifere regioner. Se forøvrig de empiriske studiene i Meen (1999) og Cook (2005) for en undersøkelse av de samme type effektene i Storbritannia. Avslutningsvis i denne oversikten er det verdt å nevne at bredere samfunnsmessige utviklingstrekk, slik som for eksempel i kriminalitetsnivået, også kan ha en effekt på boligprisene. Pope & Pope (2012) viser i denne sammenheng hvordan den omfattende, nasjonale reduksjonen i kriminalitet i USA på 1990-tallet hadde en selvstendig, positiv effekt på boligpriser over hele landet.

3.2 Empiriske boligprismodeller for det norske boligmarkedet

3.2.1 MODAG/KVARTS

Dette delkapitlet fokuserer på boligmarkedskomponenten i MODAG/KVARTS-modellene for norsk økonomi¹⁰. Presentasjonen av den implementerte relasjonen for boligpriser¹¹ gjøres her, mens gjennomgangen av det teoretiske rammeverket og ligningene som danner grunnlaget for den empiriske modelleringen av boligprisene gjøres i appendiks D.

Den implementerte boligprisrelasjonen

I MODAG/KVARTS er det kun prisen på brukte selveierboliger (PBS) som modelleres av økonomiske metoder, og det antas i den faktiske modelleringen at den implementer-

innvandringen isolert sett har gitt økte boligpriser i Norge. Se videre referansene i artikkelen for lignende studier i andre europeiske land.

⁹Definert som avviket mellom korte og lange renter.

¹⁰MODAG og KVARTS er makroøkonomiske modeller for norsk økonomi og benyttes til framskrivinger og politikkanalyser på kort og mellomlang sikt. Begge er utviklet i Statistisk sentralbyrå. Hovedforskjellen mellom de to disaggregerte modellene er at MODAG baserer seg på årlige data, mens KVARTS baserer seg på kvartalsvise data (SSB, 2018). Dette delkapitlet følger i betydelig grad fremstillingen i Boug & Dyvi (2008).

¹¹Estimeringen av disse relasjonene er basert på data fra perioden mellom 1986 og 2005.

te boligprisligningen angir en langsiktig boligprisrelasjon. Med bakgrunn i de betydelige tilpasningstregghetene i boligmarkedet estimeres boligprismodellen som en feiljusteringsmodell. Resultatet er følgende ligning¹², der de reelle boligprisene bestemmes av realinntekten, realrenten etter skatt og boligkapitalen:

$$(3.1) \quad pbs - pc = konstant + 1.62 \cdot (rc - pc) - 11.59 \cdot RRT - 0.62 \cdot k_{83}$$

Her er altså PBS en indeks for prisene på brukte selveierboliger, RC er husholdningenes disponible inntekt, RRT er realrente etter skatt og K_{83} er samlet boligkapital målt i faste priser. Ligningen for realrenten etter skatt (RRT) er videre gitt i appendiks D, og denne avhenger av gjennomsnittlig lånerente, marginal inntektsskatt, samt konsumprisindeksen. Realrenten etter skatt inngår altså på nivåform. Som følge av log-lineariseringen tolkes koeffisientene for $(rc - pc)$ og k_{83} som langsiktige elastisiteter, samtidig som koeffisienten for RRT har tolkning som en langsiktig semi-elastisitet.

Det følger av denne empiriske relasjonen at den reelle bruktboligprisen er homogen av grad 1 i boligkapital og realinntekt kombinert. Det innebærer at når både boligkapitalen og realinntekten øker med én prosent, så øker den reelle bruktboligprisen med én prosent. Realrenten har samtidig en betydelig effekt på bruktboligprisen. Øker realrenten med ett prosentpoeng reduseres den reelle boligprisen med omtrent 11.5 prosent på lang sikt.

3.2.2 Boligprismodellen i Jacobsen & Naug (2004)

Denne modellen dekker sentrale deler av boligmarkedet, samtidig som den fremstår som forholdsvis enkel. Modellen legger også størst vekt på boformålet, fremfor investeringsmotivet, i etterspørselen etter boliger, da det antas at den førstnevnte komponenten er av klart størst betydning. Det teoretiske fundamentet for denne boligprismodellen finnes også i appendiks D. Her inngår ligninger for, og diskusjon av, den teoretiske etterspørselsfunksjonen som legges til grunn, samt ligninger for bokostnaden og den disponible realinntekten, noe som leder frem til en teoretisk ligning for boligprisene.

¹²Det antas at relasjonene kan tilnærmes med en log-lineær transformering (små bokstaver), samtidig som de nominelle størrelsene gitt av PBS og RC er omgjort til reelle ved å benytte nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum (PC). Konsumprisindeksen (KPI) inngår også i ligningen gjennom relasjonen for realrenten etter skatt.

En empirisk modell for boligprisene

Når den teoretiske modellen anvendes på faktiske data for perioden fra andre kvartal 1990 til første kvartal 2004, finner forfatterne at de viktigste faktorene for å forklare boligprisene er rente, nybygging, arbeidsledighet og husholdningenes inntekter¹³. Dette resultatet bygger på en empirisk modellformulering som følger av det teoretiske rammeverket presentert i appendiks D. I tillegg til den modellen som presenteres i ligning (3.2), rapporterer også forfatterne å ha undersøkt effektene av en lang rekke andre potensielle boligprisdrivere, herunder KPI (justert for avgifter og uten energivarer, KPI-JAE), ulike mål på realrenten etter skatt, tilbakedatert vekst i boligprisene, husholdningenes gjeld, totalbefolkningen, andel av befolkningen i alderen 20–24 og 25–39 år, samt ulike mål på flytting/sentralisering.

Den empiriske boligprismodellen med best føyning i Jacobsen & Naug (2004) er gitt på følgende måte¹⁴:

$$\begin{aligned}
 (3.2) \quad \Delta \text{boligpris}_t &= \underset{(1.94)}{0.12} \Delta \text{inntekt}_t - \underset{(7.04)}{3.16} \Delta (\text{RENTE} \cdot (1 - \tau))_t \\
 &- \underset{(3.27)}{1.47} \Delta (\text{RENTE} \cdot (1 - \tau))_{t-1} + \underset{(3.09)}{0.04} \text{FORV}_t - \underset{(5.69)}{0.12} [\text{boligpris}_{t-1} + \underset{(2.54)}{4.47} (\text{RENTE} \cdot (1 - \tau))_{t-1} \\
 &+ \underset{(3.48)}{0.45} \text{ledighet}_t - \underset{(8.63)}{1.66} (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + \underset{(3.42)}{0.56} + \underset{(3.35)}{0.04} S1 + \underset{(1.80)}{0.02} S2 + \underset{(0.73)}{0.01} S3
 \end{aligned}$$

Her forklares altså en prisindeks for brukte boliger av RENTE, som er bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, τ , som er marginalsattesats for kapitalinntekter og -utgifter (0.28 fra og med 1992), FORV, definert som $(E-F) + 100(E-F)$, der E er en indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi¹⁵ og F er andelen av E som kan forklares av utviklingen i rente og ledighet¹⁶. Videre er ledighetsvariabelen lik arbeidsledighetsrate, inntektsvariabelen gir samlet lønnsinntekt i økonomien, variabelen for boligmasse er boligmassen målt i faste priser og Si er en dummyvariabel som er lik 1

¹³Estimeringsmetoden som anvendes er minste kvadraters metode (OLS).

¹⁴Absolutte t-verdier er oppgitt i parentes under estimatene. R^2 er lik 0.8773.

¹⁵Dette er en forventningsindikator, basert på fem spørsmål som alle omhandler husholdningens og nasjonens økonomiske fortid og fremtid, der intervjuene gjennomføres av Kantar TNS, og som utgis som et samarbeidsprosjekt mellom Finans Norge og Kantar TNS.

¹⁶Beregnet fra en estimert modell for forventningsindikatoren.

i kvartal i , null ellers¹⁷.

Dette er altså en empirisk feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene. Her gir altså uttrykket i klammeparentesen et mål på avviket mellom boligprisen forrige kvartal og en estimert langtidssammenheng mellom denne boligprisen, renten, ledighetsraten, lønnsinntektene og boligmassen. Her angir koeffisienten på -0.12 den prosentvise reduksjonen i boligprisen i kvartal t som følger av at boligprisen i kvartal $t-1$ ligger én prosent over den estimerte langtidslievekten, og omvendt, gitt at alle andre forhold holdes konstante. Øvrige variable angir korttidseffekter.

Den kortsiktige effekten på boligprisen av inntekten er på 0.12 prosent, og på lang sikt er inntektselastisiteten på 1.66 prosent. Det å utelate boligmasse fra modellen gir en inntektselastisitet på lang sikt som ikke er signifikant forskjellig fra én, noe som er et vanlig resultat i modeller der boligmassen eller andre tilbudssideforhold ikke inngår. Da det pålegges samme effekt, men motsatt fortegn for langtidseffekten av boligmassen, er langtidselastisiteten for denne (-)1.66 prosent¹⁸. Videre gir modellen en korttidseffekt av bankenes utlånsrente etter skatt på (-)3.16. På lang sikt er denne effekten omtrent (-)4.47 prosent¹⁹. Videre er effekten av ledighetsraten på (-)0.45 på lang sikt, og Jacobsen & Naug (2004) rapporterer at boligpristilpasningen til endringer i denne skjer sakte. Effekten av forventningene på boligprisene er positiv, samtidig som den også er sterkt korrelert med både rentenivået og arbeidsledighetsraten, som inngår som forklaringsvariable²⁰. Samtidig er ikke denne effekten av betydelig størrelse, slik at boligprisene primært blir påvirket av store forventningssjokk²¹.

Denne studien undersøker også effekten av ulike markedsrenter, da blant annet femårsrenten, samt effekten av gjeld og av flytting og demografiske forhold som helhet, uten å finne signifikante resultater²².

¹⁷Se kildehenvisningene på side 235 i Jacobsen & Naug (2004) for en oversikt over datakildene til de inkluderte variablene.

¹⁸Modelleringen skyldes at disse variablene er sterkt korrelerte når de er sesongjusterte, noe som vanskeligjør identifisering av de separate effektene når disse inngår som selvstendige variabler.

¹⁹På kort sikt påvirker renteendringer husholdningenes forventninger i betydelig grad. Høyere renter kan dermed potensielt innebære at husholdninger utsetter boligkjøp, slik at boligprisene faller mer på kort og mellomlang sikt enn på lang sikt.

²⁰Med bakgrunn i dette er forventningsindikatoren korrigert for effekter av rente og ledighet gjennom en separat ligning for forventningene.

²¹Hvis forventningsvariabelen endres lite, kan dettes skyldes støy i dataene.

²²Det vil likevel være en indirekte effekt av demografiske endringer da disse endrer de aggregerte

Denne oversikten har presentert empiriske studier som har fokusert på makroøkonomiske drivere av boligprisene. Effekter av faktorer som sørger for prisvariasjoner mellom enkeltboliger²³ er utelukket da disse kontrolleres for i kalkuleringen av boligprisindeksene, som altså måler prisutvikling på sammenlignbare boliger. I den observerte boligprisutviklingen er det altså kontrollert for kvalitetsendringer. Oversikten over har samtidig understreket behovet for både en oppdatert studie av driverne av boligprisene på nasjonalt nivå, samtidig som det også er tydelig at fraværet av studier på regionalt nivå kan være problematisk. I den regionale paneldataanalysen i denne oppgaven er det dermed kun bidraget i Oikarinen & Engblom (2014) som vil bli anvendt som metodisk referanse. Denne studien er på 14 finske byer, og undersøker om det finnes regionale forskjeller i en såkalt momentum-effekt, målt som effekten av prisendringen forrige periode på dagens prisendring, i prisjusteringsparameteren som returnerer prisene til et gitt fundamentalnivå, samt i boligprisenes inntektselastisitet. Denne studien anvender en GMM-metode for estimering. I denne studien rapporteres det om begrensede regionale forskjeller i justeringsparametrene, samt for de kortsiktige effektene av realinntekten per innbygger, befolkningen og realrenten etter skatt, men mer betydelige forskjeller i korttidseffekten av endringer i boligmassen. Studien finner også betydelige regionale forskjeller i momentums-effekten, i tillegg til at den langsiktige inntektselastisiteten i betydelig grad varierer mellom regionene, der elastisiteten generelt øker i styrke med bystørrelsen.

lønnsinntektene i økonomien, og denne variabelen inngår i den empiriske ligningen. Samtidig endres de fleste demografiske størrelser sakte, noe som vanskeliggjør identifiseringen av effektene av disse når estimeringsperioden er relativt kort.

²³For eksempel knyttet til størrelse, alder, antall rom og kvalitet. I tillegg er blant annet nabolagseffekter og skoledistrikt potensielt prisbestemmende for enkeltboliger.

Kapittel 4

Data og empirisk metode

Samtlige analyser som gjennomføres i denne oppgaven anvender minste kvadraters metode (OLS)¹. I konstruksjonen av nasjonale boligprismodeller er denne metoden anvendt på tidsseriedata for perioden fra første kvartal 1978 til første kvartal 2017, samtidig som metoden er anvendt både på tidsserie- og paneldata i regionalanalysen, da for perioden fra første kvartal 2003 til siste kvartal 2017. Både de nasjonale og regionale modellene er feiljusteringsmodeller (ECM), noe som innebærer at begge inneholder en parameter som måler effekten på dagens boligpris av at forrige periodes boligpris avviker fra en estimert fundamental verdi. Videre er paneldatametoder anvendt i den regionale analysen for å kunne formelt teste for regionale forskjeller i effektene av et utvalg potensielle boligprisdrivere, noe som er sentralt for å være i stand til å besvare denne delen av problemstillingen. I det påfølgende delkapitlet presenteres og gjennomgås disse anvendte metodene, i tillegg til at også benyttede tester presenteres og diskuteres. Etter dette følger en presentasjon av de dataene som er anvendt, før egenskaper og potensielle utfordringer ved disse diskuteres og benyttede empiriske spesifikasjoner gjennomgås.

4.1 Statistisk teori og anvendt metode

Denne fremstillingen innledes av en diskusjon av de nært tilknyttede temaene stasjonaritet, kointegrasjon og feiljusteringsmodeller (ECM), i tillegg til at også ”fixed effects”-estimering presenteres. Dette er konsepter som er viktig for å underbygge den modelleringen og estimeringen som presenteres i neste kapittel.

¹Denne metoden innebærer altså en minimering av residualkvadratsummen i konstruksjonen av parameterestimater. Når OLS anvendes på data, der intensjonen er å forklare én avhengig variabel basert på informasjonen i et gitt antall uavhengige variabler, velges dermed samtlige parameterestimater slik at den kvadrerte summen av avvik mellom den lineære regresjonslinjen og enkeltobservasjonene til den avhengige variabelen gjøres minst mulig. På den måten gir OLS-estimaterne estimerte verdier på den avhengige variabelen som, for alle faktiske verdier på den avhengige variabelen, kombinert gir den lineære sammenhengen som i gjennomsnitt avviker minst fra de faktiske verdiene. En mer omfattende diskusjon av OLS er ikke hensiktsmessig i denne oppgaven, og det henvises derfor til fremstillingen i Wooldridge (2015) for en mer helhetlig behandling av denne metoden.

4.1.1 Stasjonaritet, kointegrasjon, feiljusteringsmodeller og ”fixed effects”-estimering

I karakteriseringen av en tidsseries stasjonaritetsegenskaper skilles det mellom svak og sterk stasjonaritet. Sterk stasjonaritet for en stokastisk prosess innebærer blant annet at den samlede sannsynlighetsfordelingen for en del av denne serien, for eksempel mellom periode t_1 og t_m , er den samme som den samlede sannsynlighetsfordelingen for delserien mellom t_1+h og t_m+h , for alle hele tall $h \geq 1$. Altså innebærer sterk stasjonaritet at alle verdiene i en serie er identisk fordelt. Kriteriene for at en serie skal være svakt stasjonær er noe mindre strenge enn disse. En prosess er svakt stasjonær hvis både gjennomsnittet, variansen og autokovariansen er upåvirket av hvor i serien man vurderer disse (Enders, 2014). Altså er gjennomsnittet, gitt av ligning (4.1), og variansen, gitt av ligning (4.2), for en svakt stasjonær serie den samme om man vurderer dette på tidspunkt t eller $t+h$, der h er et arbitrært nummer. Samtidig vil autokovariansen, gitt av ligning (4.3), mellom to verdier i serien være lik, gitt at disse har lik avstand i tidsdimensjonen, uansett hvor i serien man vurderer dette. Disse konseptene kan uttrykkes formelt på følgende måte for alle t og s som²:

$$(4.1) \quad E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$$

$$(4.2) \quad E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$$

$$(4.3) \quad E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$$

Altså utelukker ikke konseptet om svak stasjonaritet at autokovariansene, og dermed autokorrelasjonene, avhenger av avstanden i tid mellom to komponenter i en serie, men snarere at denne avstanden er det eneste som påvirker størrelsen på disse. Det er konseptet om svak stasjonaritet som legges til grunn for den videre diskusjonen i dette kapitlet, samt i de empiriske analysene i neste kapittel.

² μ , σ_y^2 og γ_s er alle konstanter.

Variabelstasjonaritet er sentralt for å kunne gjennomføre gode og troverdige analyser med OLS. Dette er spesielt knyttet til at hvis forutsetningen om stasjonaritet ikke er gjeldende, så vanskeliggjør dette mulighetene for å avdekke kausale sammenhenger mellom variabler. Når en multippel regresjonsmodell anvendes på tidsseriedata, er det dermed nødvendig å anta stasjonaritet i de underliggende seriene slik at koeffisientene er stabile over tiden (Wooldridge, 2015). Benyttes ikke-stasjonære tidsserier i en regresjonsanalyse kan dette altså medføre villedende resultater, også kjent som spuriøs regresjon. Dette problemet kan illustreres av tilfellet der det gjennomføres en enkel regresjon med to ikke-stasjonære variable som begge kan uttrykkes på formen:

$$(4.4) \quad y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Denne modellen er kjent som en ren ”random walk” (RW)-modell hvis $a_1 = 1$, og den er et spesialtilfelle av standardmodellen for å modellere serier som inneholder stokastiske trender³. RW-modellen uttrykker at endringer i y skjer som følge av fullstendig tilfeldig innovasjon i det stokastiske restleddet ε_t , der ε_t er null i gjennomsnitt og uavhengig av y_{t-1} . En slik prosess har et tidsfast gjennomsnitt, men en tidsvarierende varians, og dermed også varierende kovarianser og korrelasjoner, slik at den ikke er stasjonær. Ikke-stasjonære serier er kjent som enhetsrotprosesser, der antall enhetsrøtter indikerer integreringsordenen til serien. En prosess som inneholder én enhetsrot denoteres $I(1)$, og medfører videre at førstedifferansen til en slik serie er stasjonær. Gjennomføres en enkel regresjon mellom to uavhengige $I(1)$ -serier, der det er sikkert at det ikke finnes noen reell kausal sammenheng, vil dette ofte resultere i et signifikant resultat. I tillegg vil determinasjonskoeffisienten R^2 , som måler forklart variasjon i den avhengige variabelen i modellen, være stor med en høy sannsynlighet (Wooldridge, 2015). Dette er kjent som spuriøs regresjon, og det er åpenbart fra diskusjonen ovenfor at det er svært problematisk å konkludere på bakgrunn av regresjoner gjennomført med ikke-stasjonære variable. For å undersøke om en prosess faktisk inneholder en enhetsrot, og dermed trengs å differensieres før den kan benyttes i en regresjon, benyttes hovedsakelig Dickey-Fuller tester (DF-tester). En slik DF-test går ut på å teste en hypotese om $a_1 = 1$ i ligning (4.4), og kan gjennomføres både for en ren

³Denne standardmodellen er gitt som (4.4), i tillegg til et konstantledd a_0 , som indikerer den deterministiske trenden i serien. Denne modellen er kjent som en ”random walk plus drift”. Den forenklete RW-modellen utelukker altså denne deterministiske komponenten.

RW-modell, samt utvidelser av denne der et konstantledd og potensielt en lineær tidstrend inkluderes. For å forenkle testingen av hypotesen om $a_1 = 1$ i (4.4) kan denne ligningen omformes ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider:

$$(4.5) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Der altså $\gamma = a_1 - 1$. Altså er det å teste hypotesen $a_1 = 1$ ekvivalent med å teste hypotesen $\gamma = 0$ med en standard t-test. Denne forenklede versjonen kan utvides ved å inkludere laggede differanser:

$$(4.6) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Det er denne siste versjonen av testen som blir anvendt i denne oppgaven (ADF-test). Videre inkluderer estimeringene i den senere analysedelen både korttidseffekter, gitt av differensierte, og dermed også stasjonære, variabler, og langtidssammenhenger basert på kointegrasjon. Dermed kreves det også en kort gjennomgang av kointegrasjon, og i forlengelsen av dette, feilkorreksjonsmodeller ("error-correction models" (ECM)).

Kointegrasjon innebærer at det finnes en langtidssammenheng mellom variabler med felles stokastiske trender (Enders, 2014). For at to variabler skal være kointegrerte krever dette at disse er integrerte av samme orden, og dermed at de inneholder det samme antallet enhetsrøtter. En lineær kombinasjon av to kointegrerte variabler vil være stasjonær, noe som dermed tilsier at en slik lineær kombinasjon vil kunne bli anvendt direkte i en regresjonsanalyse på lik linje med selvstendige stasjonære variabler. Den velkjente Engle-Granger-metoden for å teste for og anvende kointegrerte sammenhenger undersøker innledningsvis, etter å ha testet for variablenes integrasjonsorden, langtidssammenhengen mellom to potensielle kointegrerte variabler ved å estimere en enkelt regresjon på formen:

$$(4.7) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$$

Deretter undersøkes stasjonariteten til restleddet fra denne regresjonen ved å gjennomføre en standard ADF-test. Bakgrunnen for å undersøke denne følger av at restleddet måler

størrelsen på det estimerte avviket fra langtidslikevekten, slik at hvis denne restleddsprosessen blir funnet å være stasjonær, kan det konkluderes med at de to variablene, her denotert y og z , er kointegrerte av orden $CI(1,1)$. Engle-Granger-metoden innebærer også en estimering av feiljusteringsmodeller og nøye vurderinger av hvor godt disse fungerer, men disse trinnene gjengis ikke her da de ikke anvendes i de senere analysene. Isteden anvendes en simultan estimering av både korttids- og langtidskoeffisienter⁴ i ligninger gitt generelt på formen:

$$(4.8) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + \delta(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t$$

I de faktiske analysene gjennomført i denne oppgaven inkluderes ikke en lagget avhengig variabel slik som i (4.8), samtidig som det inkluderes både flere korttids- og langtidseffekter⁵. I en slik formulering måler altså parameteren δ størrelsen på endringen i den avhengige variabelen i den inneværende perioden som følge av at den avhengige variabelen avviker fra sitt estimerte langsiktige likevektsnivå forrige periode. Er denne lav i absoluttverdi tyder det på at justeringen skjer sakte, altså at det finnes betydelig persistens i tilpasningen, samtidig som en høy absoluttverdi indikerer rask tilpasning. For at det faktisk skal finnes en feiljusteringsmekanisme, krever dette at $\delta > 0$ hvis $y_{t-1} < \beta x_{t-1}$ og tilsvarende at $\delta < 0$ hvis $y_{t-1} > \beta x_{t-1}$. Når estimeringen av ligning (4.8) skjer i ett steg må de faktiske langtidssammenhengene kalkuleres separat ved at koeffisientestimatene for de variablene som inngår i langtidssammenhengen deles på den estimerte justeringsparameteren. Dette følger av at når estimeringen gjøres i ett steg blir langtidskoeffisientene gitt av βx_{t-1} , slik at disse må deles på δ for å kunne inngå i langtidssammenhengen. Samtidig kan det innvendes at en slik formulering ikke i tilstrekkelig grad undersøker om det faktisk finnes en langtidssammenheng basert på kointegrasjon mellom de inkluderte variablene. Validiteten til de implementerte langtidssammenhengene i denne oppgaven undersøkes dermed nærmere ved å anvende Engle-Granger-metodikken diskutert ovenfor.

I denne oppgaven gjennomføres også en formell komparativ analyse av boligprisdrivere i de fire største norske regionene. Dette gjøres ved bruk av paneldatametoder og ”fixed

⁴Der inkluderingen av langtidseffektene legger til grunn at det finnes en langtidssammenheng mellom boligprisene og disse.

⁵Således kan både koeffisientene og variablene denotert av $\gamma_0(\Delta)x_t$, $\gamma_1(\Delta)x_{t-1}$ og βx_{t-1} tillegges tolkningen som vektorer som inneholder flere ulike regressorer og deres tilhørende koeffisienter.

effects” (FE)-estimering, noe som begrunnes med mulighetene paneldata gir når det kommer til å kontrollere for såkalt uobserverbar heterogenitet mellom regionene⁶, samt muligheten til å mer formelt sammenligne koeffisientestimat på tvers av regioner. I paneldata-analysen inkluderes regionspesifikke dummyer, noe som er en helt ekvivalent estimeringsstragi som FE-formuleringen. Wooldridge (2015) illustrerer metoden fra en initiell ligning gitt på formen:

$$(4.9) \quad y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it}, t = 1, 2, \dots, T.$$

Der a_i er den tidsfaste individspesifikke, uobserverbare komponenten. Trekkes det individspesifikke gjennomsnittet fra alle variable, vil denne uobserverbare komponenten forsvinne, slik at det som gjenstår er:

$$(4.10) \quad y'_{it} = \beta_1 x'_{it1} + \beta_2 x'_{it2} + \dots + \beta_k x'_{itk} + u'_{it}, t = 1, 2, \dots, T.$$

Der $y'_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, og tilsvarende for x' og u' . Dette er også kjent som en ”within”-transformasjon da all ren tverrsnittsvariasjon elimineres. Etter transformasjonen kan ligning (4.10) estimeres med såkalt ”pooled OLS”, der alle gjenstående observasjoner for alle regioner utnyttes.

4.1.2 Autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet

Videre gjennomføres det spesifikke tester i forbindelse med analysene i denne oppgaven. Mer spesifikt gjelder dette tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet i restleddene. Autokorrelasjon, som medfører at standardformlene for koeffisientenes varians ikke lenger er gyldige, og dermed at t- og F-tester ikke er gyldige, undersøkes ved en enkel F-test i en autoregressiv modell av 4. orden i de regionale analysene, og en modell

⁶Dette innebærer tidsfaste, individspesifikke og ofte uobserverbare faktorer som er utelatt fra regresjonen, og som er korrelert med de inkluderte faktorene, noe som generelt vil gi skjeve estimatorer når OLS anvendes direkte. I en regionalspesifikk boligprisligning kan slike faktorer for eksempel være areal og lokale boligmarkedsreguleringer (gitt at tidshorizonten er tilstrekkelig kort).

av 5. orden i den nasjonale analysen, slik at også potensiell sesongbetinget autokorrelasjon oppdages⁷. Denne gjennomføres ved først å estimere parametrene i en modell, der restleddene beholdes, og deretter estimere en ligning på formen:

$$(4.11) \quad \hat{u}_t = x_{t1} + \dots + x_{tk} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \rho_3 \hat{u}_{t-3} + \rho_4 \hat{u}_{t-4} + \rho_5 \hat{u}_{t-5}$$

Der konstantleddet er sløyet for å gi en forenklet fremstilling, og der femtelagget utelates i testene i de regionale modellene. Hver regressor fra den opprinnelige regresjonen inkluderes i denne testregresjonen når det antas at disse ikke er strengt eksogene⁸, i tillegg til inkluderingen av laggede verdier på restleddet. Det anvendes en F-test for felles signifikans av de laggede restleddene, der nullhypotesen tilsier fravær av autokorrelasjon. Denne testen krever samtidig homoskedastisitet i restleddene.

Det gjennomføres også tester for heteroskedastisitet, da tilstedeværelsen av dette problemet også medfører at de rapporterte standardavvikene for koeffisientene, samt alle t- og F-tester, gjøres ugyldige. Heteroskedastisitet innebærer altså en situasjon der restleddene ikke har konstant varians, slik at testene for heteroskedastisitet undersøker om denne variansen er avhengig av enten varianter av regressorene i den opprinnelige regresjonen, som White-testene, eller om den er avhengig av tidligere realiseringer av restleddet, som i Engles ARCH-test⁹. Denne ARCH-testen medfører altså en F-test på lik linje med testen for autokorrelasjon, og også her anvendes en test til og med fjerdelagget av residualene. Følges notasjonen i Wooldridge (2015), er denne nå gitt av:

$$(4.12) \quad u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \alpha_4 u_{t-4}^2 + v_t$$

En test for betinget heteroskedastisitet i denne settingen involverer altså en F-test på den felles signifikansen for alle α -koeffisienter. Videre kan tilstedeværelsen av heteroskedastisitet også undersøkes ved å gjennomføre en såkalt White-test. Denne involverer å modellere variansen til restleddet som en funksjon av de inkluderte forklaringsvariablene, samt kvadratene og kryssproduktene av disse:

⁷Bakgrunnen for å ha en noe mer omfattende test for den nasjonale analysen skyldes at det er et langt større antall observasjoner som ligger til grunn for denne.

⁸Altså tillattes en viss korrelasjon mellom regressorene og de laggede verdiene på restleddet.

⁹”Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”.

$$(4.13) \quad \hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \dots + \delta_k x_k + \delta_{k+1} x_1^2 + \dots + \delta_{2k} x_k^2 + \delta_{2k+1} x_1 x_2 + \dots + \delta_{3k} x_{k-1} x_k + \text{feilledd}$$

Der k gir antallet regressorer. White-testen innebærer altså å undersøke om alle δ -koeffisientene utenom konstantleddet er null ved en LM-test. I denne oppgaven anvendes den asymptotisk ekvivalente F-testen, i tillegg til at resultatene fra en forenklet variant av denne uten kryssledd til en viss grad også benyttes. En slik forenklet variant har en fordel i at den ikke anvender det samme antallet frihetsgrader som den fullstendige testen.

På tross av at det både eksplisitt testes for autokorrelasjon og heteroskedastisitet, anvender denne oppgaven kun heteroskedastisitets- og autokorrelasjonsrobuste standardavvik, slik at de standard inferensmetoder som anvendes er gyldige. En redegjørelse for hvordan robuste standardavvik konstrueres blir for omfattende i denne oppgaven, og det henvises dermed til gjennomgangen i Wooldridge (2015)¹⁰.

Normalfordelte restledd innebærer at restleddene er null i gjennomsnitt med konstant varians. Denne betingelsen medfører videre at koeffisientene i en regresjon er normalfordelte, noe som er nødvendig for standard inferens i form av t- og F-tester. Altså er brudd på denne forutsetningen potensielt problematisk. Samtidig tillater det såkalte sentralgrenseteoremet at OLS-estimatorene tilfredsstillers normalitetsbetingelsen asymptotisk, noe som innebærer at disse estimatorene tilnærmet er normalfordelt i utvalg av en viss størrelse. Wooldridge (2015) rapporterer at en utvalgsstørrelse på minst 30 kan anses som tilfredsstillende for å anta asymptotisk normalitet, men at dette også avhenger av antall frihetsgrader, og dermed også antallet regressorer. Dermed antas det at tilfeller av forkastelse av nullhypotesen om normalitet ikke vil være direkte ødeleggende for resultatene i denne oppgaven.

¹⁰Se for eksempel diskusjonene fra side 244 og 388.

4.2 Benyttede data

Denne oppgaven anvender data hovedsakelig hentet fra SSBs elektroniske Statistikkbank, samt tilsendte data konstruert for anvendelse i MODAG/KVARTS. Foruten dette, benyttes Eiendom Norges regionale boligprisindeks¹¹ som avhengig variabel i de regionale analysene og NAVs arbeidsledighetsserie i den nasjonale analysen. Se forøvrig en fullstendig oversikt over variabelkildene i appendiks E, tabell E.1 og E.2, samt deskriptiv statistikk for samtlige av de inkluderte variablene samme sted.

Den nasjonale analysen som gjennomføres, og som hovedsakelig anvender data fra MODAG/KVARTS, dekker perioden fra 1978 til 2017. Grunnet variabelspesifikasjoner som medfører at de fem første observasjonene utelukkes, skjer den faktiske estimeringen over perioden fra 1979:2 til 2017:1. De regionale dataene dekker perioden fra 2003 til 2017. Tidsserieanalysen anvender data for perioden mellom 2003:4 og 2017:4, mens paneldataanalysen dekker perioden fra 2003:3 til 2017:4. Den avhengige variabelen i disse analysene er henholdsvis SSBs boligprisindeks fra MODAG/KVARTS¹² og Eiendom Norges boligprisindekser¹³, og for å undersøke robustheten til resultatene i den regionale tidsserieanalysen gjennomføres også en tilsvarende analyse med data for perioden mellom 2005:1 og 2017:1¹⁴, da med SSBs regionale boligprisindeks som avhengig variabel. Samtlige tre mål på boligpriser som anvendes i denne oppgaven er på brukte boliger¹⁵. Samtlige av disse boligprisindeksene er I(1)-variabler. Se forøvrig resultatene fra ADF-testene i appendiks E, tabell E.13 og E.14, samt den grafiske representasjonen av boligprisindeksene i kapittel 2. Samtlige måler prisutviklingen på sammenlignbare boliger, noe som innebærer at det

¹¹Utarbeidelsen av denne prisstatistikken følger av et samarbeid mellom Eiendom Norge, Eiendomsverdi AS og Finn.no, og den omfatter kun boliger som er annonsert på Finn.no, altså rundt 70 prosent av alle bruktboliger som omsettes årlig i Norge. Denne indeksen er felles for Stavanger, Rennesøy, Finnøy, Sola, Randaberg, Sandnes og Forsand, slik at denne delen av den regionale analysen gjelder for disse kommunene samlet. For enkelhets skyld refereres det i det videre kun til Stavanger.

¹²Se Takle (2012) for en nærmere diskusjon av denne, samt måten den kalkuleres på.

¹³Se [http : //eiendommnorge.no/boligprisstatistikken/omstatistikken](http://eiendommnorge.no/boligprisstatistikken/omstatistikken) for en kort introduksjon til måten denne kalkuleres på.

¹⁴Den faktiske estimeringsperioden er altså mellom 2005:4 og 2017:4.

¹⁵Det kunne også vært interessant å undersøke hvilken effekt tilsvarende faktorer som undersøkes her har på prisen på nye boliger. I Norge er den aggregerte boligbyggingen på omtrent 1.5 prosent av total boligmasse hvert år, samtidig som nye boliger utgjør omtrent 40 prosent av total omsetning (Emblem et al., 2017). Datamangel, i tillegg til plass- og tidsbegrensninger, gjør at en slik analyse ikke inngår i denne oppgaven.

kontrolleres for kvalitetsforskjeller i indekskonstruksjonen.

Grafisk presentasjon av de øvrige variablene som inngår i modelleringene senere gjøres i appendiks E, og dette gir en komparativ oversikt over de regionene som inngår i analysene. Denne grafiske oversikten er ikke ment å være fullstendig uttømmende, da et stort antall estimeringer (ikke vist) har undersøkt effektene av langt flere forklaringsvariabler enn de som presenteres her. Se side 35 for en oversikt over disse.

4.2.1 Nasjonal analyse, 1978-2017

Den nasjonale analysen inkluderer forklaringsvariablene inntekt (RD300uaksje), boliglånsrente etter skatt (RenetaxBO), formue (Husbol) og arbeidsledighet (ArbledNAV). Boligprisvariabelen som anvendes er, som nevnt, hentet fra MODAG/KVARTS-datasettet. Det samme gjelder for inntektsvariabelen, rentevariabelen og formuesvariabelen, mens arbeidsledighetsvariabelen er hentet fra NAVs ledighetsstatistikk. Inntektsvariabelen er definert som netto disponibel inntekt for husholdninger og ideelle organisasjoner, fratrukket motatt aksjeutbytte og reinvestert fortjeneste¹⁶. Begge disse variablene er $I(1)$ -variabler, og den faktiske variabelen som anvendes i analysen er også $I(1)$ ¹⁷. I den grafiske representasjonen av variablene i appendiks E kan det observeres at inntektsvariabelen har steget jevnt over estimeringsperioden, med en noe sterkere vekst de siste 15 årene¹⁸. Isolert sett forventes inntekten å være en betydelig etterspørselsdriver i boligmarkedet, slik at veksten i denne over analyseperioden forventes å være medvirkende til den samtidige boligprisveksten. I litteraturen har det vært vanlig å anta en fast langtidssammenheng mellom boligprisene og inntektene basert på kointegrasjon, men studier av blant annet Gallin (2006) og Oikarinen et al. (2017) har moderert dette inntrykket. Videre inkluderes boliglånsrenten¹⁹ etter skatt, inspirert av Jacobsen & Naug (2004). Denne måler de faktiske rentekostnadene ved boliglån, korrigert for inntektsskatten²⁰. Denne variabelen korrigerer dermed for at rentefradragsordningen i skattesystemet sørger for at den faktiske rentebelastningen av boliglån er lavere etter skatt enn før. Økt rente gir samtidig

¹⁶Dette trekkes fra for å fjerne de potensielle effektene av varierende aksjeutbytte på boligprisene.

¹⁷Se forøvrig resultatene fra ADF-tester for samtlige inkluderte variabler både i den nasjonale og den regionale analysen i appendiks E, tabell E.13-15.

¹⁸Se figur E.2.

¹⁹Husholdningenes boliglånsrente i private finansinstitusjoner.

²⁰Kalkuleringen er: Boliglånsvariabel*(1-Skattesats).

økte rentekostnader ved boliglån, noe som isolert sett presser ned boligetterspørselen og boligprisene. I den perioden som studeres har denne skattekorrigerede boliglånsrenten først steget, i forbindelse med opptrinnet til bankkrisen på slutten av 1980-tallet, før den har sunket jevnt etter dette, kun avbrutt av blant annet perioden rundt finanskrisen. Denne sammenslåtte variabelen er en $I(1)$ -variabel, noe også boliglånsrenten og skattesatsen er separat.

Videre er formuesvariabelen i den nasjonale analysen et mål på husholdningssektorens boligkapital. Denne $I(1)$ -variabelen har utviklet seg betydelig gjennom fokusperioden, noe som isolert sett vil kunne ha virket prisdrivende i boligmarkedet. Dette kan for det første skyldes at økt boligformue gir økte muligheter for låneopptak med sikkerhet i bolig for husholdningene på aggregert nivå, noe som vil virke katalyserende for kjøp av dyrere boliger og/eller sekundærboliger. I tillegg øker denne variabelen kun som følge av kjøp av nye boliger, slik at en kraftig positiv bevegelse i denne kan indikere et etterspørselspress i nyboligmarkedet. Dette kan igjen virke prisdrivende i bruktboligmarkedet. Arbeidsledigheten har åpenbart en annen utvikling i tidsdimensjonen enn disse øvrige variablene, da denne er mer sensitiv for økonomiske konjunkturer, noe som kan observeres i den grafiske representasjonen i appendiks E, figur E.7. Spesielt var denne typen bevegelser tydelig i perioden mellom 1978 og 2010, noe som illustreres av den kraftige økningen i arbeidsledigheten, og det påfølgende kraftige fallet, i perioden fra 1987 til 1999, noe som altså initielt var forårsaket av lavkonjunktur og bankkrise. Denne perioden etterfulgte, og ble etterfulgt av, perioder med lignende bevegelser i arbeidsledigheten, men disse var langt mindre dramatiske. Høye arbeidsledighetsnivåer er assosiert med lav økonomisk aktivitet og potensielt stagnasjon eller fall i realinntektene, slik at det åpenbart er slik at en økning i arbeidsledigheten bør forårsake fall i boligprisene, alt annet likt. Denne variabelen er en $I(1)$ -variabel.

Øvrige variabler, som blir benyttet i robusthetstester i den nasjonale analysen, inkluderer et annet mål på arbeidsledigheten, samt en alternativ formuesvariabel (nettoformuen) og en alternativ rentevariabel, samtlige hentet fra MODAG/KVARTS-datasettet. Denne arbeidsledighetsvariabelen avviker noe fra den hentet fra NAV, da den fra NAV kun omfatter alle som søker inntektsgivende arbeid ved NAV, og som har vært uten inntektsgivende arbeid de siste to ukene og er tilgjengelige for nye jobbtillbud. SSBs statistikk, som gir arbeidsledigheten i prosent etter AKU-definisjonen, inkluderer både registrerte

og ikke registrerte, da disse tallene er basert på intervjuundersøkelser²¹. Studeres tidsforløpet for de to variantene, ser vi at disse er tilnærmet like. Fra diskusjonen over er det åpenbart at SSBs statistikk generelt vil ligge over NAVs. SSBs arbeidsledighetsvariabel er også $I(1)$. Den alternative formuesvariabelen, som måler nettoformuen, inkluderer altså mer enn den opprinnelige formuesvariabelen, da den også inkorporerer nettofinansformuen, definert som bruttofordringer fratrukket bruttogjeld (begge for husholdninger og ideelle organisasjoner samlet). Denne variabelen inngår som en selvstendig variabel i MODAG/KVARTS-datasettet (Husformue). Dette er også en $I(1)$ -variabel, og den er naturlig nok større enn Husbol-variabelen i mye av den studerte tidsperioden, på tross av at avviket mellom de først ble betydelig etter 1993. Den alternative rentevariabelen som vurderes er en variabel for husholdningenes gjeldsrente i private finansinstitusjoner, hentet fra Norges Bank. Dette er også en $I(1)$ -variabel, og den har tilnærmet eksakt den samme utviklingen i tidsdimensjonen som boliglånsrenten. Samtidig har gjeldsrenten ligget over boliglånsrenten i hele den vurderte perioden. De øvrige variablene som har inngått i de mange estimeringene som har ledet frem til resultatene i den nasjonale (og regionale) analysen blir ikke diskutert her, men nevnes i forbindelse med presentasjonen av resultatene fra den nasjonale analysen i delkapittel 5.1.

4.2.2 Regional analyse, 2003-2017

Den regionale analysen inkorporerer variabler for boliglånsrenten etter skatt, bruttoinntekten, nettoformuen, den langsiktige 10-årige statsobligasjonsrenten, boligmassen og arbeidsledigheten. Da rentevariabelen og nettoformuesvariabelen, som er den samme som benyttes i robusthetstesten i den nasjonale analysen, allerede har blitt presentert og diskutert gjøres ikke det om igjen her²². Samtlige av de øvrige variablene er disaggregerte og hentet fra SSBs statistikkbank. For det første er bruttoinntektsvariabelen, målt som median, en $I(1)$ -variabel i sin opprinnelige form, men som følge av de variabeltransformasjonene som gjøres fremstår ikke den implementerte varianten slik²³. Studeres de regionale tidsseriene for bruttoinntekten i appendiks E, figur E.3 synes disse å bevege seg relativt

²¹Se forøvrig diskusjonen på SSBs nettsider om dette temaet, under overskriften "Årsaker til ulike tall på arbeidsledighet" (<https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/arsaker-til-ulike-tall-pa-arbeidsledighet>).

²²Disse variablene finnes ikke på disaggregert nivå, slik at det er de nasjonale størrelsene som også inngår her.

²³Se diskusjonen i neste delkapittel.

samstemt. Her er også den nasjonale utviklingen med som referansepunkt. Det kan likevel skimtes en viss heterogenitet, da Oslo har hatt den høyeste bruttoinntekten over store deler av perioden, kun avbrutt av Stavanger i årene mellom 2011 og 2017. Samtidig er median bruttoinntekt i Norge som helhet lavere enn den tilsvarende størrelsen i samtlige av disse fire regionene gjennom hele perioden. Videre er den langsiktige rentevARIABLEN inkludert for å fange opp en alternativkostnad, da denne tilsvarer renten som kan heves ved å investere i langsiktige statsobligasjoner. Denne renteinntekten er dermed en inntekt som må velges bort helt, eller delvis, ved investeringer i boligmarkedet. Denne inkluderingen følger blant annet Barot & Yang (2002), der denne variabelen tilsvarende inngår som korttidseffekt. Utviklingen i tidsdimensjonen viser at denne har hatt en nedadgående trend i perioden mellom 2003 og 2017, og spesielt i perioden etter 2007/2008. Dette er også en $I(1)$ -variabel. Det samme gjelder for variabelen for boligmassen, som måler antall boliger, da både bebodde og ubebodde, på kommunenivå. Denne viser en jevnt stigende utvikling for samtlige regioner, samt for Norge som helhet, selv om den selvsagt for Norge har vokst betydelig raskere enn for regionene vurdert separat. Samtidig er boligkapitalen åpenbart størst i Oslo, med Bergen et betydelig stykke bak. Forskjellen mellom Bergen, Trondheim og Stavanger er langt mindre betydelig enn forskjellen mellom Oslo og Bergen. Effekten av en økning i boligmassen på boligprisene forventes å være negativ. Til slutt inngår også arbeidsledigheten i analysene, og dette er, som i den nasjonale analysen, en $I(1)$ -variabel. Utviklingen i tidsdimensjonen for regionene illustrerer at dette er en variabel som i stor grad påvirkes av felles utviklinger, og der avvikene i stor grad skyldes forskjeller i ledighetsnivå snarere enn ulik utvikling. For perioden fra 2003 og frem til 2015 var ledigheten høyest i Oslo, samtidig som den for store deler av denne perioden var lavest i Stavangerregionen. Etter dette, og tydelig som følge av det betydelige oljeprisfallet fra 2014 og gjennom 2015 og begynnelsen på 2016, har ledigheten vært klart størst i Stavanger, selv om denne har vært på vei ned etter at oljeprisutviklingen endret fortegn i 2016. Også ledigheten i Bergen synes i moderat grad å ha blitt påvirket av oljeprisutviklingen i denne perioden.

De variablene som inngår i robusthetstester av den regionale analysen inkluderer en ny inntektsvariabel, en variabel for boligbyggingen, fremfor boligmassen, en ny langsiktig rentevARIABLEN, en ny formuesvariabel, samt en ny rentevARIABLEN. Samtlige av disse er integrert av samme orden som den variabelen de erstatter, i tillegg til at de åpenbart forventes å ha samme effekt på boligprisene. Inntektsvariabelen endres videre fra brutto- til netto-

inntekt²⁴, men disse har tilnærmet den samme utviklingen i tidsdimensjonen. Forskjellene mellom regionene er derimot noe større for nettoinntekten enn for bruttoinntekten, med Stavanger som regionen med den desidert høyeste nettoinntekten over perioden, og Oslo med den laveste. Variabelen for fullførte boliger viser betydelig variasjon mellom periodene, og skiller seg i så måte fra den opprinnelige variabelen. Videre endres den langsiktige rentevariabelen fra renten på 10-årige statsobligasjoner til renten på 5-årige i den regionale robusthetstesten. Disse har tilnærmet lik utvikling i tidsdimensjonen, som den grafiske representasjonen i appendiks E, figur E.11 viser, og den 10-årige renten ligger over den 5-årige over hele denne perioden. Formuesvariabelen i denne robusthetstesten måler fremdeles nettoformuen, men nå kalkulert fra de selvstendige variablene for bruttofordringene, bruttogjelden og husholdningenes boligkapital fra MODAG/KVARTS-datasettet. Som den grafiske representasjonen viser er verdiene for denne konstruerte variabelen tilnærmet de samme som for den formuesvariabelen som inngår i den regionale hovedanalysen. Den nye rentevariabelen er den samme som benyttes i den nasjonale robusthetstesten og som ble presentert over, altså diskuteres ikke denne nærmere her.

4.2.3 Egenskaper ved dataene, variabelspesifikasjon og potensielle utfordringer ved dataene

I dette delkapitlet diskuteres de mer konkrete variabelsspesifikasjonene som inngår i analysene. Dette inkluderer hovedsakelig hvordan omgjøringer av årstall og månedstall er gjort for å få disse på kvartalsnivå, samt hvordan mangler ved tidsserier har medført behovet for ekstrapolering. Begrunnelsen for å gjennomføre samtlige analyser på kvartalsdata avhenger av om det er den nasjonale eller regionale analysen som vurderes. For den nasjonale analysen, der de fleste variabler er hentet fra MODAG/KVARTS-datasettet og allerede gitt på kvartalsnivå, falt dette valget naturlig. For den regionale analysen skyldes derimot valget at en analyse med årsdata for det første hadde gitt svært få observasjoner, samtidig som den avhengige variabelen i analysene, boligprisindeksen til Eiendom Norge, består av månedlige observasjoner. Altså kan bruken av kvartalsdata også forsvares ved at dette fremstår som mest fornuftig når de tilgjengelige dataene enten er gitt på måneds- eller årsbasis. En komplett oversikt over de variabelmodifikasjonene som er gjennomført

²⁴Begrunnelsen for at nettoinntekten tilsynelatende ligger over bruttoinntekten skyldes at denne måler inntekt for hele husholdninger, mens bruttoinntekten er per person 17 år og over.

gis også i appendiks E, da i tabell E.16 og E.17.

For å få serier som kun er tilgjengelig på månedsnivå på kvartalsnivå er det benyttet tremåneders gjennomsnitt, og dette er benyttet for Eiendom Norges boligprisindeks, samt den regionale arbeidsledighetsvariabelen. For serier som kun er tilgjengelige som årlige observasjoner, har det blitt benyttet et såkalt Hodrick-Prescott(HP)-filter. Dette filteret sørger for at seriene ikke lenger inneholder urealistiske, brå endringer fra et år til det neste, da ved at disse endringene kun er konsentrert til mellom hvert fjerde og første kvartal. Dette gjøres ved å kalkulere verdier for hvert kvartal som på best mulig måte passer med den faktiske årlige utviklingen²⁵. Den faktiske kalkuleringen av HP-filteret er uforholdsmessig komplisert for å kunne gjennomgå her. På tross av nytteverdien av dette filteret, har det også potensielle ulemper. Dette er blant annet knyttet til at filteret potensielt produserer dynamikk i serier som ikke har tilstrekkelig basis i den faktiske data-genererende prosessen (Hamilton, 2017)²⁶. I tillegg har anvendelsen av HP-filteret på de regionaldifferensierte inntektsvariablene i denne oppgaven understreket at benyttelsen av dette potensielt kan forårsake stasjonaritetendringer. ADF-tester for de ikke-filtrerte inntektsvariablene ga indikasjoner på at dette er I(1)-variabler, mens tilsvarende tester for de filtrerte variantene tilsa at disse inneholdt minst to enhetsrøtter, noe som åpenbart er uheldig. På tross av dette anvendes disse i den regionale analysen, da forsvart av at den opprinnelige variabelen kun inneholder én enhetsrot. I den nasjonale analysen er det kun den årlige arbeidsledighetsvariabelen som det har vært nødvendig å anvende HP-filteret på, mens det i den regionale analysen har vært nødvendig for variablene for bruttoinntekten og nettoinntekten, som diskutert, samt boligkapitalen.

I tillegg til dette har ekstrapolering blitt anvendt på de variablene som ikke har fullstendige serier for den analyseperioden som legges til grunn. Dette har ikke vært nødvendig i den nasjonale analysen, da samtlige av de vurderte variablene har serier som dekker perioden fra første kvartal 1978 til første kvartal 2017. I den regionale analysen derimot, er det et betydelig antall av variablene som ikke har tilstrekkelige observasjoner i utgangspunktet. Boligkapitalvariabelen har blitt ekstrapolert tilbake i tid, da denne kun er tilgjengelig fra

²⁵Her har det blitt lagt til grunn en såkalt alfa-parameter på 100, noe som følger av instruksjonene gitt til bruken av dette i programvaren Oxmetrics, som er anvendt i denne oppgaven. Her kalkuleres denne ved å bruke formelen $100 * (\text{datafrekvens per år})^2$. Andre kalkuleringer er også foreslått, se for eksempel (Ravn & Uhlig, 2002).

²⁶Se videre Hamilton (2017) for en videre diskusjon av potensielle problemer ved HP-filteret.

og med første kvartal 2006. Bruttoinntekten er ekstrapolert for å ha observasjoner også for 2017, noe som også er gjort for både den 10-årige og 5-årige statsobligasjonsrenten, men da også for fjerdekvartalet i 2016. Nettoinntekten, som anvendes i robusthetstesting av de regionale tidsserieanalysene, har blitt ekstrapolert tilbake i tid mellom første kvartal 2003 og siste kvartal 2004, samt fremover i tid for hele 2017. De til sammen fire variablene som er hentet fra MODAG/KVARTS-datasettet og som anvendes i den regionale analysen er alle nødvendig å ekstrapolere fra andre kvartal 2017 til siste kvartal 2017, og dette inkluderer både den ferdige formuesvariabelen (Husformue), samt den kalkulerede formuesvariabelen, i tillegg til boliglånsrenten og gjeldsrenten. Det at det har vært nødvendig å ekstrapolere noen serier for å kunne anvende disse er ikke optimalt, da det potensielt kan medføre at dataene som benyttes ikke nøyaktig gjenspeiler den faktiske utviklingen. Samtidig har dette vært nødvendig for å ha tilstrekkelig lange serier for de variablene som anvendes. På grunn av begrensninger i datatilgjengeligheten, har det i tillegg vært mindre muligheter for å benytte tilgrensende variabler til de som faktisk benyttes. De ekstrapolerte verdiene synes uansett rimelige, og det antas at disse ikke har vært utslagsgivende for resultatene som fremkommer i analysedelen. En fullstendig oversikt over hvordan de ekstrapolerte verdiene er kalkulert gis i appendiks E, tabell E.17.

Kapittel 5

Empirisk analyse: Hva driver boligprisene i Norge på kort og lang sikt?

Dette kapitlet er, som problemstillingen, todelt. Den første halvdel estimerer boligprismodeller for Norge ved å anvende tidsserieøkonometriske metoder, mens det andre undersøker regionale forskjeller i boligprisdriverne ved å anvende både tidsseriemetoder og paneldatametoder. Den avhengige variabelen i samtlige av disse tre modelleringene er endringen i logaritmen til boligprisene.

5.1 Nasjonal analyse: Modellkonstruksjon, estimeringsresultater og diskusjon

Den nasjonale analysen for perioden fra 1979 til og med første kvartal 2017 følger estimeringsteknikken benyttet av Jacobsen & Naug (2004). Denne innebærer å estimere en enkelt ligning der både korttids- og langtidseffekter estimeres simultant¹, og der det inngår en feiljusteringsparameter². Som følge av dette må koeffisientestimatene for langtidseffektene deles på justeringsparameteren for å få korrekt langtidseffekt, noe som gjøres etter presentasjonen av resultatene under. For den nasjonale analysen er det lagt til grunn at det finnes en langtidssammenheng mellom boligprisene, boliglånsrenten etter skatt, netto disponibel inntekt (fratrasket mottatt aksjeutbytte), samt arbeidsledigheten. Bakgrunnen for å hevde en slik langtidssammenheng er knyttet til at disse fire variablene er integrert av samme orden³, og at dette gir muligheten for å legge til grunn at disse variablene er kointegrerte. I robusthetstestene tilknyttet denne analysen undersøkes validiteten til re-

¹Analysene kunne helt klart vært gjort mer omfattende når det gjelder estimeringsmetode, da potensielt i en VECM-setting ("Vector error-correction model") som tillatter simultanitet, og med langtidssammenhenger utelukkende basert på Engle-Granger og/eller Johansen-metodene. En slik kompleksitet har derimot blitt utelatt på bakgrunn av at dette synes for omfattende når to separate tidsserieanalyser gjennomføres, i tillegg til en selvstendig paneldatanalyse. I tillegg undersøkes også de implementerte langtidssammenhengene i et Engel-Granger rammeverk.

²Se forøvrig diskusjonen av feiljusteringsmodeller i forrige kapittel.

³Boliglånsrenten etter skatt og inntekten korrigert for aksjeutbytte er begge konstruert fra to separate variabler, og samtlige av disse fire underliggende variablene er I(1)-variabler. Se forøvrig resultatene fra ADF-testene i appendiks E, tabell E.13.

sultatene som presenteres her ved å gjennomføre førstesteget av Engle-Granger metoden. Modellene som presenteres her er fremkommet ved estimeringen av en lang rekke spesifikasjoner med ulik lagstruktur, der en generell-til-spesifikk-metodikk, altså t- og F-tester, har blitt anvendt for å finne den lagstrukturen som fungerer best. I tillegg er også en lang rekke andre potensielle forklaringsfaktorer vurdert på samme måte, men disse har blitt ekskludert på bakgrunn av manglende forklaringskraft og/eller problematiske tidsserieegenskaper (flere enn én enhetsrot), herunder boligkapitalbeholdningen (k83-variabel fra MODAG/KVARTS), boliginvesteringene⁴, befolkningsstørrelse, folketilveksten, størrelsen på befolkningen i alderen 15-74, total sysselsetting, netto finansinvesteringer, valutakurs, konsumprisindeksen, byggekostnader, oljepris, bruttonasjonalprodukt (fastlands-Norge) og forventninger⁵. Videre medfører tilgjengelighet av data for andre, tilgrensende variabler til de inkluderte at robusthetstesting med ulike variabelvarianter er mulig. Dette gjennomføres for formuesvariabelen (Husbol), rentevARIABLEN og arbeidsledighetsvariabelen i neste delkapittel.

De mest fornuftige av samtlige av de estimerte boligprismodellene for Norge er presentert i tabell 5.1 under⁶. Samtlige forklaringsvariabler, både i hovedanalysen og i robusthetstestene, utenom rentevARIABLENE, inngår på logaritmisk skala. Tabellen rapporterer tre modeller, alle med endringen i logaritmen til boligprisene som avhengig variabel. I modell (1) inngår kun variablene for seg selv, med tilhørende variabelspesifikasjoner. I modell (2) kontrolleres det for sesongvariasjoner i boligprisene ved å inkludere kvartalsdummyer, der fjerde kvartal er basiskvartalet. I modell (3) inkluderes i tillegg interaksjonsdummyer for hvert kvartal ganget med en dummy som er lik 1 for perioden fra og med 1991, og lik null i perioden før. Motivasjonen for denne inkluderingen er at kalkuleringen av boligprisindek-

⁴Estimeringer av en modell som inkluderer boliginvesteringene (fjerdelagget korttidseffekt på grunn av antatte tregheter i boligbyggingen), med modellformuleringen i modell (2) i tabell 5.1 lagt til grunn (ekskludert tredje- og fjerdelagget for inntekten), gir en signifikant korttidselastisitet av boliginvesteringene på omtrent (-)0.04 (ikke vist). De øvrige koeffisientestimaterne og de tilhørende signifikansnivåene endrer seg svært lite av denne formuleringen. Samtidig er det viktig å påpeke at inkluderingen av denne investeringsvariabelen i modell (3), uten tredje- og fjerdelagget av inntekt, returnerer en ikke-signifikant koeffisient.

⁵Forventningsbarometeret som utgis som et samarbeid mellom Finans Norge og Kantar TNS. Dette går kun tilbake til 1992.

⁶Variablene som inngår som førstedifferanser (korttidseffekter) er alle I(1) i utgangspunktet, altså er samtlige av disse stasjonære. Det samme gjelder den avhengige variabelen (førstedifferansen av logaritmen til boligprisene).

sen til SSB, som danner datagrunnlaget for den avhengige variabelen i disse modellene, er ulik for disse to periodene⁷. Samtlige modeller har 152 observasjoner (1979:2-2017:1). I modellene inngår laggede korttidseffekter av nettoinntekten og formuesvariabelen (Husbol) for å fange opp potensielle kortsiktige tregheter i boligpristilpasningen til endringer i disse. Resultatene i tabell 5.1 har altså fremkommet av en estimering av følgende ligning:

$$(5.1) \quad \Delta p_{bol} = \beta_0 + \beta_1 \Delta RenetaxBO_t + \beta_2 \Delta rd300uaksje_{t-2} \\ + \beta_3 \Delta rd300uaksje_{t-3} + \beta_4 \Delta rd300uaksje_{t-4} + \beta_5 \Delta husbol_t + \beta_6 \Delta husbol_{t-4} + \delta_1 p_{bol_{t-1}} \\ + \delta_2 RenetaxBO_{t-1} + \delta_3 rd300uaksje_{t-1} + \delta_4 hparblednav_{t-1} + \alpha_1 K1 + \alpha_2 K2 + \alpha_3 K3 \\ + \gamma_1 1991DKvartd1 + \gamma_2 1991DKvartd2 + \gamma_3 1991DKvartd3 + \gamma_4 1991DKvartd4 + \varepsilon_t$$

Der altså modell (1) og (2) henholdsvis er pålagt en restriksjon om at både $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ og $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ (for modell (1)), og kun at γ -koeffisientene er lik null (for modell (2)).

Samtlige koeffisienter har altså en elasticitetstolkning. De estimerte korttidseffektene i modellene varierer noe mellom modellspesifikasjonene. Korttidseffekten av en renteøkning (etter skatt) på én prosent, gir en estimert negativ effekt på boligprisene på 4.3 prosent i modell (1), 3.9 prosent i modell (2), og 3.7 prosent i modell (3). Estimatenes er signifikante i alle tre modellene, og gir en tydelig indikasjon på den sterke korttidseffekten av renten på boligprisene. Effekten er i stor grad i samsvar med korttidseffekten av renten rapportert i Jacobsen & Naug (2004), mens den er langt sterkere enn den rapportert i Holly & Jones (1997). Som diskutert i forbindelse med boligprismodellen i Jacobsen & Naug (2004), er denne sterke effekten på kort sikt potensielt knyttet til endringer i husholdningenes forventninger. Videre er alle de tre variabelspesifikasjonene for inntekten signifikante i modell (1), og samtlige gir en estimert inntektselastisitet for boligprisene på omtrent 0.1. Dette er en korttidseffekt i samsvar med den rapportert i Jacobsen & Naug (2004), men den er noe sterkere enn den rapportert i Holly & Jones (1997).

⁷I tillegg indikerer en separat estimering av modell (2) for henholdsvis perioden før og etter 1991, at de estimerte effektene av variablene inkludert i modellene i betydelig grad er ulike. Dette indikerer dermed begrenset stabilitet i koeffisientene over tiden, og medfører at resultatene i tabell 5.1 fremstår som et resultat av å vurdere hele estimeringsperioden samlet. Se appendiks F, tabell F.1 for resultatene fra denne reestimeringen.

Tabell 5.1: Boligprismodeller for Norge, 1979:2 - 2017:1 (OLS)

Variabler	(1)	(2)	(3)
Δ RenetaxBO	-4.307*** (1.111)	-3.906*** (1.038)	-3.665*** (1.038)
Δ rd300uaksje-2	0.108*** (0.04)	0.126*** (0.045)	0.102** (0.05)
Δ rd300uaksje-3	0.129*** (0.043)	0.074 (0.046)	-0.009 (0.053)
Δ rd300uaksje-4	0.088** (0.034)	0.133*** (0.043)	0.052 (0.051)
Δ husbol	0.613*** (0.077)	0.602*** (0.069)	0.613*** (0.069)
Δ husbol-4	0.159*** (0.061)	0.143** (0.059)	0.142** (0.064)
pbol-1	-0.037*** (0.009)	-0.036*** (0.009)	-0.033*** (0.012)
RenetaxBO-1	-1.108*** (0.241)	-1.147*** (0.239)	-1.06*** (0.273)
rd300uaksje-1	0.037*** (0.011)	0.034*** (0.011)	0.031** (0.014)
hparblednav-1	-0.016** (0.006)	-0.015** (0.007)	-0.015** (0.007)
K1		0.000 (0.002)	-0.005 (0.004)
K2		0.004* (0.002)	-0.003 (0.004)
K3		-0.006** (0.003)	-0.019*** (0.005)
1991DKvartd1			-0.001 (0.007)
1991DKvartd2			0.004 (0.007)
1991DKvartd3			0.012 (0.007)
1991DKvartd4			-0.009* (0.005)
Konstant	-0.286*** (0.084)	-0.266*** (0.086)	-0.214* (0.128)
Antall obs.	152	152	152
Justert R^2	0.836406	0.849523	0.860734
SBC	-5.9927	-5.9986	-5.9732
AIC	-6.2115	-6.2771	-6.3313
Autokorrelasjon	1.231	1.098	1.793
Heteroskedastisitet (ARCH)	9.753***	4.043***	2.906**
Normalitetstest	7.627**	9.736***	15.45***

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

Robuste standardavvik i parentes.

Modell (1) gir dermed støtte til en påstand om at inntektsendringer påvirker boligprisene over flere perioder, men da både den kontemporære effekten og den én-periodes laggede effekten av inntekten viste seg å ha ikke-signifikante effekter på boligprisene, tyder disse resultatene på at inntektseffekten på kort sikt først inntreffer etter to kvartal. Dette resultatet modereres noe av modell (2) og (3). I modell (2) er ikke lenger tredjelagget til inntekten signifikant, samtidig som koeffisienten for både andre- og fjerdelagget fortsatt er signifikant og har blitt større i tallverdi. I modell (3) er det kun andrelagget som har en signifikant effekt, og her er koeffisienten på omtrent 0.1 på linje med det tilsvarende estimatet i modell (1)⁸. For husbolvariabelen, som måler husholdningssektorens boligkapital, er korttidseffekten fanget opp både av en kontemporær effekt og et fjerdelag. Den kontemporære effekten er veldig signifikant i samtlige modeller, og den estimerte elastisiteten er også tilnærmet den samme. Denne elastisiteten indikerer at en én-prosents økning i boligkapitalen gir en effekt på boligprisene på i overkant av 0.6 prosent. Fjerdelagget av boligkapitalvariabelen er også signifikant i alle modellene, men her er de estimerte koeffisientene langt lavere: omtrent 0.16 i modell (1) og 0.14 i modell (2) og (3). Resultatene tyder altså på at den mest betydelige boligpristilpasningen som følge av endringer i husholdningenes boligformue skjer kontemporært, men samtidig også at det er en treghet i tilpasningen (på ett år). Første-, andre- og tredjelagget til husbolvariabelen hadde insignifikante effekter på boligprisene, og er dermed utelatt.

Inkluderingen av både kvartalsdummyene og dummyene for 1991 medfører noen betydelige endringer for koeffisientestimatene, da spesielt for inntektsvariabelen, mens det for de øvrige variablene, herunder justeringsparameteren og langtidseffektene, ikke er betydelige forskjeller mellom modellene. I modell (2) er dummyene for andre og tredje kvartal signifikante, der den første indikerer at prisendringene i gjennomsnitt er høyere i andre kvartal enn i fjerdekvartal (referansekategori), mens den andre indikerer mindre betydelige prisendringer i tredjerkvartalet enn i referansekvartalet. I modell (3) er det kun dette siste resultatet som inngår signifikant. Av de inkluderte interaksjonsdummyene er det kun det for fjerdekvartalet som er signifikant, og som gir en indikasjon på at fjerdekvartalsprisendringene var lavere etter 1991 enn før. Justert R^2 øker mellom modell (1), (2) og (3), samtidig som informasjonskriteriene velger henholdsvis modell (2) (SBC) og modell

⁸Elimineres de insignifikante inntektseffektene fra modell (2) og (3), modereres resultatene i modell (2) i beskjeden grad, mens konstanten blir insignifikant og interaksjonsdummyen for tredjerkvartalet blir signifikant positiv i modell (3).

(3) (AIC)⁹.

Når det kommer til langtidseffektene i disse modellene, avviker disse altså fra de faktiske koeffisientene rapportert i tabell 5.1. Justeringsparameteren, som altså benyttes for å kalkulere de faktiske langtidseffektene, er signifikant og omtrent lik i styrke i alle tre modellene. Feiljusteringen per kvartal, modellene sett under ett, er i overkant av 0.03 prosent når prisene ligger én prosent under eller over den estimerte langtidslievekten i foregående periode. Årsjusteringen er dermed på omtrent 0.12 prosent når prisene avviker med én prosent i siste kvartal før denne årsperioden. Dette kan karakteriseres som en høy grad av persistens¹⁰. De estimerte langtidseffektene av boliglånsrenten, inntekten og arbeidsledigheten, når modell (2) legges til grunn, blir dermed:

$$(5.2) \quad pbol_t = -31.861RenetaxBO_t + 0.944rd300uaksje_t - 0.417hparblednav_t$$

Modellene gir altså svært store avvik mellom korttids- og langtidseffektene, noe som er å forvente når den estimerte feiljusteringsparameteren er såpass liten i absoluttverdi. Dette medfører at initielle endringer i en av disse tre forklaringsfaktorene har betydelige langsiktige konsekvenser for boligprisene. Renteeffekten er spesiell i så måte, da den estimerte langtidskoeffisienten tilsier at en endring på én prosent inneværende periode endrer boligprisene med over 30 prosent på lang sikt. Dette er en langt sterkere langtidselastisitet enn det som rapporteres i blant annet Jacobsen & Naug (2004) ((-)4.47), og også betydelig sterkere enn det langsiktige (real)renteestimatet som ligger til grunn for MODAG/KVARTS-modellen ((-)11.59). Den langsiktige inntektselastisiteten på omtrent én er derimot mer troverdig, og mer i tråd med funnene i Jacobsen & Naug (2004) (1.66)

⁹Disse informasjonskriteriene velger altså den modellen som minimerer de respektive verdiene på informasjonskriteriene. Disse er basert på en avveining mellom det å redusere residualkvadratsummen, altså øke forklart variasjon i den avhengige variabelen, og det å ha en mest mulig parameterfattig modell. For at modeller skal kunne sammenlignes ved bruk av disse må samme estimeringsperiode ligge til grunn. De to kriteriene straffer tillegnelsen av ytterligere parametre ulikt. Akaike's informasjonskriterie er gitt av formelen $AIC = \ln(\tilde{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$, og "Schwartz Bayesian" informasjonskriterie er gitt av $SBC = \ln(\tilde{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T$, der $\tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t^2$, $k = p + q + 1$ er antallet parametre og T er utvalgsstørrelsen. Da $\ln T$ er større enn 2 for $T > 7$, har SBC en høyere marginalstraff for tillegnelsen av flere parametre enn AIC, noe som medfører at SBC generelt velger mer parameterfattige modeller enn AIC.

¹⁰Denne størrelsen på justeringen er rimelig i tråd med funnene i DiPasquale & Wheaton (1994), men betydelig svakere enn den i Jacobsen & Naug (2004).

og det for MODAG/KVARTS (1.62), samt de i Andrews et al. (2011) (1.396) og Poterba (1991) (1.327)¹¹. Langtidselastisiteten av arbeidsledigheten på i overkant av (-)0.41 prosent er også i tråd med funnene i Jacobsen & Naug (2004) (-0.45).

5.1.1 Nasjonal analyse: Egenskaper ved modellene og robusthetstester

Modellene rapportert i tabell 5.1 gir altså i stor grad fornuftige estimat, selv om det er grunn til å være noe reservert i tilliten til langtidsestimatet for boliglansrenten etter skatt. I dette delkapitlet vil modellenes egenskaper undersøkes nærmere. Innledningsvis diskuteres restleddsegenskapene til modellen. Videre vil det presenteres resultater fra flere robusthetstester. Resultatene undersøkes først ved en reestimering der det benyttes andre variabler for arbeidsledigheten, (bolig)formuen og renten, før langtidseffektene også vil estimeres med førstesteg i Engle-Grangers metode for kointegrerte sammenhenger.

I tabell 5.1 rapporteres testobservatoren fra tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalfordeling i restleddene¹². Autokorrelasjonstesten er ikke signifikant i noen av modellene, samtidig som den fire-lags ARCH-testen gir signifikante testobservatorer for alle tre modellene¹³. For å forhindre at dette svekker troverdigheten til estimatene, rapporteres heteroskedastisitets- og autokorrelasjonsrobuste standardavvik i tabell 6.1, slik at disse, samt alle t- og F-tester er valide. Når det kommer til normalitetsantagelsen, forkastes nullhypotesen om normalfordelte restledd i alle tre modellene. Dette er en utfordring i estimeringen av nasjonale boligprismodeller som har vært vanskelig å unngå når det samtidig har vært et mål å utarbeide modeller med en fornuftig variabelsammensetning. På tross av dette antas det asymptotisk normalitet, slik at standard inferensmetoder antas gyldige. I tillegg inngår de fleste variablene med fornuftige signifikansnivå når de sammenlignes med tidligere forskning. Altså svekker ikke noen av disse testene resultatene i betydelig grad, samtidig som det er fornuftig å ha funnene fra disse i bakhodet når resultatene i tabell 5.1 vurderes.

¹¹Merk at målet på inntekt som benyttes avviker noe mellom disse studiene.

¹²I tillegg til dette er det verdt å nevne at modellene ikke har noen spesielle utfordringer knyttet til multikollinearitet mellom forklaringsvariablene. Se forøvrig korrelasjonsmatrisen i appendiks E, tabell E.4.

¹³Både den fullstendige og forenklete White-testen forkaster også nullhypotesen om homoskedastisitet i alle modellene.

Når det kommer til reestimeringen av modellen med endret arbeidsledighets-, formues- og rentevariabel¹⁴, gjøres dette ved å legge modell (2) til grunn¹⁵. Resultatene fra denne estimeringen finnes i appendiks F, tabell F.2. Arbeidsledighetsvariabelen er endret fra en basert på tall fra NAV, til en basert på SSBs datainnsamling. Formuesvariabelen som nå benyttes måler den totale nettoformuen for husholdningene, altså boligformuen lagt til nettofinansformuen¹⁶. Rentevariabelen er endret fra boliglånsrenten til gjeldsrenten. Som det kommer frem av resultatene fra estimeringen, reduseres modellens forklaringskraft betydelig når disse nye variablene inkluderes. På tross av dette inngår samtlige av de tre endrede variablene signifikant og med forventet fortegn, i tillegg til at også flertallet av de øvrige koeffisientestimaterne beholder sin signifikans og fortegnstruktur. Blant annet endres korttids- og langtidseffekten av inntekten noe, samtidig som feiljusteringen skjer noe saktere i denne modellformuleringen. I den reestimerte modellen finnes det videre indikasjoner på autokorrelasjon i restleddene, samtidig som det mindre tegn på heteroskedastisitet. Normalitetsantagelsen blir i tillegg forkastet. Denne robusthetstesten har altså vist at resultatene i modell (2) ikke er spesielt betinget på den arbeidsledighets-, rente- og formuesvariabelen som benyttes. Samtidig er det klart at denne modellen oppnådde en betydelig høyere forklaringskraft, målt av R^2 , enn reestimeringen. Dermed kan det knyttes en viss skepsis til det høye nivået på R^2 i modell (2), og også det i modell (1) og (3).

Validiteten til den implementerte langtidssammenhengen undersøkes videre med en separat test basert på førstesteg i Engle-Granger metoden. Den estimerte langtidssammenhengen er dermed gitt på følgende måte¹⁷:

$$(5.3) \quad pbol_t = -8.192 + 2.843RenetaxBO_t + 1.112rd300uaksje_t - 0.533hparblednav_t$$

Her er koeffisientfortegnet for rentevariabelen positivt, noe som strider med grunnleggen-

¹⁴Denne robusthetstesten kunne selvsagt vært gjort mer sofistisert ved å undersøke effekten hver enkelt endring har, men dette forhindres av tids- og plassmangel.

¹⁵Dette på grunn av de statistisk begrensede forskjellene i sesongeffekter mellom perioden før og etter 1991, som modell (3) inkluderer.

¹⁶Definert som avviket mellom bruttofordringer og bruttogjeld. Dette er en ferdig variabel fra MODAG/KVARTS-datasettet (Husformue).

¹⁷Se appendiks F for estimeringsresultatene. Tabell F.3 gir resultatene fra estimeringen av en felles ligning for langtidssammenhengen, i tillegg til resultatene fra separate regresjoner. Tabell F.4 angir resultatene fra stasjonaritetstester av residualene fra de enkle regresjonene.

de økonomisk intuisjon, samtidig som det er insignifikant. Altså gir dette grunn for å undersøke denne langtidssammenhengen nærmere. Estimaten for inntekten og arbeidsledigheten er derimot langt mer i tråd med resultatene fra den simultane estimeringen. Når det testes for kointegrasjon mellom boligprisene og hver enkelt forklaringsvariabel separat, modereres inntrykket fra ligning (5.2) noe. Som resultatene i appendiks F, tabell F.3 viser, er inntektsestimatet positivt og signifikant, men residualene fra denne estimerte ligningen fremstår hverken stasjonære grafisk eller ved å vurdere resultatene av en ADF-test. Altså er dette tilsynelatende en empirisk innsigelse mot at boligprisene og inntektene er kointegrerte. Rentevariabelen gir et signifikant og negativt resultat i en enkel regresjon, og her synes residualene fra den estimerte ligningen å være stasjonære både ved grafisk og formell analyse. Den separate effekten av arbeidsledigheten inngår både med feil fortegn, i tillegg til å være insignifikant, noe som indikerer at det ikke finnes en langtidssammenheng mellom boligprisene og arbeidsledigheten. Dette understrekes av at residualene fra denne regresjonen ikke er stasjonære. Med andre ord finnes det tilsynelatende betydelige statistiske innsigelser mot den langtidssammenhengen som antas i tabell 5.1. På tross av dette synes de estimerte langtidskoeffisientene i stor grad å være fornuftige, og på linje med tidligere forskning. I tillegg synes ikke en langtidssammenheng mellom disse variablene å være urimelig basert på grafisk inspeksjon av seriene, da med unntak av arbeidsledighetsserien, som ikke inneholder hverken den samme oppadgående trenden som boligprisene eller inntekten, eller en nedadgående slik som boliglånsrenten etter skatt. Den største innsigelsen mot den estimerte langtidssammenhengen i tabell 5.1 er altså knyttet til inkluderingen av arbeidsledigheten. Den er på tross av dette tatt med, motivert av den tilsvarende inkluderingen i Jacobsen & Naug (2004). Den estimerte effekten er i tillegg økonomisk fornuftig, og inkluderingen har begrensede effekter på estimatene for andre variabler¹⁸.

5.2 Regional analyse: Modellkonstruksjon, estimeringsresultater og diskusjon

Nå som resultatene fra den separate nasjonale analysen er presentert og diskutert, gjestår den andre halvdel av denne oppgavens problemstilling. Innledningsvis konstrueres og estimeres tilsvarende boligprisligninger for hver region (i tillegg til Norge som helhet),

¹⁸I modell (2) endres resultatene i begrenset grad, mens den i modell (3) medfører at både langtidseffekten av inntekten og justeringsparameteren blir insignifikante.

før heterogenitet i boligprisdriverne undersøkes nærmere i en paneldataanalyse¹⁹. Denne analysen har et komparativt hovedfokus, snarere enn et fokus å finne den boligprismodellen som fungerer best for hver enkelt region. På grunn av tids- og plassbegrensninger anses ikke en slik separat modellering som gjennomførbar i denne masteroppgaven. Modellen som legges til grunn for alle regionene følger i stor grad formuleringen i den separate nasjonale analysen²⁰. De regionale tidsserieanalysene estimerer altså en ligning på formen:

$$(5.4) \quad \Delta p_{bol_t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta RenetaxBO_t + \beta_2 \Delta hpinnfskattk_{t-2} + \beta_3 \Delta formue_t + \\ \beta_4 \Delta Rente10_{t-1} + \delta_1 p_{bol_{t-1}} + \delta_2 RenetaxBO_{t-1} + \delta_3 hpinnfskattk_{t-1} + \delta_4 hpboligkapk_{t-1} \\ + \delta_5 arbled_{t-1} + \alpha_1 K1 + \alpha_2 K2 + \alpha_3 K3 + \varepsilon_t$$

Altså antas det en langtidssammenheng mellom boligprisene, boliglånsrenten etter skatt, bruttoinntekten, boligmassen og arbeidsledigheten. Igjen baserer denne seg på at samtlige variable er integrert av samme orden ($I(1)$)²¹. Estimeringsresultatene for hver av regionene er gjengitt i tabell 5.2. Samtlige forklaringsvariabler utenom rentevariablene inngår på logaritmisk skala. Dette gjelder både i hovedanalysen og i robusthetstesten, samt i den senere paneldataanalysen.

Den felles modellen fungerer altså godt for de fleste regioner, noe som gjenspeiles i høye R^2 -verdier. Unntaket er Oslo, der den relativt lave tallverdien på R^2 gir en sterk indikasjon på at forklaringsvariablene har problemer med å forklare prisutviklingen her²². I tillegg er

¹⁹I hovedanalysen for Stavanger inngår også, som nevnt, de omliggende kommunene Rennesøy, Finnøy, Sola, Randaberg, Sandnes og Forsand. I robusthetstesten, der boligprisvariabelen endres fra Eiendom Norges indeks til SSBs indeks, inngår Stavanger alene. Samtidig endres Oslo modellen til også å inkludere Bærum, da SSBs regionale boligprisindeks inkluderer et samlet prismål for disse to områdene.

²⁰I utgangspunktet forventes en sterk oljepriseffekt på boligprisene i Stavanger, og potensielt også på andre regioners boligpriser, men det viste seg vanskelig å identifisere en slik kausal sammenheng empirisk når det samtidig ble kontrollert for andre relevante faktorer. Til grunn for denne modelleringen ligger dermed antagelsen om at oljepriseffektene blir fanget opp av andre forklaringsfaktorer, da hovedsakelig av formue, inntekt og arbeidsledighet.

²¹Se resultatene fra ADF-testene i appendiks E, tabell E.14 og E.15. Som diskutert i foregående kapittel, er bruttoinntektsvariabelen spesiell i denne sammenheng, da HP-filteret tilsynelatende kompliserer stasjonariteten. Da denne er $I(1)$ i utgangspunktet, inkluderes denne i en langtidssammenheng med $I(1)$ -variabler.

²²Studeres den faktiske boligprisutviklingen mot den som denne modellen predikerer, er det spesielt

dette den eneste modellen som har betydelige utfordringer knyttet til både autokorrelerte restledd, heteroskedastisitet²³ og brudd på normalitetsforutsetningen²⁴.

På bakgrunn av dette rapporteres også autokorrelasjons- og heteroskedastisitetsrobuste standardavvik i disse modellene. Brudd på normalitetsforutsetningen i modellen for Oslo og Bergen medfører at det bør utvises forsiktighet i tolkningen av disse modellestimatene, selv om det antas asymptotisk normalitet også her.

Tabell 5.2 gir at korttidseffekten av renten har sterkest effekt i Trondheim, samtidig som den for Stavanger er rimelig lik den for landet som helhet. Koeffisientestimatetene tilsier en sterkere korttids renteeffekt for landet som helhet enn det som ble funnet i tabell 5.1²⁵. For Oslo og Bergen er ikke den kortsiktige renteeffekten signifikant. Videre er korttidselastisiteten av bruttoinntekten, der det igjen implisitt blir antatt en viss treghet i boligpristilpasningen som følge av inntektsendringer, signifikant for Norge, Bergen og Trondheim, med sterkest effekt for Bergen. For Oslo og Stavanger er ikke effekten signifikant. Korttidseffekten av endringer i nettoformuen er signifikant positiv for samtlige regioner, og indikerer en elastisitet på omtrent 0.6 for Norge, Bergen og Stavanger. For Oslo og Trondheim er den estimerte elastisiteten henholdsvis på omtrent 1 og 0.3. Videre har den 10-årige statsobligasjonsrenten en negativ effekt på boligprisene på landsbasis, i Bergen og i Trondheim. Den estimerte semielastisiteten er omtrent lik for disse tre. For Oslo og Stavanger er ikke effekten signifikant. Sesongeffektene er også til en viss grad heterogene mellom regionene.

den sterke prisutviklingen i Oslo gjennom 2016 og begynnelsen på 2017, og det etterfølgende prisetallet, som modellen har problemer med å forklare. Inkluderes en dummy for 2016 i denne regresjonen stiger justert R^2 til omtrent 0.7176 uten at de øvrige resultatene endres i nevneverdig grad. Altså synes fortsatt modellen i tabell 5.2 til en viss grad feilspesifisert for Oslo, men noe av dette kan altså rettes opp ved å ta hensyn til den spesielle prisutviklingen her i 2016.

²³Både ARCH-testen og den forenklete White-testen indikerer heteroskedastiske restledd.

²⁴For Norge som helhet, samt Bergen og Stavanger, er det også indikasjoner på autokorrelasjon i restleddene. ARCH-heteroskedastisitet finnes kun i ligningen for Oslo. Den forenklete White-testen indikerer også tilstedeværelsen av heteroskedastisitet i ligningen for Bergen. Normalitetsforutsetningen er også true i ligningen for Bergen. Multikollinearitet er derimot ikke et problem av betydning i noen av modellene. Se forøvrig de separate korrelasjonsmatrisene for regionene i appendiks E.

²⁵Generelt vil det ikke være uventet at de estimerte effektene for Norge varierer mellom de to. For det første er den avhengige variabelen hentet fra to ulike kilder, henholdsvis SSB og Eiendom Norge. For det andre er ikke hverken inntektsvariabelen, formuesvariabelen eller arbeidsledighetsvariabelen den samme i de to tilfellene. På toppen av dette inngår det ulike regressorer i de to regresjonene, da analysen med kortere tidshorisont har muliggjort inkluderingen av forklaringsfaktorer med kortere tilgjengelige serier.

Tabell 5.2: Regionale boligprismodeller, 2003:4 - 2017:4 (OLS)

Variabler	(1) Norge	(2) Oslo	(3) Bergen	(4) Trondheim	(5) Stavanger
DRenetaxBO	-5.142* (2.982)	-6.626 (6.608)	-6.523 (4.433)	-9.826*** (2.415)	-5.955** (2.581)
Dhpinnfskattk-2	2.397* (1.334)	2.148 (3.571)	4.389** (1.97)	2.512** (0.95)	0.605 (2.058)
Dformue	0.616*** (0.154)	0.995*** (0.336)	0.625** (0.257)	0.294** (0.14)	0.6*** (0.202)
DRente10-1	-0.01** (0.01)	-0.016 (0.01)	-0.013** (0.006)	-0.009** (0.004)	-0.004 (0.005)
pbol-1	-0.008 (0.064)	-0.036 (0.05)	-0.133** (0.055)	-0.081* (0.043)	-0.011 (0.098)
RenetaxBO-1	-1.632 (1.839)	-1.008 (4.861)	-7.128** (3.033)	-7.707*** (1.88)	-9.725*** (2.121)
hpinnfskattk-1	0.058 (0.077)	0.09 (0.446)	0.691*** (0.176)	0.297*** (0.102)	-0.132 (0.288)
hpboligkapk-1	-0.16 (0.479)	-0.015 (1.445)	-1.646*** (0.503)	-0.509*** (0.188)	0.248 (0.419)
arbled-1	0.035 (0.024)	0.034 (0.05)	0.044* (0.026)	-0.000 (0.023)	-0.039*** (0.01)
K1	0.018** (0.009)	-0.001 (0.018)	0.032** (0.013)	0.029*** (0.01)	0.013 (0.009)
K2	-0.002 (0.007)	-0.028* (0.016)	-0.000 (0.014)	0.016** (0.008)	0.007 (0.01)
K3	0.01*** (0.003)	0.01 (0.007)	0.014** (0.005)	0.009** (0.004)	0.01* (0.005)
Konstant	1.248 (5.983)	-1.086 (12.46)	10.87*** (3.973)	2.476* (1.339)	-0.753 (2.311)
Antall obs.	57	57	57	57	57
Justert R^2	0.846596	0.558372	0.809335	0.868078	0.810225
SBC	-5.921	-4.28	-5.01	-5.952	-5.174
AIC	-6.387	-4.745	-5.476	-6.418	-5.64
Autokorrelasjon	2.199*	7.697***	2.246*	1.319	2.43*
Heteroskedastisitet (ARCH)	1.851	6.017***	0.27	1.265	0.642
Normalitetstest	1.169	13.299***	4.686*	2.157	0.134

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Robuste standardavvik i parentes.

Justeringsparameteren er videre kun signifikant for Bergen og Trondheim²⁶, og indikerer fortsatt en betydelig persistens i boligpristilpasningen. For både Norge og Oslo indikerer resultatene ingen signifikante langtidseffekter, noe som medfører begrenset interesse i å vurdere disse estimatene nærmere. For Stavanger er langtidseffekten av både renten og arbeidsledigheten signifikant. Den faktiske langtidseffekten av renten er på tross av dette totalt urimelig²⁷, samtidig som den for arbeidsledigheten er noe mer troverdig. Totalinntrykket er likevel at de estimerte langtidssammenhengene for Stavanger ikke bør tillegges for stor vekt, da justeringsparameteren ikke er signifikant i denne ligningen. For Bergen og Trondheim har både renten, bruttoinntekten og boligkapitalen langtidseffekter på boligprisene. Samtidig er langtidseffekten av arbeidsledigheten ikke-signifikant for Trondheim, mens den er signifikant positiv for Bergen. Dette siste resultatet motstrider enkle økonomiske resonnement, og bør dermed ses bort i fra²⁸. Med bakgrunn i den relativt lave tallverdien på justeringsparameteren, er det igjen ikke overraskende at langtidseffekten avviker betydelig fra korttidseffektene. Dette resulterer videre i en urimelig sterk langsiktig renteeffekt for begge regioner, samtidig som den estimerte langsiktige effekten av bruttoinntekten og boligmassen er mer rimelig²⁹.

5.2.1 Regional analyse: Robusthetstester

Boligprismodellene i tabell 5.2 har altså både gode og mindre gode egenskaper, alt etter som hvilken av regionene som vurderes. I dette kapitlet vil resultatene robusthetstestes, først ved å undersøke resultatene fra en estimering av tilsvarende boligprislikninger som i tabell 5.2, men der den avhengige variabelen er byttet ut³⁰. Deretter estimeres model-

²⁶De estimerte koeffisientene er på linje med funnene i Jacobsen & Naug (2004), men gir sterkere justering enn det som ble funnet i den separate nasjonale analysen.

²⁷Modellen for Stavanger gir en faktisk langtidseffekt av renten på over (-)884 prosent, noe som åpenbart ikke er en reell effekt.

²⁸Utelukkes langtidseffekten av arbeidsledigheten fra modellene medfører dette mindre betydelige endringer i de øvrige estimatene.

²⁹Det kan innvendes at effekten av boligmassen for Bergen er urimelig høy, spesielt ut fra et komparativt perspektiv. Se forøvrig appendiks G.1 for de faktiske langtidseffektene for Bergen og Trondheim. Med bakgrunn i de momentene påpekt ovenfor, er langtidseffekten av arbeidsledigheten utelukket fra disse ligningene.

³⁰Her endres den avhengige variabelen fra å være Eiendom Norges boligprisindeks, til SSBs boligprisindeks, noe som innebærer en forkorting av den tilgjengelige estimeringsperioden fra 2003:1 til 2005:1. Samtidig innebærer denne omleggingen at boligprismodellen for Oslo også inkluderer Bærum, samtidig

lene med andre variabelvarianter enn i tabell 5.2. Dette innebærer å endre variabelen for rente etter skatt, inntekt, langsiktig rente, formue, samt boligmasse/boligbygging. Videre vurderes det nærmere om langtidssammenhengen som ble lagt til grunn er gyldig for hver enkelt region ved bruk av den samme fremgangsmåten som i den nasjonale analysen.

Appendiks G, tabell G.1 viser resultatene fra en reestimering med endret avhengig variabel og en forkortet estimeringsperiode. For Norge som helhet og Oslo (med Bærum) øker justert R^2 betraktelig³¹, mens den for Bergen, Trondheim og Stavanger reduseres. Koeffisientestimatene for korttidseffektene av renten, formuen og den langsiktige renten endres noe i reestimeringen, samtidig som endringene for korttidseffekten av inntekten er mer betydelige. Når det kommer til justeringsparameteren endres denne spesielt for Bergen, Trondheim og Stavanger. Langtidseffekten av renten endres noe³², og det samme gjelder for boligmassen³³ og arbeidsledigheten. Langtidseffektene av inntekten eller estimatene for kvartalsdummyene endres ikke i nevneverdig grad i noen av modellene. Altså har denne reestimeringen vist at resultatene rapportert i tabell 5.2 til en viss grad er sensitive til valget av den avhengige variabelen, samt til hvilken periode ligningene estimeres over. Samtidig er det ikke uventet at koeffisienter, og de tilhørende signifikansnivåene, endres noe når den avhengige variabelen endres. Når den forventningen legges til grunn, synes ikke endringene i reestimeringen å være urimelig mange. Således synes estimatene i tabell 5.2 å stå rimelig støtt etter denne robusthetstesten.

Videre undersøkes modellenes robusthet ved å endre variabelvarianetene for boligmassen/boligbyggingen, inntekten, den langsiktige renten, formuen, samt renten etter skatt³⁴.

som den for Stavanger nå utelukker de øvrige kommunene.

³¹På tross av dette forsvinner ikke problemene med autokorrelasjon, heteroskedastisitet og brudd på normalitetsforutsetningen i reestimeringen av modellen for Oslo.

³²Denne tolkningen baserer seg altså på de estimerte koeffisientene, og ikke den faktiske langtidseffekten.

³³For Stavanger estimeres effekten til å være signifikant positiv, noe som bryter med den teoretisk forventede effekten. Dermed bør ikke dette estimatet tillegges for stor vekt.

³⁴Variabelen for boligmassen endres til en variabel som måler antall fullførte boliger på kommunenivå, inntektsmålet endres fra bruttoinntekt til nettoinntekt, den langsiktige renten endres fra renten på 10-års statsobligasjoner til renten på 5-års statsobligasjoner, formuesvariabelen endres fra en ferdig variabel for nettoformuen hentet fra MODAG/KVARTS-datasettet (Husformue) til en kalkulert nettoformue basert på summen av husholdningssektorens boligkapital (Husbol) og nettofinansformuen (bruttofordringer minus bruttogjeld), mens rentevariabelen igjen endres fra boliglånsrenten til gjeldsrenten. Det gjelder også her at robusthetstesten kunne vært gjort mer detaljert ved endre kun én variabelvariant for hver reestimering, men det vurderes som for omfattende i denne oppgaven.

Resultatene fra reestimeringen finnes i appendiks G, tabell G.2. Disse viser for det første at den justerte determinasjonskoeffisienten R^2 endres noe når disse variablene endres, samt at restleddsegenskapene påvirkes ved at autokorrelasjonsproblemer forsvinner i ligningene for Bergen og Stavanger. Samtidig gir ARCH-testen tilnærmet de samme resultatene som i tabell 5.2³⁵, og normalitetsbetingelsen er ikke lenger brutt i modellen for Bergen i reestimeringen. Endringen av rentevariabelen medfører at korttidseffekten av denne forsvinner for Norge, Bergen, Trondheim og Stavanger. Den kortsiktige inntektseffekten endres mindre, og da i størst grad for Norge og Trondheim, mens den nye formuesvariabelen gir enda mindre tydelige koeffisientendringer. For korttidseffekten av den langsiktige renten, er endringene noe mer betydelige, da hovedsakelig i modellene for Norge og Trondheim. Justeringsparameteren endres også til en viss grad modellene sett under ett. Renteeffekten på lang sikt endres ikke betydelig på tvers av modellene, men signifikansen forsvinner for Bergen og Trondheim. Tilsvarende er ikke den langsiktige inntekts- eller boligbyggingseffekten lenger signifikant for Trondheim. For Stavanger er effekten av boligbyggingen nå signifikant negativ. Langtidseffekten av arbeidsledigheten er videre også tilnærmet den samme i reestimeringene, mens sesongeffektene endres noe. Denne robusthetstesten har altså understreket at de variabelspesifikasjonene som anvendes har betydning for estimatene i samtlige modeller i tabell 5.2. Igjen er det likevel rimelig at det forekommer visse estimatendringer når variabelspesifikasjoner endres, og det synes ikke som estimatene har blitt endret urimelig utover dette. Dette er således positivt for estimatene i tabell 5.2, da det er tydelig at disse ikke er fullstendig avhengige av de variabelvariantene som er benyttet i estimeringene.

Resultatene fra estimeringen av separate langtidssammenhenger for hver region finnes også i appendiks G. Når samtlige av variablene inngår i langtidssammenhengen resulterer dette i stasjonære restleddsprosesser for alle regionene. Dette tilsier isolert sett at det finnes en langtidssammenheng basert på kointegrasjon mellom disse variablene, slik at de tilsynelatende ikke-tilstedeværende langtidseffektene i modellen for Norge og Oslo skyldes inkluderingen av øvrige regressorer. Dette inntrykket modereres derimot når disse ligningene studeres nærmere. Den langsiktige renteeffekten er signifikant for alle modellene unntatt for Bergen, men når renteeffekten studeres for seg selv i en enkel regresjon, resulterer dette i en ikke-stasjonær restleddsprosess for samtlige av modellene. Isolert sett

³⁵Den forenklete White-testen indikerer nå heteroskedastisitet utfordringer i modellen for Norge. For de øvrige modellene gir testen de samme resultatene som ved den initiale estimeringen.

tyder dette på at det ikke finnes en langtidssammenheng mellom boliglansrenten etter skatt og boligprisene, noe som er problematisk med tanke på modelleringen i tabell 5.2. På tross av dette er effekten sterkt signifikant for de fleste regioner, når denne vurderes i en enkel regresjon. Den langsiktige effekten av inntektsvariabelen er kun signifikant for Trondheim og Stavanger når de øvrige variablene også inngår. Studeres derimot denne effekten i en isolert ligning er effekten signifikant for alle modellene, i tillegg til at restleddene er stasjonære for alle modellene unntatt Stavangermodellen. Dette gir indikasjoner på at det finnes en langtidssammenheng mellom inntekten og boligprisene, og at forklaringen på de insignifikante koeffisientestimatene i tabell 5.2 kan knyttes til inkluderingen av de øvrige forklaringsfaktorene i modellene. Videre returnerer reestimeringen hovedsakelig positive effekter av boligmassen både i den fullstendige langtidseffektmodellen, og i de enkle regresjonene³⁶. I de enkle regresjonene er effekten signifikant for alle modeller, og restleddsprosessene er stasjonære for alle modeller unntatt den for Stavanger. Samlet tyder disse resultatene på at det eksisterer en langtidssammenheng mellom boligmassen og boligprisene. Avslutningsvis gir den initiale reestimeringen at arbeidsledigheten har en langsiktig effekt på boligprisene i alle modellene unntatt den for Bergen. Vurderes disse estimatene nærmere i de enkle regresjonene, er det kun i modellen for Trondheim at det fortsatt finnes en signifikant effekt, samtidig som restleddene fra disse enkle regresjonene ikke er stasjonære i noen av modellene. Dette gir indikasjoner på at det heller ikke her finnes noen langsiktig sammenheng mellom boligprisene og arbeidsledigheten. Utelates arbeidsledighetsvariabelen fra den separate estimeringen av de langsiktige ligningene endres disse noe. Størst betydning har dette for Oslo, der langtidssammenhengene i stor grad faller sammen når arbeidsledighetsvariabelen fjernes. I tillegg medfører denne ekskluderingen at flere av de signifikante langtidseffektene av renten faller sammen. Dette svekker altså troverdigheten til det signifikante estimatet for arbeidsledigheten i modellen for Stavanger i tabell 5.2, samt også troverdigheten til det signifikante langsiktige renteestimatet her. På bakgrunn av denne robusthetstesten kan det dermed hevdes at de estimerte langtidseffektene i tabell 5.2 i betydelig grad er avhengig av de øvrige regressorene, og da både de som indikerer korttidseffekter og de øvrige langtidseffektene. Langtidseffektene avhenger dermed i større grad av selve spesifikasjonen av modellen, snarere enn valget av boligprisvariabel eller valget av ulike variabelvarianter.

³⁶De positive koeffisientestimatene i disse reestimeringene motstrider åpenbart konvensjonell økonomisk teori, og tilskrives at dette er estimeringer gjennomført på ikke-stasjonære variabler som begge inneholder en oppadgående trend.

Resultatene i tabell 5.2 har altså i dette kapitlet blitt utsatt for flere robusthetstester, motivert av et behov for å undersøke hvordan disse påvirkes når visse sentrale aspekter ved modellene endres ³⁷. Resultatene herfra tyder på at langtidssammenhengene som er lagt til grunn potensielt er problematiske, samtidig som resultatene er mindre avhengige av valget av boligprisvariabel og ulike variabelvarianter.

5.3 Regional paneldatanalyse

I denne delen av analysen utføres en mer formell komparativ analyse enn den rene tidsserieanalysen i forrige delkapittel. Her anvendes altså paneldata, noe som muliggjør identifisering av separate effekter for hver region i en felles estimering. I tillegg sørger FE-formuleringen for at uobserverbar heterogenitet mellom regionene blir tatt ut av boligprismodellen. Fortsatt legges modellene i tabell 5.2 til grunn. Metodisk følger denne analysen den empiriske studien i Oikarinen & Engblom (2014) i betydelig grad, i det at boligprisdynamikken tillates å variere mellom regionene. Det estimeres altså her en grunnleggende FE-modell, der altså kun konstantleddet tillates å variere mellom modellene. Videre estimeres en ligning der det skilles mellom Oslo, som er Norges klart størst by og den byen med mest betydelige arealrestriksjoner i boligtilbudet, og de øvrige regionene vurdert samlet³⁸. Etter dette presenteres resultatene fra en estimering der alle koeffisientestimat tillattes å variere mellom regionene samtidig. Dermed synes metodene som anvendes her å være godt egnet til å fange opp forskjeller i boligprisdriverne mellom regioner på en bedre måte enn det separate tidsseriemodeller klarer.

FE-modellen som legges til grunn for paneldatanalysene er gjengitt i appendiks H, ta-

³⁷Det ble også vurdert og gjengi resultatene fra estimerte modeller for de regionale boligprisene der prisspredningseffekter inkorporeres. Dette innebærer altså å vurdere om prisendringer i en region påvirker prisene i andre regioner den påfølgende perioden. En forenklet fremgangsmåte innebærer i denne sammenheng å tillegge laggede differensierte priseffekter til modellrammeverket i tabell 5.2. Når dette gjøres, er det boligprisene i Trondheim som tilsynelatende blir sterkest påvirket av boligprisutviklingen andre steder i landet. Dette resultatet bør likevel ikke tillegges for stor vekt, da, som Oikarinen (2005) påpeker, viktig informasjon tilknyttet de langsiktige sammenhengene går tapt hvis bare differensierte prisvariabler inngår i analysen. Dette ville tatt opp uforholdsmessig mye plass og tid hvis det skulle blitt gjennomført. Se derfor Oikarinen (2005), samt kildene som oppgis der.

³⁸I denne delen av oppgaven utelukkes Norge som selvstendig analyseobjekt, da fokuset er på forskjellene mellom de fire regionene. I en utvidet analyse kunne det vært konstruert en selvstendig 'region' for resten av Norge, altså Norge uten Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger. Denne analysen begrenser seg likevel til kun å undersøke forskjellene mellom de fire regionene.

bell H.1. Modellen som benyttes som utgangspunkt her er altså tilnærmet den samme som i den tidligere tidsserieanalysen. Noen endringer er likevel verdt å merke seg. For det første er langtidssammenhengen forenklet kraftig, der både arbeidsledigheten og renten etter skatt er fjernet. Dette som følge av robusthetsresultatene i forrige delkapittel som ga indikasjoner på at å anta en slik langtidssammenheng kan være problematisk. Både arbeidsledigheten og inntekten inngår dermed som variabler med utelukkende kortsiktige effekter. Videre er også den kortsiktige inntektsvariabelen endret fra andrelagget av differansen til den kontemporære effekten, da dette fungerer bedre i denne formuleringen. Modellen som estimeres er dermed gitt på følgende måte:

$$(5.5) \quad \Delta p_{bol_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \Delta RenetaxBO_{it} + \beta_2 \Delta hpinnfskatt_{it} + \beta_3 \Delta formue_{it} \\ + \beta_4 \Delta arbled_{i,t-1} + \beta_5 \Delta Rente10_{i,t-1} + \delta_1 p_{bol_{i,t-1}} + \delta_2 hpboligkapk_{i,t-1} + \delta_3 hpinnfskatt_{i,t-1} \\ + \alpha_1 K1 + \alpha_2 K2 + \alpha_3 K3 + \alpha_4 DBergen + \alpha_5 DTrondheim + \alpha_6 DStavanger + \varepsilon_t$$

Som resultatene viser inngår de inkluderte forklaringsfaktorene med forventet fortegn, og samtlige er også signifikante³⁹. Dette tyder dermed på at denne modellen fungerer godt for regionene samlet, men det innebærer altså nødvendigvis ikke at effektene er de samme for alle regionene.

I den første analysen som gjennomføres tillates koeffisientene å variere mellom Oslo på den ene siden og Bergen, Trondheim og Stavanger på den andre. Dette muliggjør altså en mer formell komparativ analyse enn det som har blitt gjennomført til nå. Resultatene fra denne analysen og en diskusjon av disse finnes i appendiks H.2⁴⁰. Altså gir disse resultatene indikasjoner på visse forskjeller mellom Norge og de øvrige regionene i landet. For samtlige korttidseffekter, med unntatt av renten og arbeidsledigheten, er effekten sterkest

³⁹En nærmere tolkning av koeffisientene i FE-modellen er ikke nødvendig her, da det er det komparative som står i fokus i dette delkapitlet.

⁴⁰En Chow-test, som tester en nullhypotese om parameterlikhet, gir en testobservator på 12.058 i dette tilfellet (når det også testes for likhet i konstanten), noe som gir en åpenbar indikasjon på at det finnes ulikheter i koeffisientene for de to gruppene. En slik test innebærer å gjennomføre en standard F-test, der summen av residualkvadratsummene (SSR) fra separate regresjoner på samme modell for de to gruppene benyttes til å danne SSR_{UR} . Den restriktive formen på SSR (SSR_R) hentes fra en regresjon der gruppene er vurdert samlet og kun én ligning estimeres. Dette gir en test gitt av $F = \frac{[SSR_R - (SSR_1 + SSR_2)] [n - 2(k+1)]}{SSR_1 + SSR_2} \frac{1}{k+1}$, der n er det totale antallet observasjoner og k er antallet parametere i modellen. Denne testen er kun valid under homoskedastisitet.

for de tre sammenslåtte regionene. Samtidig er absoluttverdien til justeringsparameteren større for Oslo, mens sammenligning av langtidseffektene av boligmassen og inntekten vanskeliggjøres henholdsvis av det positive estimatet for Oslo for boligmassen, og det insignifikante estimatet for inntekten. Dette siste moderer til en viss grad funnene i Oikarinen & Engblom (2014), der inntektselastisiteten på langt sikt økte med bystørrelsen. Altså gir dette resultatet indikasjoner på forskjeller i prisdynamikken mellom det finske og det norske boligmarkedet. Videre innebærer ulike korttidseffekter for henholdsvis de tre aggregerte regionene og Oslo at boligprisene endres ulikt på kort sikt ved endringer i disse. Isolert sett indikerer det ulik volatilitet i boligmarkedene, gitt at det antas samme utvikling i de regionsspesifikke faktorene på tvers av regionene. Det er samtidig viktig å påpeke at denne boligprisvolatiliteten også avhenger av en lang rekke faktorer som ikke modelleres her. I tillegg er det viktig å ikke overdrive forskjellene mellom regionene som denne analysen påviser, da de ikke hverken er urimelige eller uventet store.

I den avsluttende analysen, presentert i tabell 5.3, tillattes koeffisientene, i tillegg til konstantleddene, å variere mellom samtlige regioner⁴¹. Dette muliggjør en helhetlig komparativ analyse mellom disse fire regionene. Som det kan observeres i tabellen, er de fleste koeffisientestimat signifikante, i tillegg til at de aller fleste inngår med forventet fortegn. For korttidseffekten av boliglånsrenten varierer koeffisientene mellom (-)8.75 for Oslo og (-)2.77 for Stavanger, samtidig som koeffisientene ikke er signifikante for Bergen og Trondheim⁴². Dette er i tråd med analysen over, som nettopp påpekte at denne effekten var sterkest for Oslo sammenlignet med de tre øvrige regionene samlet. Anundsen & Mæhlum (2017) påpeker, med data for perioden fra 2009 til 2014, i denne sammenheng at Stavanger hadde den høyeste gjeldsgraden⁴³ av disse regionene over hele perioden. Samtidig var gjeldsgraden omtrent den samme for de tre øvrige regionene over hele perioden. Indikasjonene på at boliglånsrenten påvirker boligprisene sterkest i Oslo på kort sikt, synes dermed til en viss grad overraskende gitt at gjeldsgraden her er lavere enn i Stavanger. En initiell forklaring på dette kunne tilskrevet det til det brede gjeldsmålet som anvendes i Anundsen & Mæhlum (2017), som måler samlet gjeld, og som dermed inkluderer

⁴¹Sesongeffektene antas like mellom regionene.

⁴²De estimerte korttidseffektene av renten i tidsserieanalysen indikerte betydelig sterkere effekter regionene sett under ett. Unntaket er Oslo, der størrelsen på koeffisienten nå er betydelig større og signifikant. Samtidig inngår ikke lenger langtidseffekten av renten i modellen, i tillegg til at også øvrige deler av modellen er endret, slik at en sammenligning av koeffisienter må gjøres med et betydelig forbehold.

⁴³Definert som gjeld i forhold til inntekt.

komponenter som ikke blir påvirket av boliglånsrenten. En reestimering der gjeldsrenten (etter skatt) anvendes gir derimot tilnærmet samme resultat, men med svakere effekter for både Oslo og Stavanger, slik at forklaringen på denne forskjellen i koeffisientestimat synes uklar. Videre er korttidseffekten av inntekten desidert sterkest for Stavanger, med en estimert elastisitet på 1.39. Oslo har her den svakeste signifikante effekten på 0.21,

mens estimatet for Bergen ikke er signifikant. Igjen er det betydelige forskjeller mellom regionene med sterkest og svakest effekt, og her er også estimatet for Trondheim ulikt de øvrige⁴⁴. Dette motstrider samtidig ikke funnene i den forrige analysen, der de kortsiktige inntektseffektene ble estimert til å være betydelig sterkere for de tre øvrige regionene i forhold til Oslo⁴⁵. Formueseffektene er derimot mer homogene. Avviket mellom regionen med sterkest effekt, Bergen med en estimert elastisitet på 1.19, og den med svakest effekt, Oslo med 0.86, er relativt lite i forhold til det tilsvarende avviket for de to korttidseffektene vurdert over. Det at effekten er svakest for Oslo er også i tråd med resultatene fra den foregående komparative analysen⁴⁶. Videre er avvikene mellom korttidseffektene av arbeidsledigheten av en mer betydelig størrelsesorden. Den sterkeste effekten finnes for Oslo, noe som er i tråd med funnene over. Her er den estimerte elastisiteten på (-)0.08, mens den for Trondheim, som har det svakeste elastisitetsestimatet, er på omtrent (-)0.02. Forskjellene mellom Bergen og Stavanger er derimot små. Endringer i den langsiktige renten medfører derimot noe mer homogene boligprisendringer på tvers av regionene. Den sterkeste effekten er for boligmarkedet i Bergen⁴⁷, med en estimert semi-elastisitet på (-)0.01, mens den svakeste effekten finnes for Stavanger, der denne er omtrent halvparten så sterk (omtrent (-)0.006). Det kan samtidig observeres at effekten er tilnærmet lik for Oslo og Trondheim.

Når det kommer til sammenligningen av hurtigheten i feiljusteringen mellom regionene, gir resultatene indikasjoner på mindre betydelige forskjeller mellom Oslo, Bergen og Trondheim. Boligmarkedet i Bergen inneholder tilsynelatende den sterkeste korrigerings-effekten, med en estimert koeffisient på i overkant av (-)0.1. Feiljusteringsparameteren for

⁴⁴Resultatene skiller seg betydelig fra de i tidsserieanalysen, der det også ble anvendt en annen variabelspesifikasjon.

⁴⁵Resultatene her tyder på at dette skyldtes den sterke effekten for Stavanger.

⁴⁶Estimatene er også nærmere de i tidsserieanalysen enn det tilfellet var for de to foregående korttidseffektene.

⁴⁷Dette er igjen i tråd med resultatene fra den foregående analysen, samtidig som koeffisientene stemmer godt overens med de for tidsserieanalysen.

Tabell 5.3: Paneldataanalyse: FE-modell med regionspesifikke koeffisienter, 2003:3 - 2017:4

Variabler	Oslo	Bergen	Trondheim	Stavanger
DRenetaxBO	-8.748*** (0.727)	0.007 (1.001)	1.078 (1.109)	-2.772*** (0.934)
Dhpinnfskattk	0.213*** (0.046)	0.175 (0.138)	0.424*** (0.124)	1.386*** (0.137)
Dformue	0.863*** (0.106)	1.186*** (0.102)	0.984*** (0.102)	1.034*** (0.1)
Darbled-1	-0.078*** (0.009)	-0.057*** (0.008)	-0.019** (0.009)	-0.041*** (0.003)
DRente10-1	-0.008*** (0.001)	-0.01*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
pbol-1	-0.086*** (0.004)	-0.105*** (0.012)	-0.094*** (0.015)	0.017 (0.02)
hpboligkapk-1	0.876*** (0.255)	-0.923*** (0.061)	-0.472*** (0.007)	-0.181 (0.131)
hpinnfskattk-1	-0.107 (0.079)	0.423*** (0.035)	0.331*** (0.03)	0.009 (0.074)
K1	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.006)
K2	-0.016** (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.016** (0.007)
K3	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)
Konstant	-9.244*** (2.209)	6.014*** (1.9)	1.655*** (2.4)	1.862*** (1.79)
Antall obs.	232	232	232	232
R^2	0.7524405	0.7524405	0.7524405	0.7524405

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

Robuste standardavvik i parentes.

Stavanger er derimot ikke signifikant. Dette resultatet er ikke i tråd med indikasjonene fra den foregående analysen, der Oslo ble funnet å ha en den sterkeste avviksjusteringen når de tre øvrige regionene inngikk samlet, men dette kan trolig tilskrives den ikke-signifikante effekten for Stavanger. De langsiktige boligmasseeffektene⁴⁸ tilsier igjen en positiv effekt for Oslo, mens de for de to øvrige regionene er negative. Dette er også i tråd med funnene i den foregående analysen. Effekten for Stavanger er ikke her signifikant. Resultatene tyder altså på at det finnes betydelige forskjeller i denne effekten mellom de tre regionene utenom Oslo. Den sterkeste negative effekten finnes i Bergen, der koeffisienten er (-)0.92, noe som tilsier en tilnærmet dobbelt så sterk langsiktig effekt sammenlignet med Trondheim, der koeffisientestimatet er på omtrent (-)0.47. Langtidseffekten av bruttoinntekten er sterkest for Bergen⁴⁹, og ikke signifikant for Oslo og Stavanger. For Oslos del kunne det samme også leses ut av den foregående analysen. Her er de estimerte effektene 0.42 for Bergen og 0.33 for Trondheim, noe som altså indikerer begrensede forskjeller mellom disse to regionene. Samtidig innebærer disse funnene en underbyggelse av resultatene fra den foregående analysen, der det altså ble funnet indikasjoner på at langtidselastisiteten av inntekten ikke øker med regionstørrelse, slik som Oikarinen & Engblom (2014) rapporterer. Den mer detaljerte analysen her indikerer lignende effekter hvis Bergen og Trondheim studeres separat, men ikke hvis Oslo tas med i vurderingen. Det synes dermed problematisk å konkludere om en lignende sammenheng faktisk eksisterer i Norge på bakgrunn av de estimatene som rapporteres her. Samtidig er det verdt å nevne at et raskt blick på forholdet mellom korttidselastisiteten av inntekten og den langsiktige elastisiteten avslører at for Bergen er korttidseffekten ikke signifikant, mens samme region har den sterkeste langsiktige effekten. Samtidig gjelder det eksakt motsatte for Stavanger. Avslutningsvis kan det også observeres at konstantleddet er negativt for Oslo, men positivt for de øvrige regionene.

Denne analysen har altså understreket at det finnes betydelige forskjeller mellom regionene når det kommer til hvilken effekt ulike forklaringsfaktorer har på boligprisutviklingen. Både tidsserieanalysen, og den komparative analysen som sammenlignet Oslo med Bergen, Trondheim og Stavanger, ga indikasjoner på at det finnes signifikante forskjeller mellom dynamikken i de regionale boligmarkedene. Den avsluttende analysen undersøkte videre nyansene i disse forskjellene, og fant at disse tilsynelatende også er betydelige mellom Oslo,

⁴⁸Dette er altså koeffisientene for langtidseffektene, og ikke de faktiske langtidseffektene, som altså kan finnes ved å dele på absoluttverdien til justeringsparameteren.

⁴⁹Dette er i tråd med tidsserieanalysen.

Bergen, Trondheim og Stavanger vurdert separat. Dette gir videre implikasjoner for hvordan boligmarkedene i Norge bør analyseres, spesielt knyttet til at regionale boligmarkeder til en viss grad bør betraktes som heterogene. I forlengelsen av dette gir det implikasjoner for hvordan økonomisk politikk bør føres, da resultatene blant annet indikerer at en renteoppgang på kort sikt slår betydelig sterkere ut i boligmarkedet i Oslo enn i de øvrige tre regionene som er vurdert. Samtidig vil tilsynelatende en (velfungerende) ekspansiv politikk på nasjonalt plan, som isolert sett vil redusere arbeidsledighet og øke median bruttoinntekt, gi heterogene effekter på disse regionenes boligpriser. Hvis boligbygging benyttes i gjennomføringen av en slik politikk, vil dette også gi ulike (langsiktige) boligpriseffekter i de ulike regionene, gitt (den strenge) antagelsen om at boligmassen øker med tilsvarende prosent for samtlige regioner. Resultatene fra disse analysene gir altså grunn til også å ta i betraktning de potensielt heterogene boligpriseffektene, og derigjennom de øvrige effektene på boligmarkedene, av nasjonal økonomisk politikk når denne utformes og implementeres. Samtidig er det klart at disse paneldatanaalysene kunne vært gjennomført med andre variabelvarianter, en annen modellformulering og langtidssammenheng, eller med et ulikt mål på boligprisene, noe som trolig kunne endret resultatene noe. På bakgrunn av dette bør det dermed utvises en naturlig skepsis til resultatene fra denne komparative analysen. Samtidig viste robusthetstestene i forbindelse med den regionale tidsserieanalysen at endringene ikke er urimelig store når disse faktorene endres, slik at de modellformuleringene og variabelvariantene som er benyttet synes godt egnet for å belyse den komparative delen av denne oppgavens problemstilling. Det har dermed ikke blitt funnet nødvendig å gjennomføre ytterligere robusthetstester i forbindelse med denne paneldatanaalysen.

Kapittel 6

Konklusjon

Denne oppgaven har altså undersøkt potensielle boligprisdrivere i Norge og i de største regionene i landet. Dette har blitt gjennomført med utgangspunkt i en todelt problemstilling, der første del fokuserte på Norge som et homogent boligmarked, mens andre del hadde et mer regionalt-komparativt perspektiv. Innledningsvis presenterte og diskuterte oppgaven den nasjonale og regionale prisutviklingen de siste tiårene. Etter dette fulgte presentasjonen av en lang rekke boligøkonomiske forskningsbidrag, samt to boligprismodeller for den norske økonomien. Deretter ble de anvendte metodene presentert, i tillegg til de benyttede dataene. I oppgavens siste del, som ble innledet av den nasjonale analysen for perioden fra 1979 til 2017, ble sluttresultatet fra en lang rekke estimeringer av dynamiske boligprismodeller presentert og diskutert.

Den nasjonale modellen inkluderte kortsiktige rente-, inntekts-, og formueseffekter, samtidig som det ble lagt til grunn en feiljustering, der dagens prisendring til dels ble gjort avhengig av forrige periodes avvik fra en antatt langtidslukevekt. Denne justeringsparameteren ble funnet å være av begrenset størrelse for Norge som helhet, noe som indikerte en betydelig grad av persistens i det norske boligmarkedet. Således ble de faktiske langtidseffektene, der fokuset her var på boliglansrenten etter skatt, inntekten og arbeidsledigheten, av langt mer betydelig størrelsesorden enn korttidseffekten av de samme variablene¹. Disse resultatene ble ettertrykkelig ettergått gjennom diskusjon av modellegenskapene, tester av restleddsegenskapene, reestimering med andre forklaringsvariable, samt ved en alternativ estimering og påfølgende diskusjon av den implementerte langtidssammenhengen. Den regionale tidsserieanalysen, for perioden mellom 2003 og 2017, la til grunn samme modelloppsett som den nasjonale, men her tillot en kortere estimeringsperiode modelleringen av korttidseffektene av den langsiktige renten. I tillegg ble langtidseffekten av boligmassen inkludert i det som fungerte som en initiell komparativ analyse mellom de fire regionene, med Norge som helhet som referanse. Disse resultatene ble igjen etterprøvd, først ved en reestimering med endret boligprisvariabel og forkortet estimeringsperiode, så med en utskiftning av flere av de inkluderte variabelvariantene. I tillegg ble validiteten til den implementerte langtidssammenhengen undersøkt separat for hver modell. Avslutningsvis

¹Arbeidsledigheten inngikk ikke som selvstendig regressor på kort sikt, da det ikke ble funnet noe signifikant effekt av denne.

ble en mer formell komparativ analyse gjennomført, både som en sammenligning mellom Oslo og Bergen, Trondheim og Stavanger samlet, og med en sammenligning mellom samtlige fire regioner.

Resultatene fra disse analysene ga for det første indikasjoner på hvilke faktorer som er viktige for å forklare boligprisendringer i Norge og i de største byene, i tillegg til at det ble påvist en viss heterogenitet mellom boligmarkedene i de største byene i Norge, manifestert ved til tider betydelige forskjeller i enkeltfaktorens betydning for boligprisutviklingen. Samtidig ble det fremhevet at disse resultatene til en viss grad kan hevdes å være avhengige av den estimeringsmetoden, modellformuleringen og de variabelspesifikasjonene som er valgt, slik at ytterligere analyser kreves for å endelig konkludere i dette spørsmålet. Videre forskning på nasjonale og regionale boligpriser bør derfor ha et fokus på dette, da fortrinnsvis også ved å benytte alternative modelloppsett og forklaringsfaktorer enn de inkludert her, og potensielt også mer kompliserte estimeringsmetoder. Dette vil dermed kunne ytterligere belyse potensiell heterogenitet mellom norske boligmarkeder, og på den måten legge et bedre grunnlag for å forstå og analysere de ulike regionale boligmarkeds-effektene av både økonomisk politikk og økonomiske sjokk. Og da boligmarkedet er en sentral komponent i enhver økonomi, vil en forbedring av denne innsikten være essensiell for også å bedre forstå trekkene i den øvrige regionaløkonomiske utviklingen.

Referanser

- Abraham, J.M. & Hendershott, P.H. (1994). *Bubbles in metropolitan housing markets* (NBER Working Paper nr. 4774). National Bureau of Economic Research.
- Adams, Z. & Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19(1), 38-50.
- Anas, A. & Arnott, R.J. (1989). *Dynamic housing market equilibrium with taste heterogeneity, idiosyncratic perfect foresight and stock conversions* (Discussion paper nr. 834). Northwestern University.
- Andrews, D., Sánchez, A.C. & Åsa Johansson. (2011). *Housing markets and structural policies in OECD countries* (OECD Economics Department Working Papers nr. 836). OECD.
- Anundsen, A.K. & Jansen, E.S. (2011). *Self-reinforcing effects between housing prices and credit: Evidence from Norway* (Discussion Papers nr. 651). SSB.
- Anundsen, A.K. & Mæhlum, S. (2017). *Regionale forskjeller i boligpriser og gjeld* (Aktuell kommentar nr. 4). Norges Bank.
- Arestis, P. & González, A.R. (2013). *Modeling the housing market in OECD countries* (Working Paper nr. 764). Levy Economics Institute.
- Barot, B. & Yang, Z. (2002). House prices and housing investment in Sweden and the UK: Econometric analysis for the period 1970 – 1998. *Review of Urban and Regional Development Studies (RURDS)*, 14(2), 189-216.
- Borio, C. & McGuire, P. (2004). *Twin peaks in equity and housing prices?* (BIS Quarterly Review nr. 1, 2004). Bank for International Settlements.
- Boug, P. & Dyvi, Y. (2008). *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi* (Sosiale og økonomiske studier nr. 111). SSB.
- Brown, J.P., Song, H. & McGillivray, A. (1997). Forecasting UK house prices: a time varying coefficient approach. *Economic Modelling*, 14(4), 529-548.
- Caldera, A. & Johansson, A. (2013). *The price responsiveness of housing supply in*

- OECD countries (Journal of Housing Economics, nr. 22:3).*
- Capozza, D.R., Hendershott, P.H., Mack, C. & Mayer, C.J. (2002). *Determinants of real house price dynamics* (NBER Working Paper nr. 9262). National Bureau of Economic Research.
- Case, K.E. & Mayer, C.J. (1996). Housing price dynamics within a metropolitan area. *Regional Science and Urban Economics, 26*(3-4), 387-407.
- Cook, S. (2005). Detecting long-run relationships in regional house prices in the UK. *International Review of Applied Economics, 19*(1), 107–118.
- DiPasquale, D. & Wheaton, W.C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of Urban Economics, 35*(1), 1-27.
- Eitrheim, O. & Erlandsen, S.K. (2004). *Chapter 9 - House price indices for Norway 1819–2003, i Øyvind Eitrheim, Jan T. Klovland og Jan F. Qvigstad (red.). Historical monetary statistics for Norway* (Norges Bank Occasional Papers nr. 35). Norges Bank.
- Emblem, A.W., Theisen, T. & Aamo, B.S. (2017). *Regionale forskjeller i boligprisutviklingen - mulige årsaker (Samfunnsøkonomen nr. 6).*
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4. utg.). Wiley.
- Engelhardt, G.V. & Poterba, J.M. (1991). House prices and demographic change: Canadian evidence. *Regional Science and Urban Economics, 21*(4), 539-546.
- Englund, P. & Ioannides, Y.M. (1997). House price dynamics: An international empirical perspective. *Journal of Housing Economics, 6*(2), 119–136.
- Gallin, J. (2006). The long-run relationship between house prices and income: Evidence from local housing markets. *Real Estate Economics, 34*(3), 417-438.
- Girouard, N. & Blöndal, S. (2001). *House prices and economic activity* (OECD Economics Department Working Papers nr. 279). OECD Publishing, Paris.
- Girouard, N., Kennedy, M., André, C. & van den Noord, P. (2006). *Recent house price developments: The role of fundamentals* (OECD Economics Department Working

- Papers nr. 475). OECD Publishing, Paris.
- Grindaker, M.H. (2017). *Boligpriser og husholdningenes konsum* (Staff Memo nr. 11). Norges Bank.
- Hamilton, J.D. (2017). *Why you should never use the Hodrick-Prescott filter* (Paper). Department of Economics, UC San Diego.
- Hanisch, T.J., Søylen, E. & Ecklund, G. (1999). *Norsk økonomisk politikk i det 20. århundre: Verdivalg i en åpen økonomi*. Høyskoleforlaget.
- Harris, J.C. (1989). The effect of real rates of interest on housing prices. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2(1), 47-60.
- Holly, S. & Jones, N. (1997). House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries. *Economic Modelling*, 14(4), 549-565.
- Hort, K. (1998). The determinants of urban house price fluctuations in Sweden 1968–1994. *Journal of Housing Economics*, 7(2), 93–120.
- Husbanken. (2017a). *Historie*. (Hentet fra: <https://www.husbanken.no/om-husbanken/historikk/>)
- Husbanken. (2017b). *Hvem gjør hva i boligpolitikken?* (Hentet fra: <https://www.husbanken.no/boligpolitikk/hvem-gjor-hva-i-boligpolitikken/>)
- Husbanken. (2017c). *Om boligpolitikken*. (Hentet fra: <https://www.husbanken.no/boligpolitikk/mal-strategier-and-virkemidler-i-boligpolitikken/>)
- Husbanken. (2018). *Boligpolitikk*. (<https://www.husbanken.no/boligpolitikk/>)
- Iversen, K.O. (2017). *Hvor lenge skal boligprisene i Oslo falle?* (Hentet fra: <http://www.dnbeiendom.no/altombolig/kjop-and-salg/boligpriser1/2017/nar-smur-boligprisene-i-oslo/>)
- Jacobsen, D.H. & Naug, B.E. (2004). Hva driver boligprisene? *Penger og Kreditt* 4/04,

Norges Bank.

- Jud, G.D. & Winkler, D.T. (2002). The dynamics of metropolitan housing prices. *Journal of Real Estate Research*, 23(1/2), 29-45.
- Knudsen, D. (1994). Residential investments and house prices in Denmark. *Economic Modelling*, 11(2), 201-214.
- Koskela, E., Loikkanen, H.A. & Virén, M. (1992). House prices, household saving and financial market liberalization in Finland. *European Economic Review*, 36(2-3), 549-558.
- Krogh, T.S.H. (2010). *Credit regulations in Norway, 1970 - 2008* (Reports nr. 37). SSB.
- Larsen, E.R. & Sommervoll, D.E. (2003). *Til himmels eller utfor stupet? En katalogisering av forklaringer på stigende boligpriser* (Notater nr. 64). SSB.
- Leung, C. (2004). *Macroeconomics and housing: A review of the literature* (Forberedt for konferansen "Housing market and the Macro Economy: the nexus"). Chinese University of Hong Kong.
- Lie, E. (2012). *Norsk økonomisk politikk etter 1905*. Universitetsforlaget.
- Lindh, T. & Malmberg, B. (2008). Demography and housing demand — What can we learn from residential construction data? *Journal of Population Economics*, 21(3), 521-539.
- Lindquist, K.-G., Solheim, H. & Vatne, B.H. (2017). *Husholdningenes gjeld og koplinger til boligmarkedet. Konsekvenser for finansiell stabilitet* (Aktuell kommentar nr. 7). Norges Bank.
- Malpezzi, S. (1996). Housing prices, externalities, and regulation in US metropolitan areas. *Journal of Housing Research*, 7(2), 29-45.
- Malpezzi, S. (1999). A simple error correction model of house prices. *Journal of Housing Economics*, 8(1), 27-62.
- Mankiw, N.G. & Weil, D.N. (1989). The baby boom, the baby bust, and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 19(2), 235-258.

- Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation. *Housing Studies*, 14(6), 733-753.
- Meen, G. (2002). The time-series behavior of house prices: A transatlantic divide? *Journal of Housing Economics*, 11(1), 1-23.
- Mikalsen, B.-E. & Takla, E. (2017). *Ny prognose for boligpriser 2017-2020*. (Hentet fra: <https://www.dn.no/static/projects/2017/10/boligspesial/>)
- Myrvold, T.M., Strand, A., Holm, A. & Hansen, T. (2002). *Kommunal boligpolitikk - fragmentert og reaktiv* (NIBR-rapport nr. 5). Byggforsk: Norges byggforskningsinstitutt.
- Nneji, A., Brooks, C. & Ward, C.W. (2013). House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes. *Economic Modelling*, 32(1), 172-178.
- Nordbø, E.W. (2013). *Innvandring og boligpriser i Norge* (Staff Memo nr. 8). Norges Bank.
- Nordvik, V. (1993). *Boligpriser og forventningsdannelse: Sammenhengen mellom forventet og faktisk boligpris* (Prosjektrapport nr. 121). Byggforsk: Norges byggforskningsinstitutt.
- Nordvik, V. & Medby, P. (2007). *Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder* (NOVA Rapport nr. 8). Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring.
- NOU. (1992). *Bankkrisen* (Utvalg for å vurdere omfanget av årsaker til krisen i banknæringen nr. 30, 1992). Finans- og tolldepartementet.
- NOU. (2002). *Boligmarkedene og boligpolitikken* (Boligutvalget, nr. 2, 2002). Kommunal- og regionaldepartementet.
- NOU. (2009). *Fordelingsutvalget* (Norges offentlige utredninger nr. 10, 2009). Finansdepartementet.
- NOU. (2011). *Rom for alle: En sosial boligpolitikk for framtiden* (Norges offentlige utredninger nr. 15, 2011). Kommunal- og regionaldepartementet.
- Oikarinen, E. (2005). *The diffusion of housing price movements from centre to*

- surrounding areas* (ETLA Discussion Papers nr. 979). The Research Institute of the Finnish Economy (ETLA).
- Oikarinen, E. (2009). Interaction between housing prices and household borrowing: The Finnish case. *Journal of Banking and Finance*, 33(4), 747-756.
- Oikarinen, E., Bourassa, S.C., Hoesli, M. & Engblom, J. (2017). *Revisiting the house price-income relationship* (Presentation). ERES Annual Conference.
- Oikarinen, E. & Engblom, J. (2014). *Regional differences in housing price dynamics: Panel data evidence* (Discussion Paper nr. 94). Aboa Centre for Economics.
- Pain, N. & Westaway, P. (1997). Modelling structural change in the UK housing market: a comparison of alternative house price models. *Economic Modelling*, 14(4), 587-610.
- Piazzesi, M. & Schneider, M. (2016). Housing and Macroeconomics. I *Handbook of macroeconomics*.
- Pope, D.G. & Pope, J.C. (2012). Crime and property values: Evidence from the 1990s crime drop. *Regional Science and Urban Economics*, 42(1-2), 177-188.
- Potepan, M.J. (1996). Explaining intermetropolitan variation in housing prices, rents and land prices. *Real Estate Economics*, 24(2), 219-245.
- Poterba, J.M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: An asset-market approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4), 729-752.
- Poterba, J.M. (1991). House price dynamics: The role of tax policy and demography. *Brookings Papers on Economic Activity*, 22(2), 143-204.
- Ravn, M.O. & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371-376.
- Reichert, A.K. (1990). The impact of interest rates, income, and employment upon regional housing prices. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(4), 373-391.
- SSB. (2018). *Prosjekt: MODAG and KVARTS*. (Hentet fra: <http://www.ssb.no/forskning/makroekonomi/konjunkturanalyser-and->

prandnoser/modag-and-kvarts)

Stortingsmelding. (2008). *Nasjonalbudsjettet 2009* (Melding til Stortinget nr. 1, 2008-2009). Finansdepartementet.

Stortingsmelding. (2013). *Byggje – bu – leve: Ein bustadpolitikk for den einskilde, samfunnet og framtidige generasjonar* (Melding til Stortinget nr. 17, 2012-2013). Kommunal- og regionaldepartementet.

Stortingsmelding. (2017). *Perspektivmeldingen 2017* (Melding til Stortinget nr. 29, 2016-2017). Finansdepartementet.

Sutton, G.D. (2002). *Explaining changes in house prices* (BIS Quarterly Review nr. 3, 2002). Bank for International Settlements.

Take, M. (2012). *Boligprisindeksen: Dokumentasjon av metode* (Notater nr. 10). SSB.

Tsatsaronis, K. & Zhu, H. (2004). *What drives housing price dynamics: Cross-country evidence* (BIS Quarterly Review nr. 1, 2004). Bank for International Settlements.

Wooldridge, J.M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach* (6. utg.). Cengage Learning.

Zhang, H. (2013). *Quantitative modelling of UK housing prices* (Doktorgradsavhandling). Newcastle University Business School.

Appendiks

Appendiks A

Prisdannelsen i boligmarkedet

Dynamikken i boligmarkedet følger av en lang rekke faktorer på både tilbuds- og etterspørselssiden i markedet. Denne oppgavens målsetning om å empirisk modellere prisene i boligmarkedet på kort og lang sikt forutsetter at det er gitt en teoretisk introduksjon til dynamikken i boligmarkedet. Dette er bakgrunnen for dette kapitlet. Her vil tilbuds- og etterspørselssiden i markedet bli presentert, og markedslikevekten stilisert fremstilt. I tillegg vil det kort diskuteres tilfellet der det ikke er samsvar mellom tilbud og etterspørsel i markedet, og hvilke faktorer som da vil kunne være viktige for å bestemme prisene. Selv om den initielle fremstillingen med en markedslikevekt kan virke forenkende, er det en god grunn til å begynne på denne måten, da boligmarkedet, på tross av at det kan presenteres i et standard markedslikevektdiagram, har flere kjennetegn som gjør at det skiller seg fra andre markeder. Sentralt her er tidshorisonten i boligtilbudet, som er opphavet til at det er fornuftig å dele tilpasningen i boligmarkedet inn i kort og lang sikt. I tillegg til å presentere tilbuds- og etterspørselssiden, samt markedslikevekten som oppstår gjennom interaksjonen mellom disse, vil dette kapitlet også kortfattet peke på faktorer som kan endre markedslikevekten. Dermed vil det allerede her bli presentert faktorer som vil være sentrale for den empiriske analysen senere i oppgaven. En nærmere spesifisering av hvilke variabler som vil inngå i denne analysen gis derimot ikke her, da dette forbeholdes kapitlet "Data og empirisk metode".

Innledningsvis er det også viktig å påpeke at boligmarkedet er å regne som et uoversiktlig og komplekst marked. Dette er spesielt knyttet til at boligmarkedet er heterogent langs en rekke dimensjoner, noe som innebærer at det totale markedet egentlig består av flere delmarkeder (Nordvik & Medby, 2007; NOU, 2002). Slike delmarkeder eksisterer på bakgrunn av ulike egenskaper ved boliger, altså kan det totale markedet deles inn i markedet for brukte og nye boliger, i delmarkeder basert på boligens kvalitet og størrelse, samt etter om boligen inngår i selveie- eller leiemarkedet, blant annet. Det er også åpenbart at en bolig kan tilhøre flere delmarkeder, og at det er betydelige markedsmessige eksternaliteter mellom disse delmarkedene (NOU, 2002). En følge av dette er at etterspørselssiden, og også tilbudssiden, i det aggregerte markedet egentlig består av tilbud og etterspørsel fra flere delmarkeder. Med andre ord ville en mer virkelighetsnær fremstilling av boligmarkedet medført en separat vurdering av

tilbud og etterspørsel i hvert delmarked, da faktorene, og styrken på disse, som driver tilbud og etterspørsel i hvert delmarked til en viss grad vil kunne være ulike. I den videre oppgaven ses det derimot bort fra dette, da det fokuseres på gjennomsnittlige effekter i boligmarkedet.

A.1 Etterspørselssiden

En bolig er både et konsumgode som kjøpes for å tilfredstille konsumentens behov, samtidig som det er et kapital- eller formuesobjekt (Jacobsen & Naug, 2004; NOU, 2002). Det er private husholdninger som utgjør etterspørselssiden i boligmarkedet, og deres motivasjon for å etterspørre bolig kommer delvis av konsumet som muliggjøres ved å eie bolig. Dette boligkonsumet innebærer de tjenestene som boligen produserer når den blir benyttet av husholdningen selv, og verdien på disse tjenestene er kvantifisert av den hypotetiske husleien på boligen (Boug & Dyvi, 2008; NOU, 2002). Videre er motivasjonen til å etterspørre bolig også knyttet til at dette er en investering i et kapitalobjekt, som kan gi avkastning på lik linje med et verdipapir. Det er grunn til å hevde at det er den første komponenten i boligetterspørselen, knyttet til kjøp av bolig for boformål og eget konsum av bolig, som er den desidert viktigste i praksis (Jacobsen & Naug, 2004). Et kjennetegn ved boligmarkedet er også, med unntak av førstegangskjøpere, at de fleste som etterspør bolig også er tilbydere av bolig. Det er grunn til å anta at det er mange faktorer som spiller inn på avgjørelsen om å delta aktivt i boligmarkedet når man allerede eier bolig, men effekten av at de fleste aktørene inngår på begge sider i markedet samtidig ved bytte av bolig er trolig at etterspørselen er mindre prisfølsom (Emblem et al., 2017)¹. Som nevnt i innledningen er et boligkjøp ofte det største enkeltkjøpet en husholdning foretar gjennom livsløpet, samtidig som boligformue utgjør størstedelen av formuen til gjennomsnittshusholdningen. Beslutningen om kjøp av bolig skiller seg altså fra andre konsumbeslutninger, da den i stor grad påvirker konsummulighetene i mange år fremover (Nordvik, 1993). Dette innebærer at etterspørselssiden i markedet i all hovedsak inneholder aktører med en betydelig økonomisk tilknytning til dette markedet.

¹Dette skyldes at når boligprisene stiger, vil det både øke salgsprisen på egen bolig, og dermed den disponible inntekten, samt øke de øvrige prisene i markedet. For personer som allerede er en del av boligmarkedet vil dermed ikke etterspørselen falle like mye når prisene øker, da noe av prisøkningen på egen bolig demper denne isolert sett negative etterspørselsimpulsen.

Den aggregerte etterspørselskurven for boligmarkedet vil ha en velkjent form, altså fallende og konveks i pris-kvantum-diagrammet. Prisfall når prisen er høy har mindre effekt på etterspørselen enn prisfall når prisen er lav, altså antas det at marginalelastisiteten er avtakende i prisen.

A.2 Tilbudssiden

Tilbudet i boligmarkedet omfatter både nye og eksisterende boliger som tilbys i markedet. En særegenhet i boligmarkedet er betydningen av tidsaspektet i tilbudet, da beslutningene som tas her ofte har svært lang tidshorisont (NOU, 2002). Dette er åpenbart knyttet til at det tar tid å bygge nye boliger, og dermed at investeringene i nye boliger skjer over flere år. Boug & Dyvi (2008) påpeker i denne sammenheng at omtrent 60 prosent av investeringene er forventet å komme det året byggingen starter, med om lag 35 prosent av investeringene det påfølgende året. De resterende fem prosentene er antatt å komme to og tre år etter igangsettingen av byggeprosjektet. I tillegg bidrar omstillings- og kapasitetsbeskrankninger og kommunale arealreguleringer til en ytterligere tidkrevende prosess. Dette tidsaspektet i boligtilbudet innebærer dermed at tilbudet ikke umiddelbart kan justeres for å tilpasse seg en endret økonomisk situasjon, noe som kan medføre treghet i markedstilpasningen. Dette gir dermed opphav til å skille mellom kort og lang sikt i boligtilbudet.

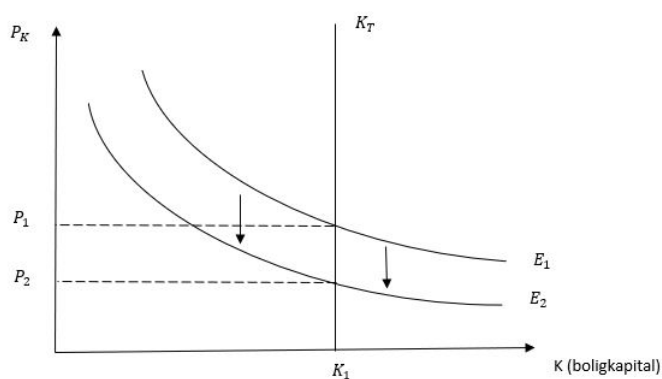
På kort sikt er boligtilbudet tradisjonelt sett modellert til å være perfekt uelastisk, noe som altså innebærer at boligtilbudet ikke reagerer på prisendringer på kort sikt. Dette krever altså en situasjon med gitt, fast boligtilbud, og på kort sikt er det altså umulig eller svært vanskelig for boligbyggere å øke kapasiteten i produksjonen av nye boliger. Derimot vil det på lang sikt være mulig å endre denne kapasiteten, slik at det er mulig å tilpasse seg en endret markedssituasjon. Tilbudet i boligmarkedet er således langt mer elastisk på lang sikt enn kort sikt, slik at tilbudskurven går fra å være vertikal eller tilnærmet vertikalt på kort sikt, til å bli stigende i prisnivået på lang sikt. Her er det verdt å nevne at den langsiktige priselastisiteten i boligbyggingen i Norge er på et middels nivå sammenlignet med andre OECD-land (Caldera & Johansson, 2013). Videre er det rimelig å anta at også tilbudskurven er konveks, som følge av at kapasiteten i produksjonen av nye boliger har en øvre grense. Når denne maksgrensen for produksjonen nås, vil det ikke lenger være mulig for utbyggere å skalere opp produksjonen som følge av markedsendringer. En slik maksgrense følger intuitivt fra

naturlige begrensninger som tilgang på arbeidskraft og landareal. Tilbudskurven vises grafisk i neste delkapittel, der det ses nærmere på markedslikevekten på kort og lang sikt.

A.3 Markedslikevekt på kort og lang sikt

Settes tilbuds- og etterspørselssiden i boligmarkedet sammen, bestemmes boligpris og boligkapital på kort og lang sikt i markedslikevekten. På kort sikt har vi altså et svært uelastisk tilbud. I figur A.1 er fremstillingen noe forenklet, ved at tilbudskurven er perfekt uelastisk.

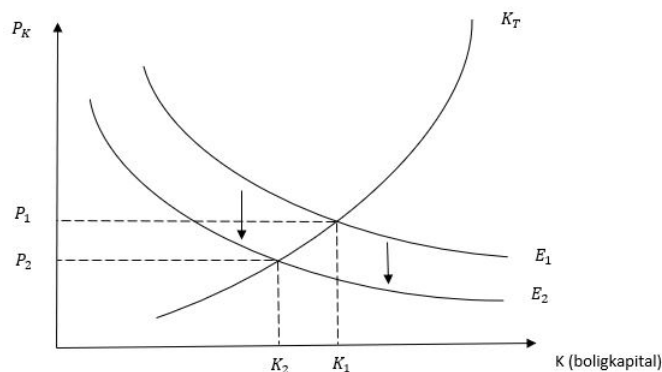
Figur A.1: Markedslikevekt på kort sikt



Som figuren over illustrerer, vil prisendringer i boligmarkedet på kort sikt være hovedsakelig etterspørselsdrevet. Dette skyldes altså at tilbudet er gitt, og dermed ikke reagerer på priseendringer. I figuren er også et hypotetisk negativt etterspørselssjokk tegnet inn. Utgangspunktet er at markedet er i kortsiktig likevekt. I skiftet fra E_1 til E_2 faller etterspørselen, med påfølgende utslag i prisnivået i markedet. Men da boligkapitalen er gitt på kort sikt, vil ikke denne endres. Altså manifesterer det negative etterspørselssjokket seg kun som en prisdepresiering, illustrert i figur A.1 som bevegelsen fra P_1 til P_2 . Mekanismen følger her av at når det negative etterspørselssjokket inntreffer, så er tilbudet av boliger langt større enn etterspørselen for fast prisnivå gitt ved P_1 . For at markedet skal klarere må boligprisene falle slik at etterspørselen i markedet er lik tilbudet. Dette inntreffer først når boligprisene har falt til P_2 . I realiteten vil det ta noe tid før denne markedstilpasningen skjer, slik at boligprisene vil falle trinnvis ned til nytt likevektsnivå. I denne tilpasningsperioden vil tilbudsoverskuddet gradvis avta når boligprisene faller.

Dette inntrykket endrer seg på lang sikt da det er mulig for boligbyggere å nedskalere produksjonen, slik at det negative etterspørselssjokket ikke kun gir en priseffekt. Dette er illustrert i figur A.2, der tilbudskurven nå er konvekst stigende i prisenivået.

Figur A.2: Markedsliekevekt på lang sikt



Vi observerer altså at på lang sikt så gir det negative etterspørselssjokket fra E_1 til E_2 både en reduksjon i prisen, samt en reduksjon i tilbudet av boliger. Utgangspunktet er altså at markedet er i langsiktig likevekt, slik at marginal betalingsvillighet for bolig er lik den marginale produksjonskostnaden. Når etterspørselen da er initiell stabil, blir nybyggingen determinert slik at den nøyaktig motsvarer depresieringen i boligkapitalen, noe som gir stabile boligpriser på lang sikt (Nordvik & Medby, 2007). Når etterspørselskurven da skifter, er det på lang sikt mulig for boligbyggere å nedskalere produksjonen, slik at etterspørselssjokket ikke kun gir en effekt på prisen. Prisendringen som følge av det negative etterspørselssjokket gir dermed et signal til utbyggere om å redusere nybyggingen, noe som i tillegg til depresieringen av eksisterende boligmasse, bidrar til at aggregert boligmasse går ned. Som følge av dette blir effekten på prisen mindre på lang sikt enn på kort sikt, da det å redusere boligtilbudet isolert sett øker prisene i boligmarkedet. Nordvik & Medby (2007) påpeker i denne sammenheng at det er to faktorer som bestemmer hvor stor prisendringen blir på lang sikt. Det første er knyttet til om etterspørselssjokket er midlertidig eller varig, altså om etterspørselskurven returnerer til sin utgangsposisjon innen relativt kort tid eller ikke. Et midlertidig sjokk kan for eksempel følge av at en enkelt fødselskohort endrer sine preferanser for tidspunktet for å kjøpe sin første bolig. For det andre avhenger prisendringen av om grensekostnaden er stigende i boligmassen, noe som kan følge av at billige og tilgjengelige

tomter benyttes først i boligbyggingen. Dette andre punktet er videre knyttet til elastisiteten i boligtilbudet, noe som i figur A.2 er illustrert ved den stigende, konvekse tilbudskurven. Effekten av etterspørselssjokket er altså avhengig av denne elastisiteten. Ved et svært elastisk tilbud blir priseffekten av et etterspørselssjokk liten i forhold til kvantumeffekten, da sjokket medfører en relativt stor nedskalering i boligbyggingen og betydelig reduksjon i antall boligselgere. Dermed reduseres boligtilbudet kraftig, og prisen behøver ikke falle mye før langtidslikevekt igjen nås i boligmarkedet. Det er rimelig å anta at denne elastisiteten er avhengig av tidshorizonten. Dette innebærer at tilbudskurven i boligmarkedet utviser ulike elastisitetsegenskaper avhengig av hvor lang tidshorizont som legges til grunn. Dermed vil bevegelsen fra tilbudskurven i figur A.1 til den tilsvarende i figur A.2 inneholde en lang rekke mellomsteg, der elastisiteten i tilbudet vil være ulik. På tross av dette legges det i denne forenklete fremstillingen ikke eksplisitt vekt på denne bevegelsen fra kort sikt, til mellomlang sikt, til lang sikt.

A.4 Potensielle drivkrefter bak endringer i markedslikevekten

Med den teoretiske fremstillingen av likevekten i boligmarkedet på kort og lang sikt ovenfor, og illustreringen av effektene av et negativt etterspørselssjokk, vil det også være hensiktsmessig å gi et overordnet bilde på hvilke faktorer som kan være med å endre denne markedslikevekten. Det er hensikten med dette delkapitlet, som er ment å gi en introduksjon til potensielle prisdrivere i boligmarkedet, og mange av de faktorene som nevnes her omtales nærmere både i kapitlet om tidligere forskning og i forbindelse med de empiriske analysene senere i oppgaven.

Den overordnede fremstillingen i dette kapitlet er hentet fra Larsen & Sommervoll (2003), der forklaringsfaktorer på stigende boligpriser i Oslo på 1990-tallet er katalogisert. Denne listen modifiseres noe, og det presenteres også forklaringsfaktorer fra andre sentrale kilder, herunder Boug & Dyvi (2008), NOU (2002), Jacobsen & Naug (2004), Anundsen & Jansen (2011), Emblem et al. (2017) og Poterba (1984). Faktorene som presenteres her gir dermed et godt oversiktsbilde på kilder til endringer i boligmarkedet generelt, uten at disse utdypes i noe betydelig grad. Faktorene separeres på bakgrunn av om de inngår på etterspørsels- eller tilbudssiden i markedet, slik at de gir opphav til enten skift i etterspørsels- eller tilbudskurven. I tabellene som presenteres

under vil de elementene som medfører avvik fra langtidslikevekt² i boligmarkedet være markert i tykk skrift. Dette er faktorer på både etterspørsels- og tilbudssiden som potensielt kan forårsake ustabilitet og raske prisendringer i markedet, en situasjon som altså avviker fra en langtidslikevekt kjennetegnet av stabil prisutvikling (Larsen & Sommervoll, 2003).

Som det fremkommer av tabell A.1 under, er det mange faktorer som potensielt kan påvirke plasseringen til etterspørselskurven i boligmarkedet. For det første er det en lang rekke mer grunnleggende faktorer som kan gi opphav til endringer i boliggetterspørselen, og disse kjennetegnes i stor grad av stabil utvikling over tid. Disse inkluderer samfunnsmessige utviklingstrekk, herunder urbanisering og sentralisering, demografiendringer og innvandring, endringer i yrkessammensetninger og utdanningsstruktur, samt økonomiske faktorer kjennetegnet av betydelig autokorrelasjon, som endringer i spareadferd, endringer i lønnsstruktur, endringer i relativ produktivitet, endringer i skattesystemet, endringer i reguleringene i kredittmarkedet, samt endringer i kapitalslitet på bolig. Dette er alle faktorer der mye av endringen følger av politiske beslutninger, den teknologiske utviklingen, samt samspillet mellom disse.

Videre er det ikke overraskende at økonomiske variable med stor betydning for private husholdninger også er med som potensielle forklaringsfaktorer. Her inngår fundamentale faktorer som konjunktursituasjon (utviklingen i BNP), rentenivå, arbeidsledigheten og inflasjonen. Disse parametrene blir selvsagt igjen påvirket av en lang rekke faktorer. Konjunktursituasjonen kan i denne forbindelse gi opphav til en dobbeleffekt i boliggetterspørselen. Dette avhenger av om disse konjunktorene samsvarer med etterspørselsaktørens forventninger til økonomien, slik at både konjunktursituasjonen i seg selv endrer boliggetterspørselen, i tillegg til at forventninger om fremtiden gir seg utslag i endret kredittopptak og dermed endret boliggetterspørsel (Larsen & Sommervoll, 2003). Følgelig kan konjunktursituasjonen, herunder forventningene om utviklingen i disponibel inntekt fremover, medføre at boligmarkedet befinner seg utenfor langtidslikevekt.

Kombinasjonen av faktorene over gir seg altså utslag i utviklingen i disponibel inntekt

²Definert som "En likevekt hvor realboligpris i en periode er lik realpris i neste periode der tidsaspektet er innkalkulert" (Larsen & Sommervoll, 2003, s. 27)

Tabell A.1: Potensielle skiftfaktorer for etterspørselen i boligmarkedet

Urbanisering/sentralisering (Endringer i innbyggertall, befolkningsendringer)	Endrede forventninger om utviklingen i inntekt
Endringer i demografi/innvandring/husholdningsstørrelse	Endringer i brukerprisen på bolig
Endringer i konjunktursituasjon	Endringer i rente
Endringer i spareadferd	Endret kjøpsstrategi
Endret yrkes- og utdanningsstruktur	Endringer i forventningene om fremtidige realboligpriser (Offisielle prisindekser (SSB))
Endret lønnsstruktur	Endringer i nivået på arbeidsledigheten
Endret relativ produktivitet	Endringer i kredittmarkedet (og i husholdningenes gjeldsgrad)
Endringer i skattesystemet (endringer i skattefordelen ved å eie bolig)	Endringer i inflasjonen
Spekulativ verdiobjektboble	Korreksjon av over- og underprising
Endringer i mediernes fremstilling av økonomien og boligmarkedet	Megleradferd
Endret disponibel inntekt for husholdningene	Endringer i kapitalslitet på bolig
Forventet kapitalgevinst i boliginvesteringen (Avvik mellom pris og potensielle leieinntekter, samt potensiell prisstigning)	

Kilde: Larsen & Sommervoll (2003), Boug & Dyvi (2008), NOU (2002), Jacobsen & Naug (2004), Anundsen & Jansen (2011), Emblem et al. (2017) og Poterba (1984).

for husholdningene, samt forventningene om utviklingen i denne fremover. Implisitt i disse forventningene er også husholdningenes forventninger om den økonomiske utviklingen i Norge fremover. Også forventningen om fremtidige boligpriser er med å påvirke boliggetterspørselen i dag, og disse forventningene dannes utfra aktørers observasjon av trender i boligprisene gjennom såkalte adaptive forventninger, samt offisielle prisindekser fra blant annet SSB (Emblem et al., 2017; Nordvik, 1993). Dette forutsetter at disse prisindeksene gir et mest mulig nøyaktig bilde av virkeligheten, noe som ikke nødvendigvis er tilfellet (Emblem et al., 2017). I tillegg kan husholdningenes forventninger om boligmarkedet, og økonomien forøvrig, påvirkes av både sentrale aktører i boligmarkedet, som eiendomsmeidlerbedrifter, samt av mediene. Potensielt medfører dette at tilstanden i boligmarkedet avviker fra langtidslikevekten. Eiendomsmeidlerne spiller i tillegg en rolle på etterspørselssiden ved å påvirke potensielle

kjøpere, formodentlig i mer betalingsvillig retning, og da drevet av incentiver til å nå en høyere salgspris for både egen økonomisk gevinst, i form av lønn og bonuser, samt for selgers gevinst. Forventet kapitalgevinst i boliginvesteringen er også en drivkraft på etterspørselssiden. Her spiller avviket mellom dagens pris og potensielle leieinntekter, samt forventet prisstigning over investeringshorisonten, inn. Videre er også brukerprisen på bolig, altså hvor mye det koster å holde én boligenhet i en periode, avhengig av faktorer nevnt ovenfor, herunder (real)renten (etter skatt), kapitalslitet, prisen på boligen, samt forventet realprisstigning på boligen (Boug & Dyvi, 2008; Emblem et al., 2017).

Blant de øvrige faktorene som potensielt kan påvirke boligmarkedet på etterspørselssiden finner vi spekulasjonsdrevne boligbobler, altså tilfeller der spekulasjon på etterspørselssiden i markedet medfører høyt transaksjonsnivå, kombinert med markedspriser som avviker signifikant fra fundamentale priser (avvik fra langtidslukevekt). Videre kan endret kjøpsstrategi være med på å påvirke etterspørselen, og dermed prisene. I boligmarkedet møtes etterspørere med ulike strategier for kjøp, som enten kan være nøye vurdert eller mer intuitiv (Larsen & Sommervoll, 2003). Den potensielle effekten på aggregert etterspørsel er her knyttet til at en gitt husholdning som er på utkikk etter en gitt boligtype med en rekke karakteristikk, kan oppleve at denne typen bolig har en høyere, eller lavere, markedspris enn det som ble forventet i utgangspunktet. Dette kan medføre endret kjøpsstrategi, og dermed påvirke boligetterpørselen. Til slutt i oppsummeringen av sentrale faktorer på etterspørselssiden i boligmarkedet er korreksjoner av under- og overprising. Dette følger fra standard økonomisk innsikt, som illustrert i forrige delkapittel. Opplevs prisene i markedet for høye, reduseres aggregert etterspørsel, og opplevs de for lave, vil de drives opp av et etterspørselspress helt til likevekt igjen nås. Dette er dermed et tilfelle der priser og boligkapital initielt kan avvike fra langtidslukevekten.

Etter å ha presentert en kort oversikt over sentrale faktorer på etterspørselssiden i boligmarkedet, er det nå hensiktsmessig å se på tilbudssiden. Tabell A.2 gir en oversikt over de viktigste drivkreftene her.

Det er tydelig at også på tilbudssiden spiller mer brede utviklingstrekk en rolle i å påvirke markedsløsningen. Her finner vi effekten av endringer i reguleringer, tillatelser og bevilgninger, endringer i skattesystemet, endringer i transportteknologi og infrastruktur,

Tabell A.2: Potensielle skiftfaktorer for tilbudet i boligmarkedet

Endringer i reguleringer, tillatelser og bevilgninger	Endret salgs- og byggestrategi
Endringer i skattesystemet	Tregheter i bygge- og bevilgningsprosessen
Endret transportteknologi og infrastruktur	Megleradferd
Endret boligavgang	Endrede institusjonelle forhold
Endret boligbygging	Endret eier- og leierandel av total boligmasse
Endret konkurranse om boligbygging og arbeidskraft	Endrede kostnadsforhold (utviklings- og byggekostnader)
Endret byggekapasitet	Tilgang og priser på byggeklare tomter
Endringer i utbyggers avkastningskrav (lønnsomheten i nybyggingen)	Geografiske forhold

Kilde: Larsen & Sommervoll (2003), Boug & Dyvi (2008), NOU (2002), Jacobsen & Naug (2004), Anundsen & Jansen (2011) og Emblem et al. (2017).

endret byggekapasitet, endrede institusjonelle forhold, endret eier- og leierandel og endrede kostnadsforhold. Disse er, som på etterspørselssiden i markedet, i stor grad avhengig av politiske beslutninger, teknologisk utvikling, samt kombinasjonen av disse.

Videre inngår også elementer som i stor grad er avhengig av egenskaper ved, og utviklingstrekk i, boligmarkedet selv. Her finner vi endringer i boligavgang, endringer i konkurransen om boligbygging og om arbeidskraft, endringer i utbyggernes avkastningskrav, endringer i salgs- og byggestrategi i boligmarkedet, tregheter i bygge- og bevilgningsprosessen, samt megleradferd. Disse treghetene på tilbudssiden i boligmarkedet, som tidligere diskutert, er et kjennetegn ved dette markedet. Tilstedeværelsen av slike tregheter i tilpasningen på tilbudssiden medfører at boligmarkedet kan være utenfor langtidslikevekt for en periode, noe som dermed kan bidra til raske prisendringer (Larsen & Sommervoll, 2003). Den andre faktoren på tilbudssiden som også kan medføre et slik avvik fra langtidslikevekt, finner vi i megleradferden. Dette er knyttet til, som på etterspørselssiden, at eiendomsmeglere kan ha insentiver til å drive prisene høyere for både egen og selgers økonomiske gevinst, noe som kan bidra til en prisutvikling som ikke er forenlig med langtidslikevekten i boligmarkedet.

De overnevnte elementene inngår alle som forklaringer på endringer i boligbyggingen, som i seg selv er en driver av prisendringer. På mellomlang og lang sikt vil nybyggingen øke boligmassen, noe som er en direkte impuls på tilbudssiden i markedet (Emblem et al., 2017). Til slutt er det åpenbart at denne nybyggingen, og dermed tilbudssiden i markedet, er avhengig av tilgangen og prisene på tomter som kan benyttes i boligbyggingen. Dette er spesielt en utfordring i urbane strøk, slik at økt sentralisering og dermed press på tomter i byer vil gi seg utslag i økt omsetning av stadig dyrere sentrumsnære boliger (Emblem et al., 2017). I forlengelsen av dette har vi at geografiske forhold er medvirkende på boligtilbudet, og disse vil være potensielt svært avgjørende for boligbyggingen og vekstmulighetene i et område. I tillegg har geografiske forhold dannet mye av bakteppet for lokaliseringen av dagens byer, og på den måten vært en historisk viktig premissgiver på tilbudssiden i boligmarkedet.

Selv om denne fremstillingen har vært overordnet, har den presentert mange av de faktorene som bidrar til endringer i boligmarkedet. Det vises til senere kapitler for en nærmere diskusjon av de faktorene som fokuseres på i den empiriske analysen i denne oppgaven, og da hovedsakelig kapitlene om tidligere forskning og sentrale boligprismodeller og data og empirisk metode.

Appendiks B

Historisk oversikt: Det norske økonomiske klimaet 1978-2017

B.1 Økonomisk og regulatorisk utvikling

Tabell B.1 gir en oversikt over de boligmarkedsspesifikke reguleringene som har vært gjeldende på ulike tidspunkt i perioden 1916 til 2010. Som det kommer frem av oversikten, har det ikke vært betydelige prisreguleringer i denne perioden sett under ett, på tross av noen unntak. Spesielt markant var prisstoppet og de påfølgende kraftige reguleringene av selveierboliger og borettslagsboliger i perioden 1940 til 1969, som følge av den betydelige bolig mangelen under og etter annen verdenskrig og det tilhørende målsetningen om å redusere en potensiell kraftig prisstigning i boligmarkedet (Husbanken, 2017a). Tabellen viser også at leiepriser og omgjøring av boliger har vært regulert på ulike tidspunkt. I St. meld. nr. 17 for perioden 2012 til 2013, påpekes det videre at det utviklet seg to boligmarkeder i løpet av 1970- og 80-tallet, et uregulert selveiermarked, og et prisregulert marked for borettslagsboliger og lignende (Stortingsmelding, 2013). Dette kommer også frem i tabell B.1. Denne prisreguleringspolitikken ble avviklet fullstendig i 1988, med bakgrunn i politikkenes uheldige konsekvenser. For det første var det et stort sprik i prisene på selveide boliger og borettslagsboliger, samtidig som politikken bidro til skjulte transaksjoner i omsetningen av borettslagsboliger.

Norge, i likhet med svært mange andre land, opplevde en sammenhengende periode med uvanlig sterk økonomisk vekst i tiårene etter 1945 (Hanisch et al., 1999). Da denne internasjonale høykonjunkturen snudde til lavkonjunktur i 1974, ble norsk økonomi skjermet som følge av de da nylig oppdagede oljereservene i Nordsjøen. Dette muliggjorde en velfungerende lånefinansiert motkonjunkturpolitikk, som på grunn av betydelige driftsunderskudd måtte legges om i 1977 (Hanisch et al., 1999). Videre ble inntekter og priser underlagt offentlig administrasjon høsten 1978 ved innføringen av en generell pris- og inntektsstopp. Hanisch et al. (1999) understreker i forlengelsen av dette at den norske økonomiske styringsmodellen inneholdt en fast lav rente kombinert med

Tabell B.1: Regulering av boligmarkedet: 1916-2010

Boligtype	Periode	Reguleringsform
Leieboliger	1916-1935	Leiepriskontroll på enkelte typer leiligheter
	1940-2010	Leiepriskontroll på enkelte typer leiligheter
	1976-1983	Ulovlig å omgjøre borettslagsleiligheter til enkeltstående selveierleiligheter
Selveierboliger	1940-1954	Prisstopp
	1954-1969	Prisreguleringer
Borettslagsleiligheter	1940-1954	Prisstopp
	1954-1982/88	Prisreguleringer på henholdsvis nye og gamle leiligheter
	1976-1983	Ulovlig å omgjøre borettslagsleiligheter til enkeltstående selveierleiligheter

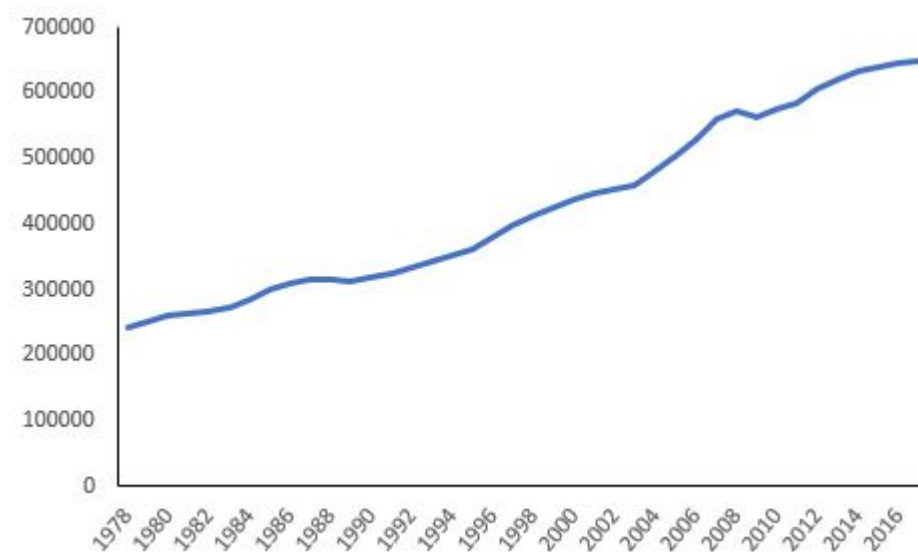
Kilde: Eitrheim & Erlandsen (2004)

kvantitative reguleringer i investerings- og kredittmarkedene i perioden 1950 til 1980. Tidlig på 1970-tallet inkluderte disse kredittreguleringene kvantitative reguleringer, altså reguleringer på utlånsvolumet, samt utlånsrentekontroll, valutakurskontroller, krav til egenkapital, og likviditetskrav (Krogh, 2010). Videre var den økonomiske utviklingen i Norge på 1970-tallet preget av sammenbruddet av fastkursregimet "Bretton Woods", stadig økende inflasjon, et kraftig tilbudssidedrevet prishopp på olje i 1973/74, samt lavere vekst i produktivitet og samlet produksjon (Lie, 2012). Det ble samtidig klart at de første norske oljefunnene ville gi store inntekter til landet på lang sikt, noe som ble kraftig forsterket av det overnevnte oljeshoppet i 73/74. Sluttet på 1970-tallet kjennetegnes av to utviklinger i norsk økonomi. For det første var det innstramminger i den økonomiske politikken som følge av store og voksende ubalanser, og for det andre dukket det opp kraftfulle forslag om deregulering og liberalisering på flere økonomiske områder (Lie, 2012). Denne perioden kjennetegnes også av moderat boligprisvekst, som illustrert i figur 2.1 i teksten. Dette gir altså et bilde på den økonomiske situasjonen og de politiske rammene i Norge i de første årene av perioden som fokuseres på i denne oppgaven.

Den økonomiske utviklingen i Norge i perioden 1980 til 2000 var preget av de til da sterkeste konjunktursvingningene i etterkrigstiden. Figur B.1 illustrerer i denne sammenheng utviklingen i BNP i perioden fra 1978 til 2017.

¹Det er tatt gjennomsnitt av kvartalstall for å få årlige BNP-tall.

Figur B.1: Bruttonasjonalprodukt for Fastlands-Norge i faste priser (mill. kr): 1978-2017¹



Kilde: SSB

Utviklingen med deregulering og liberalisering fortsatte utover 1980-tallet, og innen utgangen av 80-tallet var både de kvantitative reguleringene, rentereguleringen og valutareguleringen fjernet, noe som innebar at fra 1988 så overtok egenkapitalkravet rollen som hovedstyringsinstrument i kredittpolitikken (Krogh, 2010). Samtidig som det stadig ble sluppet opp i disse kredittreguleringene i løpet av 80-tallet, ble renten holdt lav (Lie, 2012). Dette medførte et sterkt ekspansivt klima, med høye inflasjonsforventninger, noe som spesielt var gjeldende i perioden fra 1983 til 1985. Dette gjenspeiles i figur B.1, og som figur 2.1 i teksten illustrerer, var også boligprisutviklingen sterk i denne perioden. Lie (2012) påpeker at kredittpolitikken tilsynelatende var ute av kontroll i disse årene, samtidig som den norske finanspolitikken var blant de mest ekspansive blant de industrialiserte landene. Dette etterspørselsdrevne presset i den norske økonomien, som i Hanisch et al. (1999) omtales som en kredittfinansiert boble, avtok med oljeprisfallet vinteren 1986, og dette året inneholdt både en kraftig devaluering og flyttingen av den kortsiktige rentestylingen fra regjeringen til Norges Bank. Det var et uttalt mål fra politiske myndigheter å holde valutakursen på det nivået som fulgte etter denne devalueringen, noe som krevde demping av det innenlandske prispresset og forbedring av handelsbalansen (Lie, 2012). Styringsrenten ble følgelig satt opp. Denne kontraktive perioden i norsk økonomi, omtalt som etterkrigstidens dypeste økonomiske lavkonjunktur, falt i betydelig grad sammen med den første bankkrisen i

Norge siden 1920-tallet (NOU, 1992).

Bankkrisen, og den tilhørende lavkonjunktoren, tidfestes ofte til årene mellom 1987/88 og 1993 (Hanisch et al., 1999). På tross av dette synes tilbakegangen i BNP i denne perioden å være moderat i et historisk perspektiv, som illustrert i figur B.1. Bankkrisen understreket at en periode med kraftig utlånsvekst ofte etterfølges av en periode med svakere økonomiske resultater for bankene. I særlig grad gjaldt dette forretningsbankene, som opplevde unormalt høye tap på utlån, kombinert med tap knyttet til verdipapirer og egne eiendommer, samt svekkede renteinntekter som følge av økt mislighold (Lie, 2012; NOU, 1992). Disse utviklingene hadde sitt utspring i redusert lønnsomhet, og dermed redusert aktivitet, i den norske økonomien. I Hanisch et al. (1999) påpekes det at årsakene til bankkrisen i stor grad kan tillegges tilbudssiden i lån- og kredittmarkedet, altså knyttet til bankenes egen kredittilføringsadferd under oppgangskonjunktoren første del av 1980-tallet, samt opphevingen av kredittreguleringene som fant sted i denne perioden. I tillegg kan denne utviklingen også til en viss grad attribueres til redusert betalingsmoral hos låntakerne, samt Norges Banks rentepolitikk disse årene (Hanisch et al., 1999; NOU, 1992). De beregnede tapene utviklet seg til å bli så store at flere bankers egenkapital ble uttømt med god margin (Lie, 2012). Denne krisen hadde også en betydelig kobling til boligmarkedet, knyttet til den sterke konjunkturoppgangen og kreditt ekspansjonen i 1980-årene. Dette medførte betydelige investeringer i boliger og næringseiendommer, samt vedvarende oppgang i prisene på leiligheter. Denne prisoppgangen muliggjorde ytterligere lånopptak blant husholdninger, noe som medførte en såkalt finansiell akselerator². Med konjunkturomslaget ble oppgangen avbrutt av nedgang, og dette medførte betydelige økonomiske problemer for bankkunder, i tillegg til å øke eksponeringen for risiko i banksektoren (NOU, 1992). Innstrammingspolitikk og nedgangskonjunktur dominerte dermed det økonomiske bildet i Norge i disse årene. Beskrivelsen av den økonomiske utviklingen i 1980-årene og begynnelsen av 1990-årene gitt ovenfor passer godt med den

² Dette er altså en mekanisme som involverer flere komponenter. For det første innebærer høyere boligpriser at mengden kreditt som kreves for å finansiere et boligkjøp øker, noe som medfører en forventning om økt etterspørsel etter kreditt. For det andre er de fleste boliglån sikret i boligen selv, slik at økte boligpriser medfører en økning i verdien av boligkapitalen, som igjen gir en økning i nettoformuen for husholdningssektoren. Dette øker husholdningenes låneevne, samtidig som risikoen for mislighold av eksisterende boliglån går ned når verdien på sikkerheten for lånet går opp, noe som kan stimulere banker til å utvide sin långivning (Anundsen & Jansen, 2011)

boligprisutviklingen som figur 2.1 illustrerer for denne perioden. Det ekspansive økonomiske klimaet i perioden fra 1983 til 1985, som fulgte en periode med svakt avtagende boligpriser, medførte en moderat stigning i boligprisene. Dette ble så avløst av en periode med nedadgående trend i boligprisene, fra 1988 til 1993, noe som sammenfaller i betydelig grad med den kontraktive økonomiske situasjonen i Norge forøvrig i denne perioden. NOU (2009) fremholder i denne sammenhengen at fra 1986 til 1992 falt realprisene på bolig med nærmere 40 prosent i gjennomsnitt³.

Den økonomiske utviklingen på 1990-tallet frem til 1993/94 var altså preget av nedgangskonjunktur, høy arbeidsledighet, prisfall i eiendoms- og aksjemarkeder, gjeldskrise og bankkrise, noe som også gjenspeiles i figur 2.1, men ikke i figur B.1 (Hanisch et al., 1999). Etter dette fulgte en ny oppgangsperiode, forsterket av pengepolitikken, som ikke ble dempet før oljeprisen falt i 1998. I NOU (2009) understrekes det likevel at perioden mellom 1993 og 2008 har sett en sammenhengende høykonjunktur, både i boligmarkedet og økonomien forøvrig, med unntak av 2002 og 2003. I løpet av siste halvdel av 1990-tallet fikk samtidig oljerikdommen en mer sentral plass i norsk økonomi, etter det første innskuddet i petroleumsfondet i 1996 (Lie, 2012). I de påfølgende årene, og spesielt etter 2000, økte innskuddene og finansoppbygningen i fondet kraftig. Samtidig ble årene rundt årtusenskiftet også viktig for den senere økonomiske politikken i Norge, da både handlingsregelen⁴ for bruk av oljepenger over statsbudsjettet ble vedtatt, samtidig som prinsippet om inflasjonsstyring⁵ ble inkorporert i pengepolitikken. Handlingsregelen har vært en sentral brikke i finanspolitikken i Norge fra innføringen i 2001, og denne var frem til 2017 fastsatt til fire prosent, basert på den forventede realavkastningen for oljeformuen. I Perspektivmeldingen 2017 ble denne praksisen lagt om ved å fastsette oljepengebruken til tre prosent, noe som var begrunnet i lavere forventet avkastning i internasjonale markeder, lavere fremtidig petroleumsproduksjon og lavere forventet oljepris. Den fremtidige offentlige oljepengebruken ble dermed nedjustert som følge av at statens

³Når figur 2.1 studeres synes prisutviklingen denne perioden å komme i skyggen av den senere tidens kraftige utvikling, slik at prisfallet i denne perioden synes moderat. Studeres derimot kun perioden før 1994, er det tydelig at prisfallet var formidabelt i et komparativt perspektiv.

⁴Denne fastsetter altså hvor mye oljepenger som skal innføres i norsk økonomi, med det underliggende prinsippet om at oljeinntektene skal benyttes på en langsiktig bærekraftig måte, slik at de skal komme både nåværende og senere generasjoner til gode (Stortingsmelding, 2017).

⁵Prinsippet vektlegger at renten skal fastsettes for å sikre lav og stabil inflasjon (Lie, 2012).

petroleumsfond vil ha lavere vekst i årene som kommer (Stortingsmelding, 2017).

Videre var også den internasjonale finanskrisen, som utviklet seg fra boliglånskrisen som oppstod i USA i 2007, utslagsgivende for norsk økonomi. Som både figur 2.1 og B.1 viser, medførte krisen både en kortvarig lavkonjunktur, samt et moderat fall i boligprisene. Krisen medførte at banker og andre kredittinstitusjoner fant det vanskelig å hente inn kapital gjennom ordinære kanaler, noe som følgelig medførte at kreditt ble rasjonert og rentene gikk opp i norske og internasjonale markeder (Lie, 2012). Samtidig fryktet norske myndigheter en kraftig lavkonjunktur med potensielt store konsekvenser for økonomisk vekst og sysselsetting. Dette medførte flere tiltak med særdeles ekspansiv innretning, samtidig som styringsrenten ble satt ned i flere omganger (Lie, 2012). Som figur B.1 viser, var det i første halvdel av 2009 at finanskrisen hadde konjunkturmessige virkninger i norsk økonomi, med en nedgang i bruttonasjonalprodukt på omtrent 1,7 prosent i denne perioden Lie (2012). Komparativt var dette en moderat nedgang. Lie (2012) påpeker at dette skyldes at aktiviteten i offentlig forvaltning og deler av petroleumsaktiviteten i stor grad ble opprettholdt, på tross av at fastlandsindustrien ble hardt rammet. Allerede i 2010 var veksten tilbake i norsk økonomi, og krisen var i stor grad over for Norges del, noe som også kan observeres i figur B.1. I forbindelse med denne perioden falt boligprisene moderat i siste kvartal i 2007, samt i siste halvdel av 2008, for senere å ta seg opp igjen fra 2009 av. Dette kommer tydelig frem i figur 2.1. Ses derimot perioden fra midten av 1990-tallet og frem til i dag i ett, illustrerer figur 2.1 at boligprisutviklingen har vært jevnt stigende, med kun noen få avbrudd. Dette passer godt med den øvrige nasjonale økonomiske utviklingen, illustrert ved utviklingen i bruttonasjonalproduktet for Fastlands-Norge i figur B.1. Det faktum at boligprisene har økt så betraktelig over perioden må dermed ses i sammenheng med den gode konjunkturutviklingen og det lave rentenivået.

B.2 Boligpolitikk, styringsorganisering og skattesystem

I norsk boligpolitikk, både før og nå, har den såkalte eierlinjen spilt en sentral rolle (NOU, 2011). Dette har medført en eierandel på omtrent 80 prosent, noe som er den høyeste i Norden, og blant de høyeste i verden. Politikken har bidratt til å gi velstandsgevinster til et bredere lag av befolkningen, noe som spesielt var sentralt etter

andre verdenskrig. I tiårene etter denne var bostedspolitikken innrettet mot å bygge opp landet (Stortingsmelding, 2013). Med betydelig boligmangel og gjennomgående lav boligstandard, krevde situasjonen en slagkraftig boligpolitikk. På tross av at kreditt var rasjonert i denne perioden, var politikken sterkt innstilt mot bygging av nye boliger. Med etableringen av Husbanken i 1946 kom det på plass en offentlig aktør som kunne sikre kreditttilgang for byggingen av boliger med en akseptabel standard (Stortingsmelding, 2013). Med denne subsidieringen ble det både sørget for nødvendig boligbygging, samt at muligheten til å eie bolig også ble utstrakt til lav- og middelinntektshusholdninger. I tillegg sørget boligprisreguleringene omtalt ovenfor for en kontrollert prisutvikling, noe som i stor grad var fordelingspolitisk motivert, da disse gjorde det mulig for en større del av befolkningen å anskaffe bolig i pressområdene (NOU, 2009). Husbankens rolle i det norske boligmarkedet avtok gradvis i tiårene etter andre verdenskrig. I årene etter krigen hadde Husbanken nærmest en monopolposisjon i tildelingen av kreditt til boligbyggingsformål, men denne rollen ble gradvis redusert utover 1980-tallet. Fra 1980 til 1987 sank andelen av nye boliger finansiert av Husbanken fra 60 til 40 prosent, men i forbindelse med det omtalte fallet i boligprisene og bankkrisen i årene fra 1988 til 1993, ble igjen Husbanken svært sentral i boligbyggingen. I denne kriseperioden finansierte Husbanken nær all boligbygging i Norge, da kriserammede banker og kredittinstitusjoner var svært tilbakeholdne med å gi lån til boligbygging (Stortingsmelding, 2013). Utviklingen videre utover 1990-tallet og frem til i dag har derimot involvert en stadig mer sentral plass for private aktører i finansieringen av boligbyggingen i Norge. I 1996 ble blant annet Husbankens subsidieprofil lagt om til å være langt mer selektiv, noe som spesielt var begrunnet i at det ikke lenger eksisterte en generell boligmangel av nasjonalt omfang (NOU, 2011).

Parallelt med denne utviklingen opplevde Norge, som diskutert, omfattende deregulering av finansmarkedene fra midten av 1980-tallet. Dette manifesterte seg i boligmarkedet som først en betydelig prisoppgang, og så et kraftig fall i prisene. Boligprisfallet i forbindelse med dette svekket boligbyggingen kraftig, noe som hadde som konsekvens at det kommunale engasjementet i tomtepolitikken ble betydelig svekket. På tross av at kommunene beholdt oppgaver innenfor overordnet arealplanlegging, reguleringsstyresmakt, og innenfor bygningskontroll, ble det private boligmarkedsinnslaget større gjennom gradvis overtakelse av oppgaver knyttet til det å sikre tomtetilgangen, samt detaljplanleggingen i boligbyggingen. Dagens praksis knyttet

til at det er private grunneiere og utbyggere som tar på seg investeringsrisikoen i boligbyggingen utviklet seg fra midten av 1990-tallet, da boligbyggingen igjen tiltok (Stortingsmelding, 2013). Utviklingen i boligpolitikken fra midten av 1990-tallet har vært preget av et syn på boligmarkedet som en del av velferdspolitikken, noe som har medført at virkemiddelbruken i boligmarkedet har hatt som hovedfokus å rette opp uheldige konsekvenser av markedsløsningen. Dette er spesielt knyttet til det å sikre boliger til vanskeligstilte og øke antallet miljøvennlige boliger. Denne endringen i virkemiddelbruken kan dermed også ses som en konsekvens av den betydelige velstandsutviklingen som har preget det norske samfunnet fra andre verdenskrig og frem til i dag, og som har redusert behovet for bredere boligpolitiske tiltak (NOU, 2011). Dermed har virkemiddelbruken i boligpolitikken, som er betydelig forankret i Husbankens virksomhet, endret seg fra å gi subsidierte boliglån til folk flest, til å i større grad benytte subsidier i selektive og behovsprøvde tiltaksordninger (Stortingsmelding, 2013).

Den konkrete boligpolitiske arbeidsorganiseringen i Norge har ligget fast i en årrekke (NOU, 2002). Denne inkluderer en beslutningsrekke med utgangspunkt i regjeringens rammevilkår og kompetansetiltak, innom Stortingets budsjettvedtak for de økonomiske virkemidlene i markedet, videre til Kommunal- og moderniseringsdepartementet, som har ansvaret for å gjennomføre den nasjonale boligpolitikken, med Husbanken som det viktigste redskapet i denne gjennomføringen. I enden av den offentlige beslutningsrekken i boligmarkedet finner vi imidlertid kommunene, som står for den praktiske gjennomføringen av boligpolitikken, noe som medfører at denne kan variere ut fra lokale forhold⁶ (Husbanken, 2018). Den faktiske byggingen av boliger sørger hovedsakelig private aktører for, uten direkte deltakelse fra kommunen (Myrvold et al., 2002). Kommunen kan også være samarbeidspartner, men dette er ofte begrenset til boligbyggelag, og knytter seg da til boligbygging for spesifikke grupper. Dette kan være utleieboliger for ungdom og vanskeligstilte, boliger tilpasset psykisk utviklingshemmede og omsorgsboliger (Myrvold et al., 2002). Altså innbefatter private aktørers rolle i boligmarkedet prosjektering og oppføring av boliger, samt forvaltning, vedlikehold og

⁶På tross av dette synes de fire kommunene som fokuseres på i denne oppgaven å vektlegge de samme tingene i sine by- og boligutviklingsplaner, herunder det å sørge for god tilvekst av nye boliger som dekker befolkningens og samfunnets behov, i tillegg til at boligpolitikken skal være en del av en bredere sosial- og velferdspolitik. Se for øvrig kommunenes planoppgaver, tilgjengelig på de respektive nettsidene: oslo.kommune.no, trondheim.kommune.no, stavanger.kommune.no og bergen.kommune.no.

utbedring av deler av boligmassen. Sentrale private aktører er utbyggere, boligforvaltere og kredittinstitusjoner (Husbanken, 2017b). Den nasjonale boligmarkedspolitikken har hatt som utgangspunkt og hovedmål at boligmarkedet skal fungere best mulig, noe som blir forsøkt oppnådd gjennom gode rammer for boligbyggingen, lave renter og høy sysselsetting (Husbanken, 2017c). Samtidig er det vektlagt at boligpolitikk er en del av den nasjonale velferdspolitikken, der fattigdomsbekjempelse også inngår som en viktig begrunnelse for virkemiddelbruken i boligmarkedet. I St.meld. nr. 17 (2012-2013) fremholdes det i denne sammenheng fem hovedmålsetninger med bosteds- og bygningspolitikken. Disse er knyttet til at alle skal ha tilgang på bolig i gode bomiljø, at alle skal ha mulighet til trygg etablering i eid og leid bolig, at det skal legges opp til boforhold som fremmer velferd og deltakelse, at det skal arbeides for godt utformede, sikre, energieffektive og sunne bygg, samt at det skal sørges for bedre og mer effektive byggeprosesser (Stortingsmelding, 2013).

Det norske skattesystemet favoriserer videre det å eie bolig, noe som er tydeliggjort ved at boligeiere indirekte subsidieres med omtrent 55 milliarder kroner årlig (NOU, 2011). Den betydelige boligprisveksten de siste tiårene har samtidig sikret en kraftig formuesvekst for boligeiere, noe som igjen har favorisert det å eie, fremfor å leie, bolig. Manglende boligbeskatning utgjør først og fremst en fordel for de som eier egen bolig sammenlignet med de som står utenfor boligmarkedet, i tillegg til at skattebesparelsene er størst for de med de høyeste inntektene (NOU, 2009). I Norge blir bolig skattlagt gjennom dokumentavgiften og den kommunale eiendomsskatten, i de kommunene hvor eiendomsskatt er innført, men sammenlignet med full inntektsbeskatning av bolig⁷ utgjør disse skattene relativt lite (NOU, 2009). Boligskattene er altså langt under det de potensielt kunne vært, noe som følger medfører en betydelig fordel ved å eie bolig⁸. Videre utgjør skattefordelene ved å eie bolig et betydelig negativt bidrag til bokostnadene⁹. Bolig blir også skattemessig favorisert på andre områder enn det som er

⁷Inntektsbeskatning av egen bolig ble avvirket i 2005 (NOU, 2009).

⁸I NOU (2009) påpekes det at dette potensielt er en uheldig innretning av skattesystemet, nettopp fordi kapitalinntektene fra bolig beskattes utilstrekkelig ut fra prinsippet om at inntekter og kostnader skal behandles skattemessig likt. Når fradragsretten for private gjeldsrenter (utgift) er knyttet til nettopp denne boligkapitalinntekten, og disse behandles ulikt i skattesystemet på grunn av den lave boligbeskatningen, påpekes det at det faglige grunnlaget for fradragsretten ikke er tilstede. Samtidig eksisterte det et misforhold mellom skattlegging av bolig og fradraget for renteutgifter også før avviklingen av fordelsskatten fra 2005. Se (NOU, 2009, s. 198) for en videre diskusjon.

⁹Bokostnad er lik summen av driftskostnad, rentekostnad, prisvekst og skattefordel (NOU, 2009).

diskutert så langt. Dette gjelder skattefrihet ved utleie av en del av egen bolig, at potensielle gevinster ved salg av egen bolig er skattefrie og ved at boligkapital har en lav formuesverdsettelse i kalkuleringen av formuesskatten (NOU, 2009). St.meld. nr. 1 (2008-2009) beregner i denne sammenheng det totale tapet av skatteinntekter knyttet til manglende inntektsbeskatning av bolig og fritidseiendom til 58 milliarder kroner i 2008, samtidig som tapet knyttet til den manglende formuesbeskatningen¹⁰ av bolig og fritidseiendom utgjorde 26 milliarder kroner samme år (Stortingsmelding, 2008). I NOU (2009) påpekes det at en slik skattesubsidiering av bolig bidrar til et relativt sett høyere prisnivå på boliger, i tillegg til at manglende boligbeskatning kan fungere destabiliserende i økonomien¹¹. I tillegg påpekes det at skattefavoriseringen av bolig har bidratt til overinvestering i boligmarkedet, noe som har gått på bekostning av andre, og potensielt mer samfunnsøkonomisk gunstige investeringer.

Når det kommer til skattefavoriseringen av bolig gjennom formuesskatten skjer denne hovedsakelig gjennom den såkalte sikkerhetsventilen¹² for bolig (NOU, 2009). Sammenlignet med det gjeldende regelverket for verdsettelsen av aksjer og bankinnskudd i formuen, medfører denne ordningen en faktisk rabatt på minst 70 prosent ved verdsettelsen av bolig i formuen. I tillegg blir eldre boliger skattefavorisert foran nyere boliger, da ligningsverdiene ikke har blitt oppjustert tilstrekkelig for å følge den sterke boligprisveksten. I NOU (2009) påpekes det i denne forbindelse at avviket mellom ligningsverdiene og omsetningsverdien er mer betydelig i større byer enn i landet forøvrig, samtidig som dette avviket er større for dyre boliger enn for rimeligere boliger. Denne begrensede verdsettelsen av bolig i formuesskatten gir dermed videre insentiver til å investere i boligmarkedet fremfor i andre finansielle aktiva, og i kombinasjon med den betydelige veksten i privat formue de senere årene, er det ikke urimelig å anta at motivasjonen bak at stadig flere har valgt å investere i boligmarkedet har vært for å unngå formuesskatt.

¹⁰Skattefavoriseringen av bolig i formuesskatten gjør seg kun gjeldende for de som har nettoformue, altså om lag 20 prosent av den voksne befolkningen (2009).

¹¹Dette følger av den klassiske økonomiske innsikten om at skattesystemet kan fungere som en stabiliserende faktor ved å dempe konjunktursvingningene, altså gi en lavere keynesiansk multiplikator. Når boligbeskatningen derimot er lav, kan dette virke medsyklisk på økonomien. Se (NOU, 2009, s. 265) for en videre diskusjon.

¹²Sikkerhetsventilen innebærer at den som eier bolig kan få nedsatt ligningsverdien til 30 prosent, dersom ligningsverdien er høyere enn 30 prosent av markedsverdien (NOU, 2009).

Appendiks C

Grafisk oversikt over studier

Begreps- og symbolforklaring til tabell C.1:

ADL = "Autoregressive distributed lag"-modell. Belåningsgrad = Gjeld som andel av inntekten. KS = Kort sikt. LS = Lang sikt. (-1) = Lagget én periode. (0) = Kontemporær effekt. Δ = Førstedifferansen.

Tabell C.1: Relevante empiriske bidrag, metodisk opplegg og resultater

Studie	Metode	Inntekt	Gjeld	Demografi, befolkn.endringer	Boligbygging, boligmasse	Renter, realrente	Sysselsett., arb.led.	KPI, byggekostn.
Andrews, Caldera Sánchez og Johansson (2011)	Paneldata, 1980-2005, log-log-modell	1.396 (Realdisp. innt.)		0.046 (Nettoinnvandring)	-0.255 (Boligmasse)	-0.16 (Langsiktig realrente)	-0.038 (Arb.led.)	0.259 (Reelle byggekostn.)
Poterba (1991)	OLS, 1980-1989, log-log-modell	1.327 (Realdisp. innt.)		-0.056 (Etterspørselsendringer som følge av demografiske endringer)				0.963 (Reelle byggekostn.)
Capozza et al. (2002)	OLS, Paneldata, FE-modell 1979-1995, log-log-modell	0.43 (Real median innt.)		0.15 (Populasjon), 1.54 (femårig prosentvis populasjonsendring)				1.20 (Reelle byggekostn., ikke ln)
Barot og Yang (2002)	ADL, feilkorleksjon, 1970-1998, log-log	1.396 (Realdisp. innt.)	0.20/0.19 (KS/LS)	3.63 (Populasjon (-5), KS)	-0.3 (Boligmasse som andel av innt., LS)	-0.47 (Lange renter, 5-årig, statsoblig., KS), -0.26 (Realrente etter skatt, LS)	0.47 (Sysselsetting, KS)	
Meen (2002)	ADL-modell, feilkorleksjon, 1969-1996, log-log-modellering, langsiktig modell	0.402(0) , (Δ)0.263(-1) (Realdisp. innt.)			-0.306 (Selveid boligmasse)	-0.006 (Realrenten etter skatt)		
Holly og Jones (1997)	Kointegrasjon, feilkorleksjon, 1946-1994, log-log-modell	(Δ)0.754(0) , (Δ)-0.374(-1) (Realinnt.)	0.049 (Belåningsgrad)	0.193(-1) (Andel av befolkning mellom 20 og 29)	((Δ²)-1.051) (Boligmasse)	(Δ)-0.555(0) , -0.21(-1) (Realrenten)		
Knudsen (1994)	OLS, 1972-1987, log-log-modell	0.355 (Privat konsum)			-0.323(-1) (Boligmasse)			
Koskela et al. (1992)	Instrumentvariabelmetode, 1970-1989, log-log-modellering	0.028 (Realdisp. innt.)	0.18(-1) (Belåningsgrad)	0.208 (Andel av befolkning mellom 20 og 29)		0.076 (Realrente)		
Malpezzi (1999)	FE-modell, 1979-1996	(Δ)0.816 (Realinnt.)		2.476 (Årlige befolkningsendringer)		-0.505 (Boliglånsrenten)		
Abraham og Hendershott (1994)	OLS, paneldata, 1977-1992	0.5 (Realinnt.vekst)				-0.551 (Endring i realrenten etter skatt)	0.345 (Sysselsettingsvekst)	0.464 (Reelle byggekostn.)

Tykk skrift indikerer signifikante resultat.

Appendiks D

Teoretiske boligprismodeller

D.1 MODAG/KVARTS

I MODAG/KVARTS følger bestemmelsen av prisen på brukte boliger fra endringer på etterspørselssiden i markedet, mens boligkapitalendringer er drevet av tilbudssidefaktorer. Når bruktboligprisen bestemmes tas det utgangspunkt i en gitt realkapitalbeholdning. Etterspørselen i markedet (K^E) avhenger av husholdningenes disponible realinntekt (Y), samt brukerprisen på bolig¹, der brukerprisen avhenger av boligprisene (P_K), realrenten etter skatt (r) og kapitalslitet på bolig. Den samlede etterspørselen etter boligkapital kan dermed uttrykkes på følgende måte:

$$(D.1) \quad K = K^E(P_K, Y, r) \quad K_1^E < 0, K_2^E > 0, K_3^E < 0$$

Økt boligpris, samt økt realrente, reduserer boliggetterspørselen for gitt inntekt, mens høyere inntekter øker boliggetterspørselen, alt annet likt. Når boligkapitalen antas å være gitt på kort sikt, kan ligning (D.1) inverteres for å få den boligprisen som klarer markedet:

$$(D.2) \quad P_K = P_K(K, Y, r) \quad P_{K1} < 0, P_{K2} > 0, P_{K3} < 0$$

Boligprisen øker altså med inntekten og reduseres med rentenivået, for gitt boligkapital, samtidig som en økning i boligkapitalen reduserer boligprisen. Videre innbefatter tilbudet av boligkapital både nye og eksisterende boliger som tilbys i markedet. Tilbudet av nye boliger avhenger av lønnsomheten i boligbyggingen, som antas å være en funksjon av boligpris (P_K) og investeringskostnader. Investeringskostnadene som følger av boligbygging inkluderer hovedsakelig byggekostnader (P_I) og tomtepriser (P_S). Dette gir følgende generelle ligning for igangsettingen av boliginvesteringer:

¹Som altså angir kostnaden ved å holde én boligenhet i en periode.

$$(D.3) \quad J_{Igangsetting} = J(P_K, P_I, P_S) \quad J_1 > 0, J_2 < 0, J_3 < 0$$

Økt boligpris øker igangsettingen av investeringene i nye boliger, mens en økning i investeringskostnadene, forårsaket av økte byggekostnader og/eller økte tomtepriser, reduserer igangsettingen av nye boliger, alt annet likt.

Boliginvesteringene modelleres her som en funksjon av igangsettingene inneværende år og de 3 foregående årene, samtidig som utviklingen i boligkapitalbeholdningene følger direkte fra boliginvesteringene. Begrunnelsen for å modellere boliginvesteringene på denne måten følger av at byggingen av nye boliger tar tid, og at det dermed vil påløpe gradvise investeringer i byggeprosjekter over hele byggeperioden. I Boug & Dyvi (2008) påpekes det at omtrent 60 prosent av investeringen er antatt å komme det året byggingen starter, omtrent 35 prosent det påfølgende året, og de resterende fem prosentene er antatt å komme to til tre år etter igangsettingen. Dette gir følgende sammenheng mellom boliginvesteringer og igangsetting²:

$$(D.4) \quad J = 0.6083 \cdot J_{Igangsetting} + 0.3451 \cdot J_{Igangsetting,-1} + 0.0437 \cdot J_{Igangsetting,-2} + 0.0030 \cdot J_{Igangsetting,-3}$$

Likning (D.3) og (D.4) har altså tolkningen som tilbudsfunksjoner for nye boliger. Uttrykket for det samlede tilbudet i boligmarkedet på lang sikt benytter videre definisjonssammenhengene $K = K_{-1} + J - FD$, som tilskriver endringer i boligkapitalen til differansen mellom investeringene i nye boliger og kapitalslitet på eksisterende boliger (FD). Samtidig antas kapitalslitet å følge regelen gitt av $FD = \delta K_{-1}$, der δ angir kapitalslitet per eksisterende boligkapitalenhet. Disse to definisjonssammenhengene, sammen med ligning (D.3) og (D.4), gir dermed relasjonen for tilbudet av boligkapital på lang sikt:

$$(D.5) \quad K_{LS}^T = K^T(P_K, P_I, P_S) \quad K_1^T > 0, K_2^T < 0, K_3^T < 0$$

²Bruttoinvesteringer i boliger foregår både gjennom investeringer i nye boliger, samt ved større vedlikehold av eksisterende boliger. Er det et fast forhold mellom disse typene bruttoinvesteringer, vil det også være et fast forhold mellom bruttoinvesteringer og igangsetting.

Tilbudssiden er, som grundig diskutert tidligere, preget av betydelige tregheter i tilpasningen, noe som medfører at dette tilbudet er gitt på kort sikt av den eksisterende beholdningen av boliger. Dette tilbudet endrer seg på lengre sikt som følge av boliginvesteringer, som avhenger av lønnsomheten i boligbyggingen, samt kapitalslit på eksisterende boliger. Størrelsen på disse aggregerte boliginvesteringene avhenger igjen av differansen mellom bruktboligprisen på den ene siden, og byggekostnadene og tomteprisen på den andre³.

D.1.1 Empirisk modell for boligangsettingen

$$(D.6) \quad j_{Igangsetting} = \beta_K + \beta_{K,PBS} \cdot (pbs - pc) + \beta_{K,PJ} \cdot (pjk_{s83} - pc),$$

der $J_{Igangsetting}$ er igangsetting av nye boliger og $PJKS_{83}$ er en indeks for pris på nye boliger eksklusiv tomtepris (proxy for byggekostnader).

Videre estimeres relasjonen over med data for å få en empirisk ligning for igangsettingen av nye boliger:

$$(D.7) \quad j_{Igangsetting} = konstant + (pbs - pc) - (pjk_{s83} - pc) = konstant + (pbs - pjk_{s83})$$

Den empiriske relasjonen for igangsettingen av nye boliger gir følgelig at en økning i bruktboligprisen på én prosent, for gitte byggekostnader, medfører en økning i igangsettingen på én prosent på lang sikt. Langtidseffekten av byggekostnadene på igangsettingen er den samme i absoluttverdi, men med motsatt fortegn, slik at en økning i byggekostnadene på én prosent fører til en reduksjon i igangsettingen på én prosent, gitt uendret boligpris. Dermed vil en tilnærmet lik utvikling i bruktboligprisen og byggekostnadene på lang sikt medføre at boligangsettingen er uendret, noe som følger av at det kun er det relative forholdet mellom bruktboligpris og byggekostnader som har en betydning for lønnsomheten i boligbyggingen⁴.

³MODAG/KVARTS modellerer igangsettingen av boliger fremfor selve investeringene, da blant annet med bakgrunn i at igangsettingen skjer nærmere beslutningstidspunktet om å sette i gang byggingen.

⁴Boliginvesteringene følger altså av relasjon (D.4), og disse vil på lang sikt være avhengig av de samme faktorene som boligangsettingene. I tillegg vil også elastisitetene være de samme på lang sikt. Videre gir

D.1.2 Realrenten etter skatt

Realrenten etter skatt er gitt ved følgende relasjon:

$$(D.8) \quad RRT = (1 + RENPF_{300}(1 - TRTMNW))/(KPI/KPI_{-1}) - 1,$$

Der $RENPF_{300}$ er husholdningenes gjennomsnittlige rente på lån i private finansinstitusjoner, $TRTMNW$ er gjennomsnittlig marginal skatteprosent på nettoinntekter for lønnstakere (0.28 etter skattereformen fra 1992, og frem til 2014. Deretter har den vært satt ned tre ganger, senest til 0.23 i 2017.), og KPI er konsumprisindeksen.

D.2 Boligprismodellen i Jacobsen & Naug (2004)

Modellen anvender følgende aggregerte etterspørselsfunksjon:

$$(D.9) \quad H^D = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right), \quad f_1 < 0, f_2 < 0, f_3 > 0,$$

Der H^D er etterspørsel etter boliger, V er samlet bokostnad for en typisk eier, P er en indeks for prisene på andre varer og tjenester enn bolig, HL er samlet bokostnad for en typisk leietaker (husleie), Y er husholdningenes disponible realinntekt, X er en vektor av andre fundamentale faktorer som påvirker bolig etterspørselen, og f_i er den deriverte av $f(\bullet)$ med hensyn på argument i .

Som det kommer frem i ligning (D.9), er den aggregerte etterspørselen etter eierboliger modellert til å avhenge av flere ulike faktorer. Etterspørselen avhenger positivt av husholdningenes inntekt, og negativt av bokostnadene ved å eie. I etterspørselslikningen inngår disse bokostnadene som andel av henholdsvis husleiekostnader (HL), samt prisene uttrykket $K = K_{-1} + J - FD$ akkumuleringen av boligkapitalen, og denne vil også avhenge av de samme faktorene som igangsettingene og investeringene på lang sikt. Elastisitetene er her også de samme på lang sikt. I denne relasjonen er det samtidig klart at betegnelsen "lang sikt" tilsier en betydelig tidsperiode, da boligkapitalen tilpasser seg endringer i markedet med et betydelig tidsetterslep, samtidig som den depresieres sakte.

på andre varer og tjenester enn bolig (P), slik at etterspørselen går ned hvis bokostnadene øker i forhold til disse. Videre inneholder vektoren X observerbare variable, og her inngår effektene på boligetterspørselen av demografiske forhold, bankenes utlånspolitikk og husholdningenes forventninger om fremtidige inntekter og bokostnader. Inkluderingen av disse forventningene i etterspørselsfunksjonen er viktig, da boliger er et varig forbruksgode, noe som innebærer at boliger i all hovedsak eies over flere tidsperioder, og derigjennom at valget om kjøp av bolig i dag nødvendigvis vil avhenge av forventningene om fremtiden. Når det videre er tilfellet at boligkjøp utgjør de økonomisk sett mest omfattende kjøpene gjennom livsløpet for de fleste husholdninger, samt at de fleste husholdninger lånefinansierer en betydelig del av kjøpet når de først trer inn i boligmarkedet som førstegangskjøpere, eller når de tar del i boligmarkedet som investorer, er det ikke overraskende at husholdningenes forventninger har en ikke-triviell posisjon i boligkjøpsavgjørelsen.

Videre inkluderer dette modellrammeverket en formell beskrivelse av bokostnadene for en selveier. Disse bokostnadene er et mål på verdien av de godene som ikke kan konsumeres en gitt periode, som følge av det å eie og benytte en bolig i den samme perioden. Dette er altså alternativkostnaden ved å være boligeier. For leietakere er denne kvantifisert ved husleien, mens den for selveiere er noe mer utfordrende å tallfeste (NOU, 2002). I boligprismodellen vi ser på her, modelleres denne (reelle) bokostnaden for selveiere på følgende, noe forenklete⁵, måte:

$$(D.10) \quad \frac{V}{P} \equiv \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} \left[i(1 - \tau) - E\pi - \left(E\pi^{PH} - E\pi \right) \right],$$

Der BK er bokostnad per realkrone investert i bolig, PH er pris på en gjennomsnittsbolig (målt i kroner), i er nominell rente (målt som rate), τ er marginalsattesats på kapitalinntekter og -utgifter, $E\pi$ er forventet inflasjon (den forventede veksten i P og HL, målt som rate), og $E\pi^{PH}$ er forventet vekst i PH (målt som rate).

Her utgjør uttrykket $[i(1-\tau)-E\pi]$ realrenten etter skatt, noe som gir et godt mål på de reelle rentekostnadene ved å betjene et boliglån, samt på de reelle renteinntektene som går tapt ved å ha egenkapital plassert i bolig. Her vil en økt rente øke rentekostnadene, samt gi høyere avkastning for bankinnskudd, og begge disse effektene trekker i retning

⁵Det ses i denne fremstillingen bort i fra vedlikeholdskostnader og skattefordelen ved å eie egen bolig.

av økte bokostnader. Videre gir uttrykket $[E\pi^{PH}-E\pi]$ den forventede realprisveksten på boliger. Hvis dette uttrykket øker i verdi går den forventede boligformuen opp, noe som innebærer fallende reelle bokostnader ved å eie bolig. Dette gjør det relativt mer gunstig å eie, framfor å leie, bolig, noe som presser etterspørselen etter eierboliger opp. Ligning (D.10) kan videre forenkles til:

$$(D.11) \quad \frac{V}{P} \equiv \frac{PH}{P}BK = \frac{PH}{P} \left[i(1 - \tau) - E\pi^{PH} \right]$$

Variabelen BK denoterer altså den nominelle renten etter skatt fratrukket den forventede økningen i nominelle boligpriser.

Samtidig som ligning (D.9) og (D.11) (og dermed også (D.10)) modellerer boligetterspørselen for boformål, vil også variabler inkludert her være aktuelle for å forklare etterspørselen etter boliger som rene investeringsobjekter. Det er naturlig å anta at investeringsetterspørselen øker med inntektene, samtidig som en relativ økning i husleien, i forhold til boligprisene, gir en ytterligere positiv impuls til boligetterspørselen med bakgrunn i investeringsformål. Tilsvarende vil en lavere rente, potensielt kombinert med en høyere forventet vekst i prisen på en gjennomsnittsbolig medføre at det blir relativt mer gunstig å investere i bolig framfor å ha penger i banken, noe som vil øke aggregert boligetterspørsel. Som det ble gjort rede for i Appendiks 1 klareres boligmarkedet, som alle andre markeder, av en likevektspris, som i denne modelleringen er gitt ved PH. Den videre løsningen av modellen innbefatter dermed å sette ligning (D.10) inn i (D.9), for deretter å løse med hensyn på PH. Det benyttes her en semi-logaritmisk funksjonsform:

$$(D.12) \quad \ln PH = \beta_1 \ln P + (1 - \beta_1) \ln HL + \beta_2 \ln Y + \beta_3 BK + \beta_4 \ln H + \beta_5 g(X),$$

der H denoterer samlet boligmasse. Den disponible realinntekten er videre modellert som:

$$(D.13) \quad Y = \frac{YN}{P^{\alpha_1} HL^{\alpha_2} PH^{\alpha_3}}, \quad \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1, \quad \alpha_1 < \beta_1, \alpha_2 < \beta_2.$$

Der YN denoterer nominell disponibel inntekt. Denne ligningen inkorporerer den negative effekten på den aggregerte kjøpekraften i boligmarkedet av økte boligpriser⁶.

Løses ligning (D.12) og (D.13) med hensyn på PH blir resultatet:

$$(D.14) \quad \ln PH_t = \phi_1 \ln P_t + \phi_2 \ln HL_t + \phi_3 \ln YN_t + \phi_4 BK_t + \phi_5 \ln H_t + \phi_6 g(X_t) + \varepsilon_t,$$

Der:

$$\phi_1 = (\beta_1 - \beta_2 \alpha_1) / \gamma$$

$$\phi_2 = (1 - \beta_1 - \beta_2 \alpha_2) / \gamma$$

$$\phi_3 = \beta_2 / \gamma$$

$$\phi_4 = \beta_3 / \gamma$$

$$\phi_5 = \beta_4 / \gamma$$

$$\phi_6 = \beta_5 / \gamma$$

$$\gamma = (1 + \beta_2 \alpha_3)^7$$

Her angir fotskrift t periode, og ε_t er et stokastisk restledd som fanger opp utelatte, ikke-fundamentale effekter. For at variablene P og HL skal kunne inngå i ligning (D.14), må $(\beta_1 - \beta_2 \alpha_1)$ og $(1 - \beta_1 - \beta_2 \alpha_2)$ være større enn null, noe som innebærer at koeffisienten for inntektselastisiteten i ligning (D.12) (β_2) er større enn 1. Videre denoterer variabelen BK_t i (D.14) den forventede realprisveksten fra periode t til periode t+1, noe som er en ikke-observerbar størrelse. I denne modelleringen antas det dermed at prisforventningene avhenger av de observerbare og fundamentale forklaringsvariablene som inngår i (D.14), samt realprisveksten i periode t-1 og et restledd v_t som fanger opp psykologiske effekter og andre ikke-fundamentale forhold som potensielt kan ha en effekt på prisforventningene. Dermed følger følgende relasjon for boligprisene:

⁶Dette skyldes at økte boligpriser reduserer kjøpekraften for førstegangskjøpere, samtidig som det øker kjøpekraften for de som selger seg ut av boligmarkedet. For øvrige husholdninger som deltar i boligmarkedet er effekten null, hvis disse ses under ett. Det er samtidig klart at de som går ut av boligmarkedet ikke benytter den økte kjøpekraften til boligkjøp. Dette medfører altså at den samlede kjøpekraften i boligmarkedet synker når boligprisene øker.

⁷Her er det trolig en fortegnstegnfeil i den originale artikkelen. Minustegnet er i denne oppgaven erstattet med det korrekte plustegnet.

$$\begin{aligned}
\text{(D.15)} \quad \ln(PH)_t &= h(\text{fundamentalefaktorer})_t + \Theta(\text{realprisvekst})_{t-1} + v_t + \varepsilon_t \\
&= h(\text{fundamentalefaktorer})_t + (\text{avvik fra fundamentalverdi})_t \\
&= (\text{fundamentalverdi})_t + (\text{avvik fra fundamentalverdi})_t
\end{aligned}$$

Ligning (D.15) sier altså at boligprisene avviker fra sin fundamentalverdi hvis det er tilfellet at Θ ikke er lik 0, eller ved at én eller begge av restleddene v_t og ε_t avviker fra null. Denne ligningen kan altså beskrive en bobletilstand i boligmarkedet, kjennetegnet ved at prisene ligger betydelig over det nivået som følger av tilstanden i de fundamentale faktorene. Dette er en tilstand drevet frem av en gjensidig forsterkning mellom prisøkninger og prisforventninger⁸. Husholdningenes forventninger er i tillegg sentrale for utviklingen i boligprisene gjennom andre kanaler. En lavere rente gir forventninger om tiltakende boligprisvekst, noe som isolert sett medfører en aggregert fremskynding av boligkjøp, med økte priser på kort sikt som konsekvens. Videre er boliggetterspørselen avhengig av både forventninger om egen og andres inntekt. Forventningene om andres inntekt er sentralt fordi denne inngår som en sentral komponent i forventningen om den fremtidige boligprisveksten, som igjen har en effekt på dagens prisnivå. Forventningen om egne og andres inntekter er igjen tett knyttet til utviklingen i arbeidsmarkedet, der økt arbeidsledighet vil kunne medføre forventninger om begrenset lønnsvekst og økt usikkerhet knyttet til fremtidig inntekt og betalingsevne, noe som vil ha en negativ effekt på boligprisnivået gjennom etterspørselen. Samtidig er det åpenbart fra diskusjonen i Appendiks 1 at boligprisene kan variere betydelig med andre forhold, herunder renten og andre fundamentale variable. Selv om boligtilbudet er tilnærmet gitt på kort sikt, og prisendringer følgelig i hovedsak er etterspørselsdrevet, kan også økt boligtilbud over tid, som følge av økte boligpriser i dag, påvirke prisene senere.

Videre vil den samlede boliggetterspørselen også være avhengig av befolkningens størrelse og av andelen av befolkningen som er i en etableringsperiode i boligmarkedet, samt av

⁸Dynamikken i utviklingen av en slik boligboble kan følge av en initiell prisøkning, som for eksempel kan tilskrives endrede fundamentale forhold eller økte prisforventninger (v_t). Dette kan igjen medføre økte forventninger om videre prisstigning (krever at $\Theta > 0$ i (D.15)). Dette reduserer bokostnadene, og gjør det relativt mer gunstig å eie bolig, noe som presser etterspørsel og pris opp i dag. Dette gir grobunn til en spiral med økte prisforventninger og økte priser om hverandre, gitt at Θ er tilstrekkelig stor. En rimelig antagelse er derimot at $\Theta < 1$, slik at pris- og forventningsspiralen faller sammen over tid.

flyttemønsteret innad i landet. Dette er faktorer som vil kunne medføre ulik boligprisutvikling på tvers av regioner, i tillegg til å påvirke gjennomsnittsprisene for landet som helhet.

Appendiks E

Benyttede variabler

E.1 Variabelkilder og beskrivelser

De variablene som både inngår i den nasjonale og regionale analysen er kun presentert i den nasjonale oversikten.

Tabell E.1: Nasjonal analyse: Variabelkilder og variabelbeskrivelse

Variabel	Variabelkilde	Variabelbeskrivelse
Boligpris (PBOL)	SSB	Prisindeks bruktboliger. Se Takle (2012) for en nærmere diskusjon. For perioden 1978-1990 består indeksen av kalkulerte tall fra SSBs forskningsavdeling.
Boliglånsrente etter skatt (RENPF300BO, TRTMNW)	SSB	Rentesats for husholdningenes boliglånsrente i private finansinstitusjoner. Gjennomsnittlig marginal skatteprosent på nettoinntekt for lønnstakere kl. 1 og 2.
Gjeldsrente etter skatt (RENPF300NB, TRTMNW)	SSB/ Norges Bank	Rentesats for husholdningenes gjeldsrente i private finansinstitusjoner, hentet fra Norges Bank. Gjennomsnittlig marginal skatteprosent på nettoinntekt for lønnstakere kl. 1 og 2.
Disp. innt. (uten aksjeinnt.) (RD300 – RAM300)	SSB	Netto disponibel inntekt for husholdninger og ideelle organisasjoner (RD300). Mottatt aksjeutbytte inklusive reinvestert fortjeneste for husholdninger og ideelle organisasjoner (RAM300).
Husholdn. boligkap. (HUSBOL)	SSB	Husholdningssektorens boligkapital.
Husholdn. nettoformue (HUSFORMUE)	SSB	Husholdningssektorens formue.
(HP)Arb.led.NAV	NAV	Antallet helt ledige. Helt ledige omfatter alle som søker inntektsgivende arbeid ved NAV samt har vært uten inntektsgivende arbeid de siste to ukene og er tilgjengelig for det arbeid som søkes. For perioden 1978-1987: Antall arbeidsledige ved utgangen av januar. 1988-2017: Årsgjennomsnitt. Korrigeret for brudd i 1999.
Arb.led.SSB (URKORR)	SSB	Arbeidsledighetsprosent (AKU-definisjon), korrigeret for brudd i 1995. Tall over både registrerte og ikke registrerte ledige basert på intervjuundersøkelser. Har de samme underliggende kriteriene for å bli definert som arbeidsledig som NAV: Være helt uten inntektsgivende arbeid, ha forsøkt å få arbeid og være tilgjengelig for en jobb.

Data fra SSB er her hentet direkte fra MODAG/KVARTS-datasettet.

Tabell E.2: Regional analyse: Variabelkilder og variabelbeskrivelse

Variabel	Variabelkilde	Variabelbeskrivelse
Boligpris (EiN)	Eiendom Norge, Eiendomsverdi AS og Finn.no	Regional boligprisindeks. Se http://eiendommnorge.no/boligprisstatistikken for en nærmere diskusjon. Indeksen baseres på salg formidlet av meglere og annonsert gjennom Finn.no. Det er tatt gjennomsnitt av månedstall for å få kvartalstall.
Boligpris (SSB)	SSB, Statistikkbanken	Regional boligprisindeks. 07221: Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region. Se også her Takle (2012) for en nærmere diskusjon.
(HP)Bruttoinnt	SSB, Statistikkbanken	Median bruttoinntekt per person 17 år og over (i kr). 05671: Hovedposter fra ligninga for bosatte personer 17 år og eldre. Kommun nivå.
(HP)Nettoinnt	SSB, Statistikkbanken	Median nettoinntekt per husholdning (i kr). 06944: Inntekt etter skatt, etter husholdningstype. Kommun nivå.
(HP)Boligkapital	SSB, Statistikkbanken	Boliger, bebodde og ubebodde. 06265: Boliger, etter bygningstype. Kommun nivå.
Fullfboliger	SSB, Statistikkbanken	Fullførte boliger. 05889: Byggeareal. Boliger og bruksareal til bolig, etter bygningstype. Kommun nivå.
Rente 10-årige statsoblig.	SSB, Statistikkbanken	Effektiv rente på 10-årige statsobligasjoner. Historiske tabeller: Utvalgte norske rentesatser. Prosent. (Tilgjengelig under «Renter i banker og kredittforetak» i SSBs Statistikkbank).
Rente 5-årige statsoblig.	SSB, Statistikkbanken	Effektiv rente på 5-årige statsobligasjoner. Historiske tabeller: Utvalgte norske rentesatser. Prosent. (Tilgjengelig under «Renter i banker og kredittforetak» i SSBs Statistikkbank).
Nettoformue (kalkulert)	SSB (MODAG/KVARTS-datasettet)	Summen av Husbol (definert i den nasjonale oversikten), og nettofinansformuen (Bruttofordringer fratrukket bruttogjeld. Begge for husholdninger og ideelle organisasjoner samlet).
Arb.led.	SSB, Statistikkbanken	Personer registrert helt arbeidsledige. 10594: Registrerte arbeidsledige 15-74 år, etter kjønn. Kommun nivå. Det er tatt gjennomsnitt av månedstall for å få kvartalstall.

Koder i variabelbeskrivelsene henviser til datasekkoder i SSBs Statistikkbank.

E.2 Deskriptiv statistikk og korrelasjonsmatriser

Tabell E.3: Nasjonal analyse: Deskriptiv statistikk

Variabel	Ant. obs.	Gj.snitt.	St.avvik	Min	Maks
pbol	152	-0.986	0.66	-2.108	0.183
Dpbol	152	0.015	0.026	-0.073	0.078
RenetaxBO	152	0.014	0.007	0.005	0.028
DRenetaxBO	152	0	0.001	-0.003	0.003
RenetaxNB	152	0.015	0.007	0.007	0.029
DRenetaxNB	152	0	0.001	-0.003	0.003
rd300uaksje	152	11.773	0.645	10.403	12.774
Drd300uaksje	152	0.016	0.021	-0.025	0.084
husbol	152	13.98	0.91	12.16	15.474
Dhusbol	152	0.022	0.03	-0.07	0.097
husformue	152	14.151	0.962	12.264	15.672
Dhusformue	152	0.023	0.029	-0.073	0.086
hparblednav	152	11.128	0.318	10.228	11.659
urkorr	152	1.32	0.304	0.643	1.933

Tabell E.4: Nasjonal analyse: Korrelasjonsmatrise

	pbol	Dpbol	RenetaxBO	DRenetaxBO	RenetaxNB	DRenetaxNB	rd300uaksje	Drd300uaksje	husbol	Dhusbol	husformue	Dhusformue	hparblednav	urkorr
pbol	1.00													
Dpbol	0.04	1.00												
RenetaxBO	-0.79	-0.26	1.00											
DRenetaxBO	-0.03	-0.15	0.11	1.00										
RenetaxNB	-0.78	-0.27	1.00	0.11	1.00									
DRenetaxNB	-0.02	-0.15	-0.01	1.00	0.10	1.00								
rd300uaksje	0.96	-0.01	-0.78	0.13	-0.11	1.00	1.00							
DRd300uaksje	-0.17	-0.14	0.12	0.13	0.12	0.13	-0.19	1.00						
husbol	0.99	0.00	-0.75	-0.07	-0.75	-0.07	0.99	-0.20	1.00					
Dhusbol	-0.07	0.87	-0.10	-0.08	-0.10	-0.08	-0.14	-0.10	-0.11	1.00				
husformue	0.98	0.03	-0.79	-0.07	-0.78	-0.07	0.99	-0.20	1.00	-0.09	1.00			
Dhusformue	-0.13	0.81	-0.09	-0.18	-0.10	-0.18	-0.16	-0.09	0.90	0.90	-0.13	1.00		
hparblednav	0.19	-0.18	-0.13	-0.37	-0.12	-0.37	0.41	-0.17	0.31	-0.22	0.31	-0.11	1.00	
urkorr	-0.05	-0.19	0.04	-0.43	0.05	-0.44	0.16	-0.12	0.07	-0.21	0.06	-0.06	0.87	1.00

Tabell E.5: Regional analyse: Deskriptiv statistikk (Oslo)

Variabel	Ant. obs.	Gj.snitt.	St.avvik	Min	Maks
pbolo	58	5.17	0.30	4.61	5.76
Dpbolo	58	0.02	0.03	-0.08	0.08
pbolossb	52	4.39	0.25	3.94	4.85
Dpbolossb	52	0.02	0.02	-0.05	0.06
RenetaxBO	58	0.01	0.00	0.00	0.01
DRenetaxBO	58	0.00	0.00	0.00	0.00
RenetaxNB	58	0.01	0.00	0.01	0.01
DRenetaxNB	58	0.00	0.00	0.00	0.00
Dformue	58	0.02	0.02	-0.07	0.06
Dnettoform	58	0.02	0.03	-0.07	0.02
DRente10	58	-0.07	0.29	-0.81	0.66
DRente5	58	-0.07	0.33	-1.05	0.61
hpinnfskattk	58	12.74	0.15	12.47	12.95
Dhpinnfskattk	58	0.01	0.00	0.00	0.02
hpinneskattk	58	12.79	0.18	12.46	13.05
Dhpinneskattk	58	0.01	0.00	0.01	0.02
hpboligkapk	58	12.62	0.05	12.53	12.69
fullboligk	58	6.44	0.61	4.70	7.55
arb.led.	58	9.29	0.21	8.73	9.64
Darb.led.	58	-0.01	0.09	-0.18	0.31

Tabell E.7: Regional analyse: Deskriptiv statistikk (Bergen)

Variabel	Ant. obs.	Gj.snitt.	St.avvik	Min	Maks
pbolb	58	5.24	0.25	4.65	5.60
Dpbolb	58	0.02	0.03	-0.08	0.08
pbolbssb	50	4.39	0.18	4.04	4.64
Dpbolbssb	50	0.01	0.02	-0.06	0.06
RenetaxBO	58	0.01	0.00	0.00	0.01
DRenetaxBO	58	0.00	0.00	0.00	0.00
RenetaxNB	58	0.01	0.00	0.01	0.01
DRenetaxNB	58	0.00	0.00	0.00	0.00
Dformue	58	0.02	0.02	-0.07	0.06
Dnettoform	58	0.02	0.03	-0.07	0.02
DRente10	58	-0.07	0.29	-0.81	0.66
DRente5	58	-0.07	0.33	-1.05	0.61
hpinnfskattk	58	12.69	0.16	12.39	12.90
Dhpinnfskattk	58	0.01	0.00	0.00	0.02
hpinneskattk	58	12.89	0.18	12.56	13.13
Dhpinneskattk	58	0.01	0.00	0.00	0.02
hpboligkapk	58	11.73	0.05	11.63	11.81
fullboligk	58	5.68	0.45	3.97	6.68
arb.led.	58	8.22	0.24	7.69	8.63
Darb.led.	58	0.00	0.11	-0.22	0.37

Tabell E.8: Regional analyse: Korrelasjonsmatrise (Bergen)

	pbo1b	Dpbo1b	pbo1bsb	Dpbo1bsb	RenetaxBO	RenetaxBO	RenetaxNB	RenetaxNB	Dformue	Dnettoform	DRente10	DRente5	hpinnskattk	Dhpinnskattk	hpinnskattk	Dhpinnskattk	hpbo1gkapk	fullbo1gk	arb1led.	Darb1led.		
pbo1b	1.00																					
Dpbo1b	-0.23	1.00																				
pbo1bsb	1.00	-0.09	1.00																			
Dpbo1bsb	-0.10	0.67	-0.09	1.00																		
RenetaxBO	-0.35	-0.31	-0.56	-0.48	1.00																	
DRenetaxBO	0.26	-0.30	-0.01	-0.25	0.20	1.00																
RenetaxNB	-0.30	-0.33	-0.57	-0.48	0.99	0.18	1.00															
DRenetaxNB	0.28	-0.32	-0.03	-0.26	0.20	0.99	0.18	1.00														
Dformue	-0.02	0.75	0.04	0.52	-0.40	-0.18	-0.42	1.00														
Dnettoform	-0.03	0.83	0.02	0.56	-0.37	-0.25	-0.39	-0.25	1.00													
DRente10	0.01	0.01	-0.11	0.10	-0.07	0.04	-0.11	0.03	0.27	1.00												
DRente5	0.06	0.06	-0.05	0.18	-0.18	0.15	-0.22	0.15	0.32	0.26	1.00											
hpinnskattk	0.96	-0.30	0.93	-0.18	-0.27	0.10	-0.21	-0.14	-0.14	-0.06	0.21	1.00										
Dhpinnskattk	-0.38	-0.01	-0.77	0.04	0.56	0.44	0.52	0.44	0.02	0.02	0.21	-0.50	1.00									
hpinnskattk	0.97	-0.29	0.94	-0.17	-0.30	0.11	-0.24	0.13	-0.13	-0.06	0.04	1.00	-0.51	1.00								
Dhpinnskattk	-0.70	0.12	-0.81	0.04	0.59	0.25	0.55	0.23	0.02	0.03	0.16	-0.76	0.89	1.00								
hpbo1gkapk	0.97	-0.30	0.94	-0.18	-0.32	0.12	-0.25	0.14	-0.12	-0.05	0.03	1.00	-0.50	0.89	1.00							
fullbo1gk	0.22	-0.21	0.24	-0.42	-0.09	0.32	-0.13	0.33	-0.10	-0.09	0.12	0.19	0.11	0.10	1.00							
arb1led.	-0.07	0.37	0.54	0.32	-0.72	-0.42	-0.76	-0.42	0.34	0.33	-0.10	-0.04	-0.08	-0.67	-0.10	1.00						
Darb1led.	0.08	0.27	0.08	-0.06	0.08	-0.36	0.08	-0.35	0.10	0.24	-0.16	-0.25	0.15	-0.22	0.14	-0.20	1.00					

Tabell E.9: Regional analyse: Deskriptiv statistikk (Trondheim)

Variabel	Ant. obs.	Gj.snitt.	St.avvik	Min	Maks
pbolt	58	5.19	0.26	4.65	5.59
Dpbolt	58	0.02	0.02	-0.06	0.06
pboltssb	50	4.39	0.22	4.03	4.71
Dpboltssb	50	0.01	0.02	-0.04	0.05
RenetaxBO	58	0.01	0.00	0.00	0.01
DRenetaxBO	58	0.00	0.00	0.00	0.00
RenetaxNB	58	0.01	0.00	0.01	0.01
DRenetaxNB	58	0.00	0.00	0.00	0.00
Dformue	58	0.02	0.02	-0.07	0.06
Dnettoform	58	0.02	0.03	-0.07	0.02
DRente10	58	-0.07	0.29	-0.81	0.66
DRente5	58	-0.07	0.33	-1.05	0.61
hpinnfskattk	58	12.69	0.16	12.40	12.91
Dhpinnfskattk	58	0.01	0.00	0.00	0.02
hpinneskattk	58	12.88	0.18	12.55	13.14
Dhpinneskattk	58	0.01	0.00	0.01	0.01
hpboligkapk	58	11.38	0.07	11.24	11.49
fullboligk	58	5.54	0.83	3.18	6.68
arb.led.	58	7.83	0.19	7.49	8.26
Darb.led.	58	-0.01	0.11	-0.23	0.36

Tabell E.10: Regional analyse: Korrelasjonsmatrise (Trondheim)

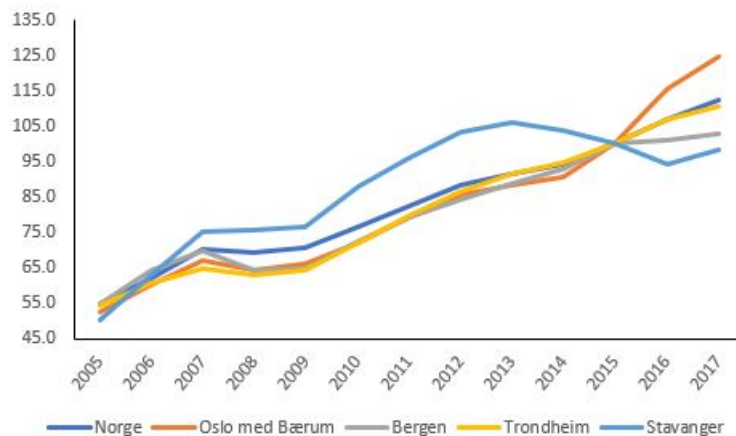
	pbolt	Dpbolt	Dpboltsb	Dpboltsbsb	RenetaxBO	RenetaxBO	RenetaxNB	RenetaxNB	Dnettoform	Drente10	DDrente5	hpinnskattk	Dhpinnskattk	Dhpinnskattk	hpboligkapk	fullboligk	arb.led.	Darb.led.	
pbolt	1.00																		
Dpbolt	-0.02	1.00																	
Dpboltsb	1.00	-0.05	1.00																
Dpboltsbsb	-0.08	0.56	-0.06	1.00															
RenetaxBO	-0.57	-0.38	-0.57	-0.46	1.00														
DRenetaxBO	-0.06	-0.28	-0.06	-0.23	0.20	1.00													
RenetaxNB	-0.57	-0.37	-0.57	-0.44	0.99	0.99	1.00												
DRenetaxNB	-0.08	-0.28	-0.08	-0.22	0.20	0.20	0.99	1.00											
Dformue	0.05	0.83	0.01	0.44	-0.40	-0.18	-0.42	-0.17	1.00										
Dnettoform	0.03	0.88	-0.01	0.48	-0.37	-0.25	-0.39	-0.25	0.94	1.00									
DRente10	-0.10	0.11	-0.12	0.20	-0.07	0.04	-0.11	0.03	0.27	0.22	1.00								
DRente5	-0.05	0.15	-0.07	0.33	-0.18	0.15	-0.22	0.15	0.32	0.26	0.93	1.00							
hpinnskattk	0.96	-0.09	0.96	-0.12	-0.48	-0.20	-0.46	-0.22	-0.08	-0.08	-0.21	-0.19	1.00						
Dhpinnskattk	-0.79	0.01	-0.81	0.00	0.61	0.40	0.58	0.41	0.03	0.04	0.23	0.21	-0.88	1.00					
hpinnskattk	0.97	-0.09	0.97	-0.11	-0.50	-0.19	-0.49	-0.21	-0.06	-0.07	-0.19	-0.17	1.00	-0.88	1.00				
Dhpinnskattk	-0.79	0.01	-0.81	0.00	0.61	0.40	0.57	0.34	0.00	0.02	0.22	0.18	-0.79	0.93	0.93	1.00			
hpboligkapk	0.94	-0.13	0.96	-0.16	-0.49	-0.19	-0.48	-0.20	-0.06	-0.08	-0.19	-0.17	0.98	-0.90	0.98	1.00			
fullboligk	0.38	-0.11	0.36	-0.07	-0.18	0.37	-0.26	0.35	0.08	0.05	0.25	0.35	0.18	0.02	0.22	0.98	1.00		
arb.led.	-0.20	0.50	-0.20	0.49	-0.42	-0.49	-0.41	-0.48	0.36	0.41	0.00	0.02	-0.14	-0.16	-0.14	-0.11	-0.18	1.00	
Darb.led.	0.01	0.19	-0.01	-0.15	0.17	-0.34	0.17	-0.35	0.11	0.25	-0.06	-0.18	0.08	-0.10	-0.14	-0.06	0.07	-0.26	1.00

Tabell E.11: Regional analyse: Deskriptiv statistikk (Stavanger)

Variabel	Ant. obs.	Gj.snitt.	St.avvik	Min	Maks
pbols	58	5.35	0.30	4.67	5.67
Dpbols	58	0.02	0.03	-0.08	0.09
pbolsssb	50	4.48	0.18	3.97	4.67
Dpbolsssb	50	0.01	0.03	-0.05	0.07
RenetaxBO	58	0.01	0.00	0.00	0.01
DRenetaxBO	58	0.00	0.00	0.00	0.00
RenetaxNB	58	0.01	0.00	0.01	0.01
DRenetaxNB	58	0.00	0.00	0.00	0.00
Dformue	58	0.02	0.02	-0.07	0.06
Dnettoform	58	0.02	0.03	-0.07	0.02
DRente10	58	-0.07	0.29	-0.81	0.66
DRente5	58	-0.07	0.33	-1.05	0.61
hpinnfskattk	58	12.71	0.19	12.36	12.94
Dhpinnfskattk	58	0.01	0.01	0.00	0.02
hpinneskattk	58	13.13	0.15	12.83	13.30
Dhpinneskattk	58	0.01	0.00	0.00	0.02
hpboligkapk	58	11.50	0.07	11.39	11.61
fullboligk	58	6.04	0.35	5.18	6.64
arb.led.	58	8.00	0.50	7.04	8.90
Darb.led.	58	0.00	0.15	-0.38	0.70

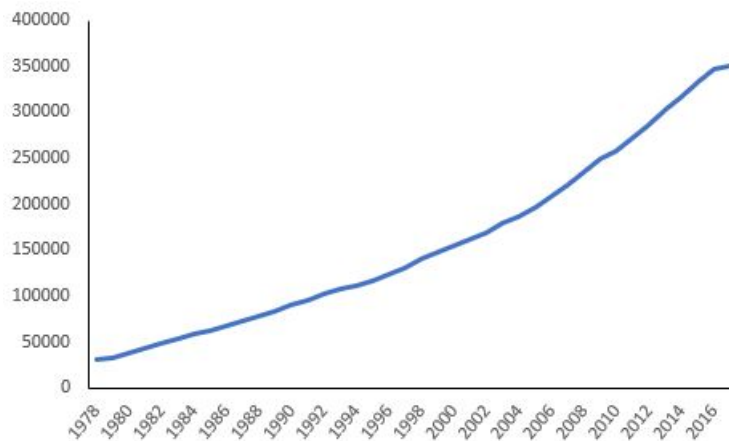
E.3 Grafisk fremstilling av variabler

Figur E.1: Komparative boligpriser i Norge, 2005-2017 (Sesongjusterte tall (2015=100))



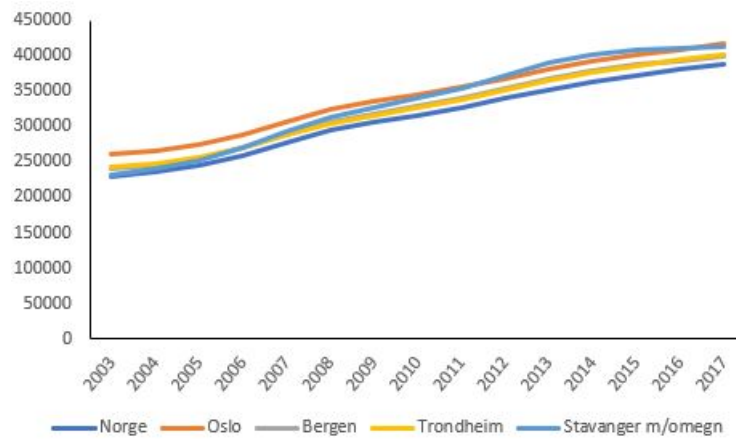
Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.2: Inntektsutvikling, 1978-2017 (RD300uaksje)



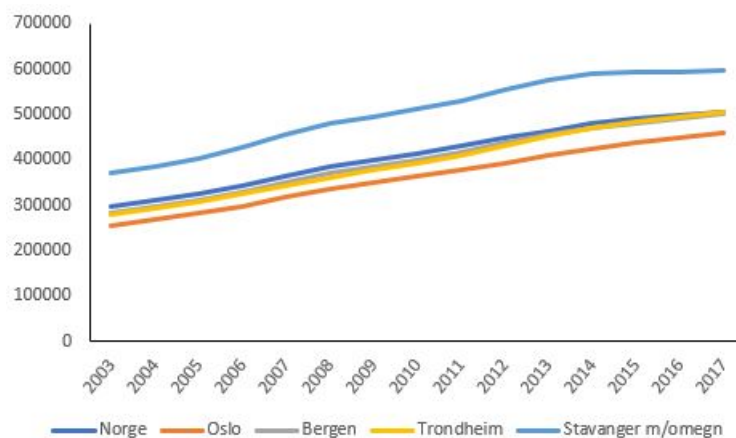
Kilde: SSB

Figur E.3: Regional inntektsutvikling: Median bruttoinntekt per person over 17 år (i kr), 2003-2017 (Innskatt)



Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.4: Regional inntektsutvikling: Median nettoinntekt per husholdning (i kr), 2003-2017 (Inneskatt)



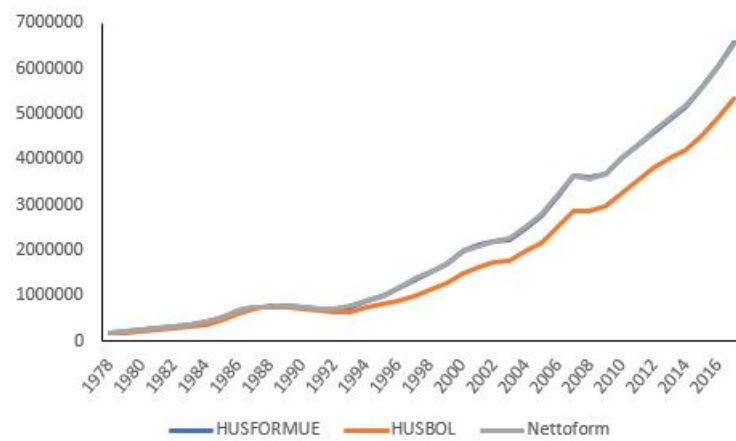
Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.5: Utviklingen i renten etter skatt, 1978-2017 (Renetax)



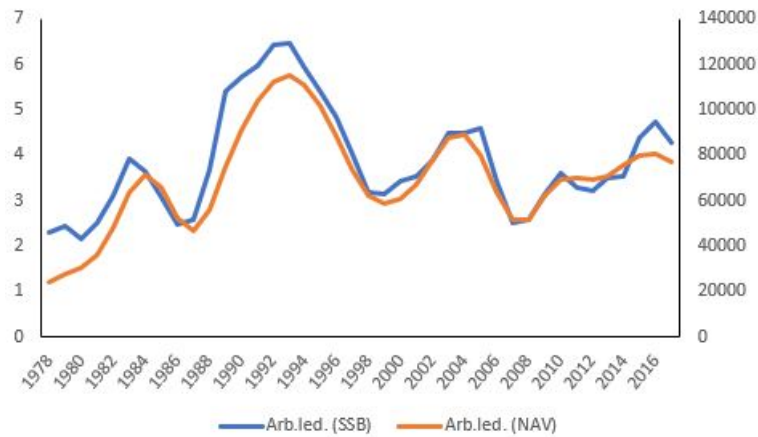
Kilde: SSB

Figur E.6: Formuesutvikling, 1978-2017 (Husbol, Husformue, kalkulert nettoformue)



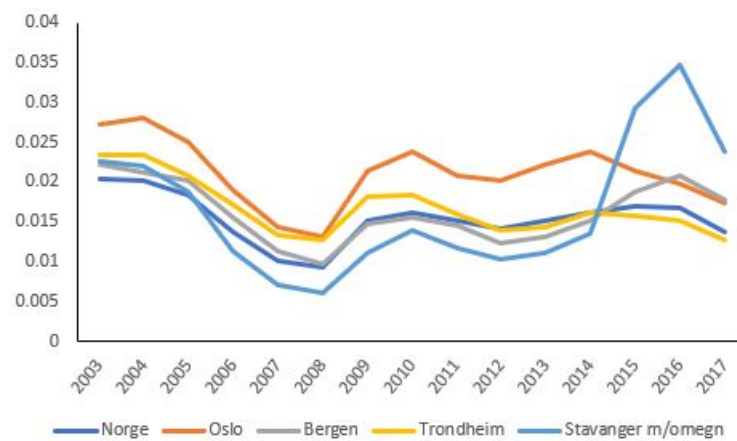
Kilde: SSB

Figur E.7: Arbeidsledighet, 1978-2017 (NAV og SSB)



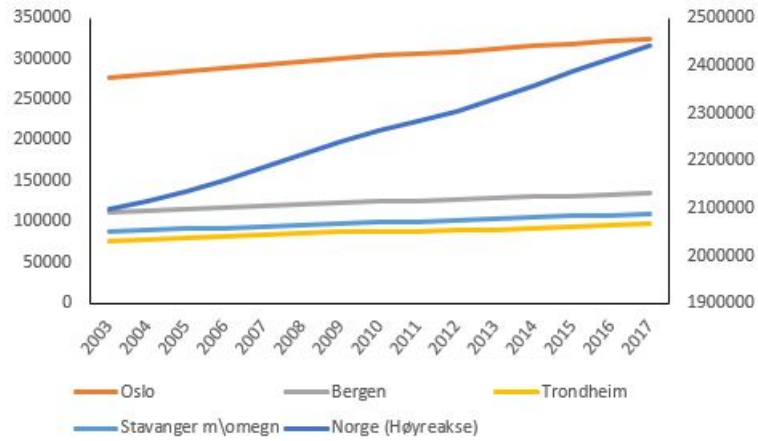
Kilde: SSB og NAV

Figur E.8: Regional arbeidsledighet, 2003-2017 (Prosentandel av totalbefolkning)



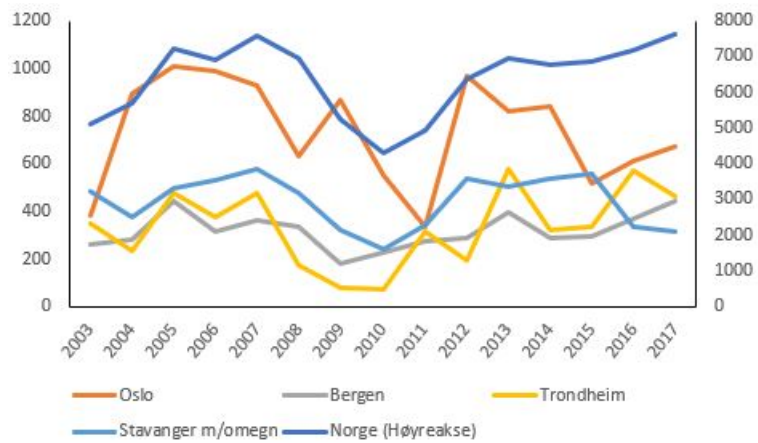
Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.9: Boligkapital, 2003-2017



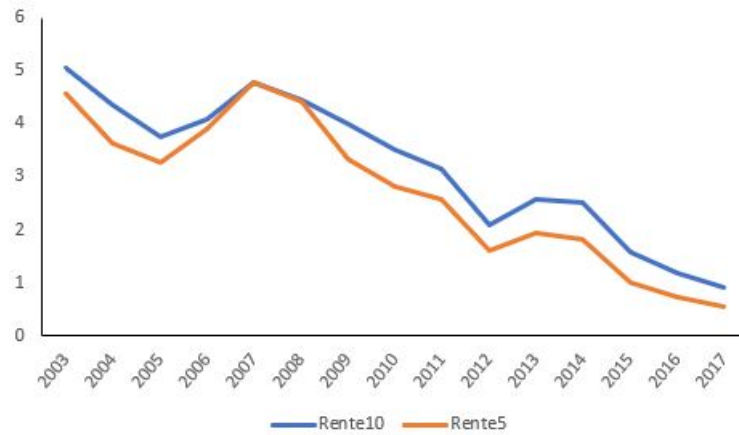
Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.10: Fullførte boliger ved utgangen av året, 2003-2017



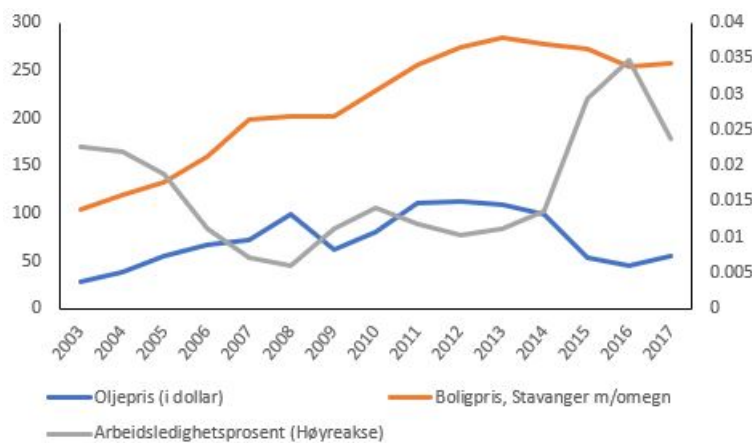
Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.11: Langsiktige renter, 2003-2017 (Renten på 5- og 10-årige statsobligasjoner)



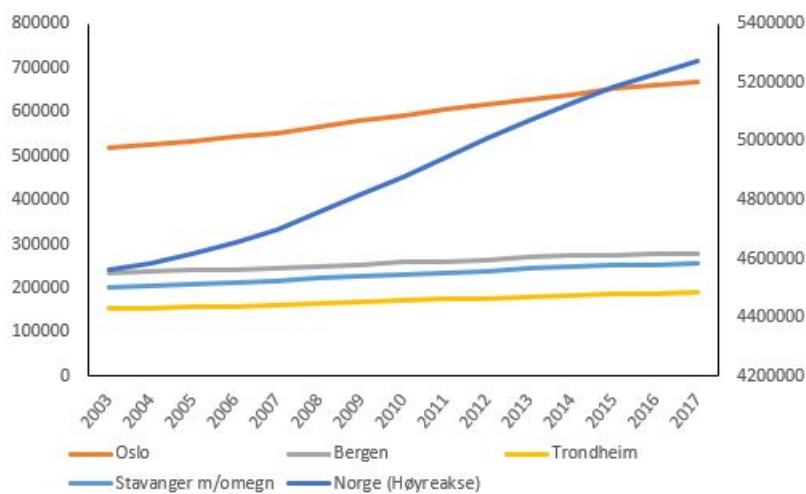
Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.12: Oljepris, boligpris og arbeidsledighet i Stavangerregionen



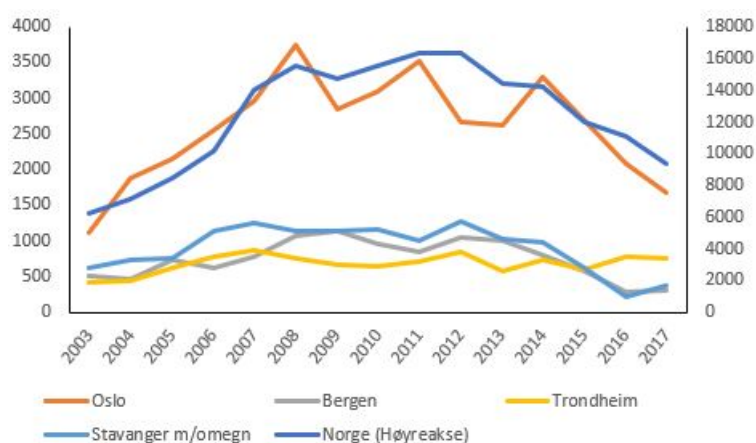
Kilde: SSB, Statistikkbanken og Eiendom Norge

Figur E.13: Regional befolkningsutvikling, 2003-2017



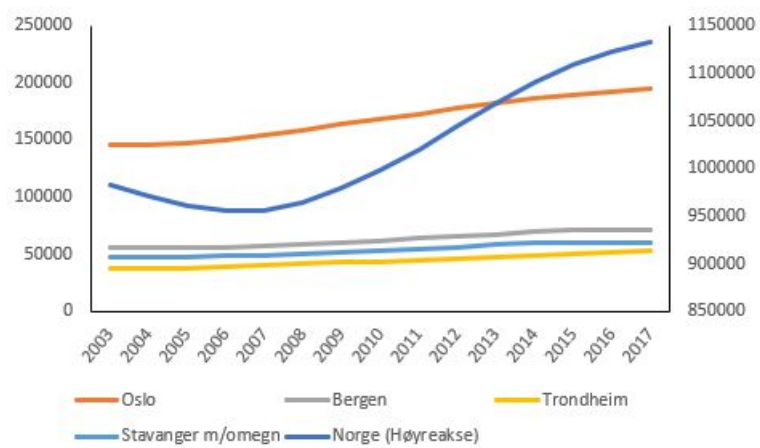
Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.14: Regional folketilvekst (Summen av fødselsoverskuddet og nettoinnvandringen), 2003-2017



Kilde: SSB, Statistikkbanken

Figur E.15: Regional befolkningssammensetning: Befolkning i alderen 19-34, 2003-2017



Kilde: SSB, Statistikkbanken

Som det kan observeres her, har, ikke overraskende, folketilveksten i Oslo både vært betydelig sterkere og mer volatil enn i de øvrige regionene. Samtidig har befolkningsutviklingen i Bergen og Stavanger vært tilnærmet lik den i Trondheim, men det er tydelig fra de årlige bevegelsene at utviklingen for Bergen og Stavanger er noe mer volatil. Befolkningen i aldersgruppen mellom 19 og 34, som antas å inkludere de fleste førstegangskjøpere i boligmarkedet, har utviklet seg positivt i alle de vurderte regionene. Utviklingen har vært sterkest i Oslo, men også de øvrige regionene opplever en ikke-triviell vekst i denne befolkningsgruppen. Isolert sett gir dette et inntrykk av at samtlige av de vurderte regionene er regioner i vekst, og i forlengelse av dette også et bilde på den demografiske sentraliseringstendensen i Norge.

E.4 Dickey-Fuller-tester

Her presenteres resultatene fra ADF-testene benyttet for å undersøke variablenes stasjonaritet. Det er resultatene fra tester gjort på nivåvariable som presenteres. Ikke-inkluderte tester har vist at det er irrelevant for stasjonariteten om det er nivået eller logaritmen til en variabel som testes. Rentevariablene, samt nettoformuesvariabelen fra MODAG/KVARTS (Husformue), som både inngår i den nasjonale og den regionale analysen, gjengis kun i tabellen for de nasjonale testene.

Det kan observeres at samtlige av de differensierte variablene er $I(1)$, med unntak av inntektsvariablene på regionnivå, som diskuteres under, og boligkapitalvariabelen for Trondheim. Den behandles likevel som $I(1)$, da testobservatoren er veldig nær kritisk verdi på femprosentnivået, i tillegg til at nullhypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes når trend-parameteren tas bort.

Inntektsvariablene i den regionale analysen er altså spesielle, da stasjonaritetsegenskapene hos disse endres betraktelig når de filtreres i HP-filteret. Dermed gjengis også resultatene fra DF-tester på orginialvariablene (på årnivå) i tabell E.3.

Bruttoinntekten for Stavanger og nettoinntekten for Norge som helhet, samt Bergen, er tilsynelatende ikke $I(1)$. En nærmere inspeksjon av seriene tyder likevel på at det er tilfellet, samtidig som testobservatorene er svært nære å være signifikant på femprosentnivået. Dermed antas det også her at variablene er $I(1)$.

Tabell E.13: Nasjonal analyse: ADF-tester

Variabler	Teststatistikk	Konstant	Trend	Teststatistikk 1. diff
Boligpris	-0.272 (4)	Ja	Ja	-5.34*** (4)
Boliglånsrente etter skatt	-1.005 (2)	Ja	Nei	-5.643*** (2)
Gjeldsrente etter skatt	-1.035 (2)	Ja	Nei	-5.633*** (2)
Disp. innt. (uten aksjeinnt.)	2.378 (4)	Ja	Ja	-5.182*** (4)
Husholdn. boligkap.	0.719 (4)	Ja	Ja	-4.963*** (4)
Husholdn. nettoformue	0.507 (4)	Ja	Ja	-5.304*** (4)
(HP)Arb.led.NAV	-3.508*** (3)	Ja	Nei	-3.123** (3)
Arb.led.SSB	-1.563 (3)	Ja	Nei	-3.714*** (3)

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Tabell E.14: Regional analyse: ADF-tester

Variabler	Testobservator	Konstant	Trend	Testobservator 1. diff
BoligprisNorge (EiN)	-4.629*** (4)	Ja	Ja	-4.938*** (4)
BoligprisNorge (SSB)	-0.529 (3)	Ja	Nei	-3.419** (3)
BoligprisOslo (EiN)	-2.141 (4)	Ja	Ja	-4.518*** (4)
BoligprisOslo (SSB)	0.569 (3)	Ja	Nei	-3.318** (3)
BoligprisBergen (EiN)	-3.875** (4)	Ja	Ja	-3.888** (4)
BoligprisBergen (SSB)	-0.738 (3)	Ja	Nei	-3.508** (3)
BoligprisTrondheim (EiN)	-3.764** (4)	Ja	Ja	-3.548** (4)
BoligprisTrondheim (SSB)	-0.415 (3)	Ja	Nei	-3.824*** (3)
BoligprisStavanger (EiN)	-1.878 (4)	Ja	Ja	-4.127** (4)
BoligprisStavanger (SSB)	-2.248 (3)	Ja	Nei	-3.193** (3)
(HP)BoligkapitalNor	-2.469 (3)	Ja	Ja	-6.324*** (3)
(HP)BoligkapitalOsl	-1.4 (3)	Ja	Ja	-3.936** (3)
(HP)BoligkapitalBerg	-2.978 (3)	Ja	Ja	-5.132*** (3)
(HP)BoligkapitalTrond	-3.02 (3)	Ja	Ja	-3.219 (3)
(HP)BoligkapitalStav	-3.397 (3)	Ja	Ja	-5.194*** (3)
FullfboligerNor	-1.201 (3)	Ja	Nei	-3.458** (3)
FullfboligerOsl	-3.423** (3)	Ja	Nei	-5.671*** (3)
FullfboligerBerg	-2.534 (3)	Ja	Nei	-6.353*** (3)
FullfboligerTrond	-2.224 (3)	Ja	Nei	-4.858*** (3)
FullfboligerStav	-2.021 (3)	Ja	Nei	-4.425*** (3)
Rente 10-årige statsoblig.	-2.438 (1)	Ja	Ja	-5.443*** (1)
Rente 5-årige statsoblig.	-2.614 (1)	Ja	Ja	-5.673*** (1)
Nettoformue (kalkulert)	-2.718 (4)	Ja	Ja	-4.263*** (4)
Arb.led.Nor	-2.786 (2)	Ja	Nei	-3.726*** (2)
Arb.led.Osl	-3.122** (2)	Ja	Nei	-3.501** (2)
Arb.led.Berg	-2.47 (2)	Ja	Nei	-3.911*** (2)
Arb.led.Trond	-2.698 (2)	Ja	Nei	-4.927*** (2)
Arb.led.Stav	-1.52 (2)	Ja	Nei	-3.854*** (2)

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Tabell E.15: ADF-tester: Inntektsvariable i den regionale analysen

Variabel	Testobservator	Konstant	Trend	Testobservator 1. diff
(HP)BruttoinntNor	1.082 (4)	Ja	Ja	-3.409 (4)
(HP)BruttoinntOsl	0.711 (4)	Ja	Ja	-3.562** (4)
(HP)BruttoinntBerg	1.447 (4)	Ja	Ja	-3.222 (4)
(HP)BruttoinntTrond	1.3 (4)	Ja	Ja	-2.98 (4)
(HP)BruttoinntStav	1.339 (4)	Ja	Ja	-2.433 (4)
BruttoinntNor(Årsdata)	-1.284 (2)	Ja	Ja	-4.369** (2)
BruttoinntOsl(Årsdata)	-2.399 (1)	Ja	Ja	-7.613*** (1)
BruttoinntBerg(Årsdata)	-2.28 (1)	Ja	Ja	-4.186** (1)
BruttoinntTrond(Årsdata)	-1.37 (1)	Ja	Nei	-3.329** (1)
BruttoinntStav(Årsdata)	-1.771 (1)	Ja	Ja	-3.676 (1)
(HP)NettoinntNor	1.826 (4)	Ja	Ja	-2.196 (4)
(HP)NettoinntOsl	1.014 (4)	Ja	Ja	-2.879 (4)
(HP)NettoinntBerg	1.002 (4)	Ja	Ja	-2.168 (4)
(HP)NettoinntTrond	-0.822 (4)	Ja	Ja	-1.615 (4)
(HP)NettoinntStav	0.891 (4)	Ja	Ja	-2.512 (4)
NettoinntNor(Årsdata)	-0.892 (1)	Ja	Ja	-3.218 (1)
NettoinntOsl(Årsdata)	-1.204 (1)	Ja	Ja	-4.565** (1)
NettoinntBerg(Årsdata)	-1.259 (0)	Ja	Ja	-3.396 (0)
NettoinntTrond(Årsdata)	-2.337 (0)	Ja	Ja	-3.822** (0)
NettoinntStav(Årsdata)	-1.869 (1)	Ja	Ja	-4.243** (1)

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$. Antall lag inkludert i testene i parentes.

E.5 HP-filter og ekstrapolering

Tabell E.16: Nasjonal analyse: HP-filter og ekstrapolering

Variabel	HP-filter	Ekstrapolert (Hvilke år)
Boligpris (PBOL)	Nei	Nei
Boliglånsrente etter skatt (RENPF300BO, TRTMNW)	Nei	Nei
Gjeldsrente etter skatt (RENPF300NB, TRTMNW)	Nei	Nei
Disp. innt. (uten aksjeinnt.) (RD300 – RAM300)	Nei	Nei
Husholdn. boligkap. (HUSBOL)	Nei	Nei
Husholdn. nettoformue (HUSFORMUE)	Nei	Nei
(HP)Arb.led.NAV	Ja	Nei
Arb.led.SSB (URKORR)	Nei	Nei

Tabell E.17: Regional analyse: HP-filter og ekstrapolering

Variabel	HP-filter	Ekstrapolert (Hvilke år)
Boligpris (EiN)	Nei	Nei
Boligpris (SSB)	Nei	Nei
Boliglånsrente etter skatt (RENPF300BO, TRTMNW)	Nei	Ja, 2017:2 – 2017:4. Lagt til grunn en svært begrenset nedgang (fra 0.00638 til 0.0063). Antatt samme verdi for de tre kvartalene.
Gjeldsrente etter skatt (RENPF300NB, TRTMNW)	Nei	Ja, 2017:2 – 2017:4. Lagt til grunn en svært begrenset nedgang (fra 0.00874 til 0.0087). Antatt samme verdi for de tre kvartalene.
(HP)Bruttoinnt	Ja	Ja, 2017:1 – 2017:4. Lagt til grunn en vekstrate på to prosent fra 2016 til 2017 for samtlige regioner. Ekstrapolering gjennomført før bruk av HP-filter.
(HP)Nettoinnt	Ja	Ja, 2003:1 – 2004:4 og 2017:1 – 2017:4. Lagt til grunn en vekst på 15000 for regionene, og 5000 for Norge som helhet, fra 2016 til 2017, samt en vekst på 15000 per år for samtlige datasett for årene 2003 og 2004. Ekstrapolering gjennomført før bruk av HP-filter.
(HP)Boligkapital	Ja	Ja, 2003:1 – 2005:4. Lagt til grunn en årlig vekst på 1500 boliger i Stavanger, 2000 boliger for Bergen og Trondheim, 4000 for Oslo, og 20 000 for Norge som helhet. Ekstrapolering gjennomført før bruk av HP-filter.
Fullfboliger	Nei	Nei
Rente 10-årige statsoblig.	Nei	Ja, 2016:4 – 2017:4. Lagt til grunn en begrenset nedgang (fra 1.09 til 1, til 0.9). Antatt 0.9 i verdi for hele 2017.
Rente 5-årige statsoblig.	Nei	Ja, 2016:4 – 2017:4. Lagt til grunn en begrenset nedgang (fra 0.69 til 0.64, til 0.55). Antatt 0.55 i verdi for hele 2017.
Husholdn. nettoformue (HUSFORMUE)	Nei	Ja, 2017:2 – 2017:4. Lagt til grunn en vekst på 100 000 per kvartal.
Nettoformue (kalkulert)	Nei	Ja, 2017:2 – 2017:4. Lagt til grunn en vekst på 50 000 per kvartal.
Arb.led.	Nei	Nei

Appendiks F

Nasjonal analyse: Robusthetstester

F.1 Reestimering: Separate koeffisienter før/etter 1991

Her er altså de separate ligningene estimert i én ligning, med interaksjonsledd for alle regressorene og en dummy for 1991. Her tillattes også sesongeffektene å variere mellom periodene. De faktiske estimatene for perioden etter 1991 er altså kalkulert som summen av estimatene for perioden før 1991 og tilleggseffektene, og står i parentes etter de rapporterte tilleggseffektene. De rapporterte standardavvikene for perioden etter 1991 er de for tilleggseffektene.

Tabell F.1: Nasjonal analyse: Separate koeffisienter før/etter 1991

Variabler	Før 1991	Etter 1991
Δ RenetaxBO	0.631 (3.233)	-1.561 (-0.93) (3.408)
Δ rd300uaksje-2	0.072 (0.099)	-0.069 (0.003) (0.1)
Δ rd300uaksje-3	0.055 (0.08)	-0.105 (-0.05) (0.097)
Δ rd300uaksje-4	0.163** (0.081)	-0.174* (-0.011) (0.097)
Δ husbol	0.347*** (0.069)	0.556*** (0.903) (0.1)
Δ husbol-4	0.281*** (0.078)	-0.257*** (0.024) (0.09)
pbol-1	-0.004 (0.056)	0.005 (0.001) (0.057)
RenetaxBO-1	-5.184*** (1.788)	5.192*** (0.008) (1.802)
rd300uaksje-1	0.062 (0.047)	-0.064 (-0.002) (0.049)
hparblednav-1	-0.027 (0.017)	0.027 (0.000) (0.017)
D1	-0.007 (0.004)	0.322 (0.315) (0.494)
D2	-0.002 (0.004)	0.321 (0.319) (0.494)
D3	-0.014*** (0.005)	0.329 (0.315) (0.496)
Konstant	-0.287 (0.46)	-0.286*** (-0.573) (0.084)
Antall obs.	152	152
Justert R^2	0.92024	0.92024
Autokorrelasjon	1.5395	1.5395
Heteroskedastisitet (ARCH)	10.977***	10.977***
Normalitetstest	59.972***	59.972***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

F.2 Reestimering: Ny formues-, rente-, og arbeidsledighetsvariabel

Tabell F.2: Nasjonal analyse: Endret formues-, rente-, og arbeidsledighetsvariabel

Variabler	(1)
Δ RenetaxNB	-4.18*** (1.38)
Δ rd300uaksje-2	0.133** (0.058)
Δ rd300uaksje-3	0.138** (0.06)
Δ rd300uaksje-4	0.127*** (0.048)
Δ husformue	0.558*** (0.093)
Δ husformue-4	0.155** (0.062)
pbol-1	-0.023** (0.01)
RenetaxNB-1	-1.053*** (0.28)
rd300uaksje-1	0.022** (0.011)
urkorr-1	-0.018** (0.007)
D1	0.003 (0.004)
D2	-0.004 (0.003)
D3	-0.007*** (0.003)
Konstant	-0.242* (0.13)
Antall obs.	152
Justert R2	0.76505
Autokorrelasjon	2.843**
Heteroskedastisitet (ARCH)	1.01
Normalitetstest	13.136***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

F.3 Robusthetstest: Den implementerte langtidsrelasjonen

Den avhengige variabelen er altså logaritmen til boligprisene i samtlige av disse ligningene.

Tabell F.3: Nasjonal analyse: Separate estimeringer for de implementerte langtidsrelasjonene

Variabel	Samlet ligning (3 regressorer)	Separate ligninger (1 regressor)
RenetaxBO	2.843 (3.745)	-75.853*** (10.32)
rd300uaksje	1.112*** (0.05)	0.981*** (0.044)
hparblednav	-0.533*** (0.063)	0.388 (0.377)
Konstant	-8.192*** (0.533)	
ADF-test (Residualer)	-3.201** (4)	
Antall obs.	152	152

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Robuste standardavvik i parentes.

Tabell F.4: Nasjonal analyse: ADF-tester av residualene fra de separate langtidsrelasjonene med kun én regressor

Residual fra separat lign.	Testobservator	Konstant	Trend
RenetaxBO	-3.012** (1)	Ja	Nei
rd300uaksje	-1.298 (3)	Ja	Nei
hparblednav	-0.525 (3)	Ja	Nei

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Appendiks G

Regional analyse: Robusthetstester

G.1 Faktiske langtidseffekter: Bergen og Trondheim

Bergen:

$$(G.1) \quad pbol_t = -53.594RenetaxBO_t + 5.195hpinnfskattk_t - 12.376hpboligkapk_t$$

Trondheim:

$$(G.2) \quad pbol_t = -95.148RenetaxBO_t + 3.667hpinnfskattk_t - 6.284hpboligkapk_t$$

G.2 Reestimering: Endret avhengig variabel

Tabell G.1: Regional analyse: Boligprismodeller, endret avhengig variabel, 2005:4 - 2017:4 (OLS)

Variabler	(1) Norge	(2) Oslo (m\Bærum)	(3) Bergen	(4) Trondheim	(5) Stavanger
DRenetaxBO	-5.188*** (1.879)	-11.155** (5.044)	-7.554 (5.653)	-6.818 (5.423)	-0.021 (3.915)
Dhpinnfskattk-2	3.453* (1.952)	3.463 (3.331)	9.341* (4.639)	5.053* (2.793)	4.2** (1.774)
Dformue	0.574*** (0.13)	0.713** (0.277)	0.308 (0.323)	0.212 (0.225)	0.609*** (0.192)
DRente10-1	-0.009*** (0.003)	-0.015*** (0.005)	-0.02** (0.008)	-0.022*** (0.007)	-0.013** (0.006)
pbol-1	-0.055 (0.08)	-0.113 (0.099)	-0.225** (0.097)	-0.182*** (0.043)	-0.244*** (0.079)
RenetaxBO-1	-4.021 (2.413)	-9.254 (5.99)	-14.092** (5.575)	-12.255*** (2.84)	-12.808*** (2.414)
hpinnfskattk-1	0.07 (0.086)	0.209 (0.198)	0.673*** (0.181)	0.379*** (0.093)	0.031 (0.161)
hpboligkapk-1	0.061 (0.335)	0.017 (0.094)	-0.992 (0.691)	-0.258 (0.249)	1.406*** (0.461)
arbled-1	0.02 (0.015)	-0.023 (0.049)	0.06 (0.039)	-0.000 (0.000)	-0.051*** (0.014)
K1	0.028*** (0.006)	0.018 (0.015)	0.043** (0.016)	0.037** (0.014)	-0.009 (0.011)
K2	0.019*** (0.006)	0.007 (0.013)	0.023 (0.015)	0.026** (0.011)	-0.007 (0.009)
K3	0.008** (0.003)	0.018** (0.007)	0.015* (0.007)	0.011* (0.006)	-0.008 (0.006)
Konstant	-1.779 (4.849)	-2.154 (1.84)	3.572 (6.922)	-1.052 (2.278)	-14.279*** (4.52)
Antall obs.	49	49	49	49	49
Justert R2	0.945899	0.727622	0.738309	0.745467	0.73145
Autokorrelasjon	3.076**	7.227***	1.227	4.334***	5.305***
Heteroskedastisitet (ARCH)	1.849	5.173***	0.979	0.328	0.809
Normalitetstest	6.301**	14.741***	0.19	0.481	7.314**

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

G.3 Reestimering: Endrede variabelvarianter

Tabell G.2: Regional analyse: Endret formues-, rente-, inntekts-, langsiktig rentes-, og boligmasse/boligbyggingsvariabel, 2003:4 - 2017:4 (OLS)

Variabler	(1) Norge	(2) Oslo	(3) Bergen	(4) Trondheim	(5) Stavanger (m\omegn)
DRenetaxB	-0.622 (4.705)	11.588 (7.988)	-2.608 (4.822)	-3.861 (4.273)	-4.678 (5.444)
Dhpinneskattk-2	1.513 (1.952)	-7.174 (7.121)	8.278*** (2.806)	1.921 (1.777)	2.364 (2.828)
Dnettoform	0.79*** (0.147)	1.425*** (0.262)	0.838*** (0.212)	0.466*** (0.124)	0.623*** (0.227)
DRente5-1	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.007)	-0.007* (0.003)	-0.004 (0.004)	0.003 (0.005)
pbol-1	0.009 (0.049)	-0.041 (0.068)	-0.104* (0.052)	-0.038 (0.09)	-0.04 (0.085)
RenetaxB-1	0.112 (2.626)	7.1 (5.51)	-3.32 (2.804)	-2.68 (3.106)	-8.417*** (2.258)
hpinneskattk-1	0.003 (0.067)	0.002 (0.148)	0.221** (0.093)	0.065 (0.126)	0.031 (0.204)
fullfboligk-1	-0.01 (0.008)	0.005 (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.002 (0.003)	-0.015** (0.007)
arbled-1	0.019 (0.019)	0.013 (0.036)	0.064** (0.031)	0.034 (0.025)	-0.024** (0.01)
K1	0.007 (0.009)	-0.033** (0.016)	0.021 (0.014)	0.024** (0.01)	0.009 (0.011)
K2	-0.001 (0.006)	-0.032*** (0.011)	-0.002 (0.012)	0.014** (0.006)	0.008 (0.009)
K3	0.008** (0.003)	0.006 (0.007)	0.013* (0.007)	0.01*** (0.004)	0.012** (0.005)
Konstant	-0.221 (0.609)	0.062 (1.761)	-2.82** (1.199)	-0.896 (1.137)	0.131 (2.254)
Antall obs.	57	57	57	57	57
Justert R2	0.842365	0.590249	0.832755	0.825499	0.796056
Autokorrelasjon	2.324*	9.053***	0.993	1.698	1.546
Heteroskedastisitet (ARCH)	1.937	11.251***	0.287	0.483	0.614
Normalitetstest	1.772	13.799***	1.346	0.531	0.19

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

G.4 Robusthetstest: Den implementerte langtidsrelasjonen

Tabell G.3: Regional analyse: Separate estimeringer for de implementerte langtidsrelasjonene (Norge)

Variabel	Samlet ligning (3 regressorer)	Separate ligninger (1 regressor)
hpboligkapk	3.275** (1.233)	5.399*** (0.235)
RenetaxBO	-21.583*** (6.304)	-40.855* (21.59)
hpinnfskattk	0.53 (0.322)	1.498*** (0.068)
arb.led.	-0.231*** (0.037)	-0.063 (0.281)
Konstant	-46.75*** (14.10)	
ADF-test (Residualer)	-3.427** (4)	
Antall obs.	57	57

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Robuste standardavvik i parentes.

Tabell G.4: Regional analyse: ADF-tester av residualene fra de separate langtidsrelasjonene med kun én regressor (Norge)

Residual fra separat lign.	Testobservator	Konstant	Trend
hpboligkapk	-4.527*** (4)	Ja	Nei
RenetaxBO	-2.278 (1)	Ja	Nei
hpinnfskattk	-4.071*** (4)	Ja	Nei
arb.led.	-1.18 (4)	Ja	Nei

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Tabell G.5: Regional analyse: Separate estimeringer for de implementerte langtidsrelasjonene (Oslo)

Variabel	Samlet ligning (3 regressorer)	Separate ligninger (1 regressor)
hpboligkapk	8.794 (5.53)	6.139*** (0.392)
RenetaxBO	-34.873*** (11.66)	-57.302** (27.46)
hpinnfskattk	-0.994 (1.656)	1.874*** (0.147)
arb.led.	-0.303*** (0.063)	-0.202 (0.345)
Konstant	-90.08* (49.06)	
ADF-test (Residualer)	-3.205** (4)	
Antall obs.	57	57

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

Tabell G.6: Regional analyse: ADF-tester av residualene fra de separate langtidsrelasjonene med kun én regressor (Oslo)

Residual fra separat lign.	Testobservator	Konstant	Trend
hpboligkapk	-3.268** (4)	Ja	Nei
RenetaxBO	-1.746 (4)	Ja	Nei
hpinnfskattk	-3.03** (4)	Ja	Nei
arb.led.	-0.108 (3)	Ja	Nei

*** p<0.01, ** p<0.05. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Tabell G.7: Regional analyse: Separate estimeringer for de implementerte langtidsrelasjonene (Bergen)

Variabel	Samlet ligning (3 regressorer)	Separate ligninger (1 regressor)
hpboligkapk	4.986** (2.286)	4.501*** (0.202)
RenetaxBO	-18.75 (13.6)	-39.682** (17.97)
hpinnfskattek	-0.214 (0.745)	1.408*** (0.081)
arb.led.	-0.132 (0.097)	0.002 (0.269)
Konstant	-49.32*** (17.21)	
ADF-test (Residualer)	-3.904*** (4)	
Antall obs.	57	57

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Robuste standardavvik i parentes.

Tabell G.8: Regional analyse: ADF-tester av residualene fra de separate langtidsrelasjonene med kun én regressor (Bergen)

Residual fra separat lign.	Testobservator	Konstant	Trend
hpboligkapk	-4.016*** (4)	Ja	Nei
RenetaxBO	-2.23 (4)	Ja	Nei
hpinnfskattek	-4.016*** (4)	Ja	Nei
arb.led.	-1.29 (4)	Ja	Nei

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Tabell G.9: Regional analyse: Separate estimeringer for de implementerte langtidsrelasjonene (Trondheim)

Variabel	Samlet ligning (3 regressorer)	Separate ligninger (1 regressor)
hpboligkapk	-0.585 (0.757)	3.771*** (0.117)
RenetaxBO	-31.167*** (5.279)	-47.862** (19.45)
hpinnfskattek	1.499*** (0.305)	1.55*** (0.07)
arb.led.	-0.306*** (0.073)	-0.76** (0.288)
Konstant	-4.553 (5.374)	
ADF-test (Residualer)	-2.978** (4)	
Antall obs.	57	57

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

Tabell G.10: Regional analyse: ADF-tester av residualene fra de separate langtidsrelasjonene med kun én regressor (Trondheim)

Residual fra separat lign.	Testobservator	Konstant	Trend
hpboligkapk	-3.668*** (4)	Ja	Nei
RenetaxBO	-1.973 (1)	Ja	Nei
hpinnfskattek	-4.224*** (4)	Ja	Nei
arb.led.	-1.877 (4)	Ja	Nei

*** p<0.01, ** p<0.05. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Tabell G.11: Regional analyse: Separate estimeringer for de implementerte langtidsrelasjonene (Stavanger)

Variabel	Samlet ligning (3 regressorer)	Separate ligninger (1 regressor)
hpboligkapk	-3.563*** (0.736)	3.944*** (0.601)
RenetaxBO	-19.238*** (5.965)	-10.92 (17.43)
hpinnfskattk	2.762*** (0.259)	1.491*** (0.123)
arb.led.	-0.126*** (0.033)	-0.008 (0.116)
Konstant	12.365** (4.973)	
ADF-test (Residualer)	-5.338*** (4)	
Antall obs.	57	57

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

Tabell G.12: Regional analyse: ADF-tester av residualene fra de separate langtidsrelasjonene med kun én regressor (Stavanger)

Residual fra separat lign.	Testobservator	Konstant	Trend
hpboligkapk	-2.466 (4)	Ja	Nei
RenetaxBO	-2.853 (4)	Ja	Nei
hpinnfskattk	-2.642 (4)	Ja	Nei
arb.led.	-2.584 (4)	Ja	Nei

*** p<0.01, ** p<0.05. Antall lag inkludert i testene i parentes.

Appendiks H

Regional paneldataanalyse: FE-modell og første del av den komparative ana- lysen

H.1 FE-modell

Tabell H.1: Regional paneldataanalyse: FE-modell

Variabler	FE-modell
DRenetaxBO	-5.901*** (0.601)
Dhpinnskattk	1.159** (0.526)
Dformue	0.975*** (0.097)
Darbled-1	-0.049*** (0.008)
DRente10-1	-0.01*** (0.001)
pbol-1	-0.037*** (0.004)
hpboligkapk-1	-0.364*** (0.137)
hpinnfskattk-1	0.175*** (0.037)
K1	-0.003 (0.006)
K2	-0.014* (0.008)
K3	0.001*** (0.000)
Konstant (Oslo)	2.548** (1.254)
Konstant (Berg.)	-0.315*** (2.233) (0.12)
Konstant (Trond.)	-0.445*** (2.103) (0.168)
Konstant (Stav.)	-0.4*** (2.148) (0.152)
Antall obs.	232
R^2	0.6925057

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Robuste standardavvik i parentes.

H.2 Komparativ analyse: Oslo og øvrige regioner

For det første registreres det at samtlige forklaringsvariable er signifikante for begge gruppene, med unntak av langtidseffekten av inntekten for Oslo og den felles førstekvartalsdummyen. Koeffisientestimatene varierer derimot mer enn signifikansnivåene. For korttidseffekten av boliglånsrenten etter skatt er effekten sterkest for Oslo, noe som tilsynelatende også gjelder for korttidseffekten av arbeidsledigheten. Estimaten for formuen og den langsiktige renten tyder på noe sterkere effekter for de tre sammenslåtte regionene, men forskjellene er relativt små for begge disse. Den estimerte korttidseffekten av inntekten er videre også langt sterkere for de tre regionene samlet enn for Oslo. Koeffisientestimatet for feiljusteringen indikerer videre at denne er sterkest i Oslo. Langtidseffekten av endringer i boligmassen er positiv for Oslo og negativ for de øvrige regionene. Det positive fortegnet for denne koeffisienten i Oslo kan hevdes og skyldes den begrensede arealtilgjengeligheten her. Dette presser opp tomteprisene, noe som dermed vil medføre at en økning i boligmassen som kommer fra nybygging inkorporerer denne høye tomteprisen i salgsprisene, slik at denne priseffekten kan dominere den prisdempende effekten som følger av økt boligtilbud¹. Forskjellene mellom de to gruppene når det kommer til langtidseffekten av inntekten er det derimot mer utfordrende å si noe om, da denne effekten er insignifikant for Oslo. Avslutningsvis kan det observeres at de felles kvartalsdummyene for andre- og tredjekvartalet er signifikante, mens det for førstekvartalet ikke er det.

¹Den betydelige korrelasjonen mellom formuesvariabelen og variabelen for boligmassen (0.98) kan også hevdes å ha en betydning for en slik positiv effekt, da denne boligmassevariabelen potensielt fanger opp noe av formueseffektene på boligprisene. De to variabelvariantene som inngår i paneldatamodellene har likevel kun en korrelasjon på (-)0.11.

Tabell H.2: Regional paneldataanalyse: Oslo sammenlignet med Bergen, Trondheim og Stavanger vurdert samlet

Variabler	Oslo	Ikke-Oslo
DRenetaxBO	-8.912*** (0.819)	-4.225*** (0.875)
Dhpinnfskattk	0.203*** (0.05)	1.478** (0.591)
Dformue	0.839*** (0.108)	1.006*** (0.12)
Darbled-1	-0.078*** (0.011)	-0.046*** (0.007)
DRente10-1	-0.008*** (0.001)	-0.009*** (0.001)
pbol-1	-0.086*** (0.005)	-0.054*** (0.011)
hpboligkapk-1	0.933*** (0.256)	-0.337*** (0.125)
hpinnfskattk-1	-0.125 (0.079)	0.19*** (0.037)
K1	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)
K2	-0.014* (0.007)	-0.014* (0.007)
K3	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Konstant	-9.736*** (2.223)	11.48*** (1.744) (2.056)
Antall obs.	232	232
R^2	0.7076319	0.7076319

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

Robuste standardavvik i parentes.