

Bærekraftig prisutvikling i det norske boligmarkedet

av

Alejandro Chambi Maldonado

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Desember 2016

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Denne utredningen representerer siste ledd i en mastergrad i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Bergen. Arbeid med masteroppgaven har vært en utfordrende og lærerik prosess.

Først og fremst ønsker jeg å takke Bjørn Sandvik og Espen Bratberg som har veiledet meg i arbeidet med denne oppgaven. Gjennom hele skriveprosessen har de vært store bidragsytere i form av gode ideer, grundige tilbakemeldinger og lærerike diskusjoner. Jeg vil også takke Ann Håkonsen (Finans Norge) for tildeling av datasett og raske besvarelser på e-post. I tillegg vil jeg takke Statistisk sentralbyrå for raske besvarelser og hjelp på e-post.

Takk til Lars Balchen og Ole Halvorsen for korrekturlesing og kommentarer, og til resten av studentene ved Institutt for økonomi for flere hyggelige år.

Alejandro Chambi Maldonado

Alejandro Chambi Maldonado, Bergen 01. desember 2016

Sammendrag

Bærekraftig prisutvikling i det norske boligmarkedet

av

Alejandro Chambi Maldonado, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2016

Veiledere: Bjørn Sandvik og Espen Bratberg

Denne masteroppgaven undersøker prisutviklingen for blokkleiligheter i det norske boligmarkedet i moderne tid. Spesifikt undersøkes boligmarkedet i Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. Problemstillingen er som følger: Hvordan har den norske prisutviklingen for blokkleiligheter vært i nyere tid, og hvilke fundamentale faktorer driver prisutviklingen i Norges fire største byer?

Undersøkelsen om prisutviklingen for blokkleiligheter i hver by viser at prisene på blokkleiligheter vokser raskere enn inntekt, inflasjon og byggekostnader. Dette tolkes som et tegn på at prisveksten ikke er bærekraftig. Den økonometriske analysen av boligmarkedet gjennomføres med regionale kvartalsdata i perioden mellom første kvartal 2000 og fjerde kvartal 2014. Her forklares prisen på blokkleiligheter med følgende fundamentale faktorer: rente, inntekt, arbeidsledighet, boligbygging og forventninger. Modellresultatene viser at 55-69 % av variasjonen i priser på blokkleiligheter forklares av de fundamentale faktorene som brukes som forklaringsvariabler i modellen. Resultatene viser at forklaringskraften i Trondheim (ca. 55 %) er lavere enn i de tre andre byene (ca. 68 %). Trondheim har raskest halveringstid (ca. 8 måneder), mens Oslo har treigest halveringstid (ca. 12 måneder). Modellresultatene viser at arbeidsledighet er den faktoren som har sterkest negativ effekt på prisene for blokkleiligheter. Samtidig har Oslo høyest ledighet og høyest boligprisnivå. Denne økningen i ledighet som hovedstaden har opplevd vil i teorien om fundamentale faktorer gi kraftige negative effekter på boligprisene. Ettersom ledigheten i Oslo har økt betydelig uten at prisene for blokkleiligheter har hatt en negativ utvikling kan dette tyde på at prisnivået i Oslo er kunstig høy. Estimering av samtlige modeller og økonometriske tester er utført i STATA 14. Øvrig databehandling er gjort i Excel.

Innhold

Forord	ii
Sammendrag	iii
Innhold	iv
Tabeller	vi
Figurer	vii
Kapittel 1: Innledning	1
1.1. Bakgrunn	1
1.2. Boligboble og overprisede boliger	1
1.3. Dannelse og bekymringer rundt en boligboble	2
1.4. Problemstilling	3
1.5. Disposisjon	4
Kapittel 2: Tidligere studier	6
2.1. Jacobsen og Naug	6
2.2. Fredriksen	7
2.3. Terrones og Otrók	8
2.4. Grytten	8
2.5. Algieri	9
2.6. Netland	9
2.7. Sammendrag og forholdet mellom min oppgave og tidligere studier	10
Kapittel 3: Teori	12
3.1. Boligmarkedet, tilbud og etterspørsel.....	12
3.1.1. Tilbud i boligmarkedet	12
3.1.2. Etterspørsel i boligmarkedet	14
3.1.3. Kortsiktig likevekt i boligmarkedet	15
3.1.4. Langsiktig dynamikk i boligmarkedet	16
Kapittel 4: Boligmarkedet	18
4.1. Norsk boligpolitikk.....	18
4.2. Relevant statistikk	19
4.3. Regionale boligprisutvikling for blokkleiligheter	22
4.4. Regional bærekraftig vekst.....	26
4.5. Boligmarkedet sammenlignet med andre land	31
4.6. Tro på videre boligprisvekst.....	34
Kapittel 5: Empirisk metode	36
5.1. Tidsserieøkonometri	36
5.2. Stasjonaritet og autokorrelasjon	37
5.3. Kointegrasjon og spuriøse regresjoner	41
5.4. Feiljusteringsmodell	42
Kapittel 6: Data	48

6.1. Konsumprisindeks	48
6.2. Boligpris	49
6.3. Rente	50
6.4. Inntekt	51
6.5. Arbeidsledighet	52
6.6. Boligbygging	53
6.7. Forventninger	54
6.8. Nominell serie og reell verdi	56
6.9. Variabler som ikke inkluderes i boligprismodellen	58
6.10. Langsiktig svak eksogenitet	59
Kapittel 7: Økonometrisk analyse og tester	60
7.1. Test for stasjonaritet	60
7.2. Modellering av forventninger	61
7.3. Estimering av feiljusteringsmodell for boligpriser	63
7.4. Tolkning av modellens koeffisientestimer	67
7.4.1. Feiljusteringsmekanismen	68
7.4.2. Realrente etter skatt	68
7.4.3. Realinntekt	69
7.4.4. Forventninger	69
7.4.5. Arbeidsledighet	70
7.4.6. Boligbygging	71
7.4.7. Dummyvariabler	72
7.5. Sammendrag og diskusjon av boligprismodellen	72
Kapittel 8: Diskusjon og konklusjon	77
Kapittel 9: Referanseliste	81
Appendiks:	85

Tabeller

Tabell 1: Testresultater for stasjonaritet	60
Tabell 2: Testresultater av Ljung-Box test for autokorrelasjon	64
Tabell 3: Regresjonsresultater av boligprismodellen, etter byer, standardfeil i parentes.....	65
Tabell 4: Resultater for langsiktig økonomisk effekt, etter by, standardfeil i parentes.....	67
Tabell 5: Regresjonsresultater av boligprismodellen for dummyvariabler	72

Figurer

Figur 1: Illustrasjon av kortsiktig likevektssammenheng i boligmarkedet	16
Figur 2: Husholdninger som eier sekundærbolig, etter husholdningstyper for 2012.....	20
Figur 3: Fullførte boligblokkenheter relativt til folkemengde målt i 1000 personer, 2000k1-2016k2.....	21
Figur 4: Konsumprisindeks og husleieindeks, 2000-2015	22
Figur 5: Regionale boligprisindeks for blokkleiligheter, 2005k1-2016k2.....	24
Figur 6: Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for blokkleiligheter, 2000k1-2014k4.....	24
Figur 7: Innbyggere per kvadratkilometer (tettsted), 2000-2015	25
Figur 8: Regionale realboligprisindeks for blokkleiligheter, 2005k1-2016k2.....	26
Figur 9: P/C-koeffisienter for blokkleiligheter, 2005k1-2016k2.....	28
Figur 10: Forholdet mellom kvm. pris for blokkleiligheter og bruttoinntekter, 2000k1 og 2014k4.....	29
Figur 11: Illustrasjon av andel av låntaker med fastrente, 1999-2015	31
Figur 12: Nasjonale boligprisindeks for alle boligtyper for Norge og naboland, 1975k1-2016k1.....	32
Figur 13: Nasjonale realboligprisindeks for alle boligtyper for Norge og naboland, 1975k1-2016k1.....	33
Figur 14: Bokostnad som prosentandel av disponibel inntekt for Norge, naboland og EU, 2004-2015	34
Figur 15: Regionale, gjennomsnittlig nominell kvadratmeterpris for blokkleiligheter, 2000k1-2014k4.....	49
Figur 16: Nasjonal, bankenes gjennomsnittlige nominelle utlånsrente i Norge, 2000k1-2014k4.....	50
Figur 17: Regionale, gjennomsnittlig nominell bruttoinntekt for personer, 2000k1-2014k4.....	52
Figur 18: Regionale, arbeidsledighet i prosent, 2000k1-2014k4	53
Figur 19: Regionale, igangsatt boligbygging målt i kvadratmeter, 2000k1-2014k4	54
Figur 20: Regionfordelt forventningsindikator for husholdninger, 1999k1-2014k4	55
Figur 21: Regionale, gjennomsnittlig realboligpris og gjennomsnittlig realbruttoinntekt, 2000k1-2014k4	57
Figur 22: Nasjonal, bankenes gjennomsnittlig realutlånsrente etter skatt, 2000k1-2014k4 ...	58
Figur 23: Egen konstruert forventningsindikator, etter by, 2000k1-2014k4	62

Kapittel 1: Innledning

1.1. Bakgrunn

Norge har opplevd en nesten uavbrutt vekst både i økonomien og boligmarkedet i moderne tid, før det nylig har begynt å stoppe opp enkelte steder i Norge. Spesielt har den oljetunge vestlandsregion begynt å vise tegn til dårlige økonomiske tider og svakere boligprisvekst i kjølevannet av oljepriskollapsen som startet sommeren 2014. Begrunnelsen for dette er at store deler av næringslivet og arbeidsmarkedet på Vestlandet er knyttet opp mot oljevirkningskraften. Samtidig opplever de fleste andre norske regioner en høy boligprisvekst. Norge er blitt gradvis mer oljeavhengig, og er dermed sårbar for endringer i oljeprisen og inntekter fra sokkelen. Olsen (2015, s. 6) påpeker at høye oljeinntekter og omfattende ringvirkninger fra oljesektoren, har drevet opp boligpriser og husholdningenes gjeld. Både unge og gamle har fått økt gjeldsbyrde, og samtidig har gjelden vokst raskere enn inntekten. Dette kan skyldes at renten i Norge er på et historisk lavt nivå, og at husholdningenes gjeld er historisk høy.

Sammenlignet med utlandet delte Norge den sterke økningen i boligpriser med USA og flere andre europeiske land inntil finanskrisen. Denne krisen inntraff først i USA i 2007, og rammet Norge i 2008. I motsetning til boligmarkedet i USA og flere andre europeiske land som opplevde en priskrise, fikk det norske boligmarkedet bare et lite midlertidig fall. Boligprisene i de fleste vestlige land er i dag fortsatt lavere enn før krisen.

Norske boligpriser (nominelt og reelt) er på et historisk høyt nivå, og relativt til den amerikanske boligprisboblen som sprakk i 2006. Fra årtusenskiftet har Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim hatt en sterk boligprisvekst. Dette løfter spørsmålet om boligprisveksten i de store norske byene er bærekraftig. Dette er situasjonen og bakgrunnen som danner bakteppet for min oppgave.

1.2. Boligboble

Det er mye snakk om boligbobler i disse dager både i media og blant konsumentene. Derfor er det viktig å definere hva en boligboble er. Det finnes ulike oppfatninger i den økonomiske litteraturen av hva som forårsaker boligbobler, samt ulike måter å definere begrepet «boble». Stiglitz (1990, s. 13) gir en intuitiv forklaring av begrepet *boble*: «If the reason that the price is high today is only because investors believe that the selling price will be high tomorrow, when “fundamental” factors do not seem to justify such a price, then a bubble exists.» Dette

er en generell forklaring, der Stiglitz tolker en boble ut ifra investorenes forventninger som ikke kan forsvares ut ifra fundamentale forhold.

Jacobsen og Naug (2004, s. 232) gir en mer spesifikk definisjon på begrepet *boligboble*: «Dersom avviket fra fundamentalverdien¹ er positivt og betydelig, kan det sies å være en prisboble i boligmarkedet.» Denne definisjonen kan tolkes som at en boligboble eksisterer når markedspriser på boliger er signifikant høyere enn fundamentalverdier av boliger. Begge definisjonene av begrepet «boble» kan tolkes implisitt, samt i ordets betydning, som at bobler før eller siden vil sprekke dersom det forekommer endringer i konsumentenes forventninger. Her er det viktig å presisere at det er forskjell mellom forventninger knyttet til fundamentale forhold og forventninger som ikke er knyttet til fundamentale forhold. Det er den sist nevnte som er drivkraften bak boligbobler.

1.3. Dannelse og bekymringer rundt en boligboble

Jacobsen og Naug (2004, s. 229) påpeker at en boligboble kan oppstå dersom prisene på boliger øker dramatisk, at de kommer ut av takt med den øvrige samfunnsøkonomiske situasjonen. Dette oppstår når prisene ikke kan forklares av tilbud og etterspørsel, men er heller basert på konsumentenes forventninger om at boligprisene skal stige i fremtiden. Disse forventningene er basert på en tro om fremtidig prisvekst, og er ikke knyttet til fundamentale forhold. Frykt for en boligboble i Norge baseres av at tidligere boligbobler som sprakk medførte en økonomisk krise. I Norge har man hatt tre store boligkrakk tidligere: Kristianiakrakket i 1899, et på 1920-tallet og et i bankkrisen fra 1987 til 1992. Dessuten hadde vi et minikrakk i 2007-2008. I alle disse tilfellene er det samme mønster som repeteres, nemlig høy vekst i pengemengden, stor innflytting til byene og høy husholdningsgjeld. Dette er etterfulgt av nedgangskonjunkturer og dårlige tider hvor folk ikke klarer å betjene gjelden sin. Et eksempel er finanskrisen i USA i perioden mellom 2007 og 2009, der krakk i boligmarkedet forårsaket kollaps i bankmarkedet. Dette førte til negative ringvirkninger for resten av landets økonomi (Grytten, 2009).

Økonomer er uenige om Norge har en boligboble, fordi det er vanskelig å identifisere bobler før de sprekker. Noen mener det eksisterer en boligboble i dag, med begrunnelse at realboligprisene i dag er på et historisk høyt nivå. På en annen side er det noen som mener at

¹ Det er bred enighet i litteraturen om at det som defineres som fundamentalverdier i boligmarkedet er spesielt rente, inntekt, arbeidsledighet og boligbygging.

boligprisveksten ikke gir grunn til bekymring, og at de høye prisene kan forklares med høy etterspørsel og lavt boligtilbud. Dessuten diskuteres ulike prisdrivere mye.

Dersom en boligboble sprekker og boligprisene faller, vil panteverdien kunne falle til under verdien av boliglånene. Hvis flere husholdninger får problemer med å betjene gjelden sin, vil bankene få økte utlånstap og senke tilbudet av kreditt. Dette kan igjen føre til videre boligprisfall. Med lavere boligpriser vil formuen til husholdninger bli lavere. Dette medfører videre til mindre mulighet til å ta opp større lån mot sikkerhet i bolig, som potensielt kan medføre negative effekter for konsumet i landets økonomi. Lavere boligpriser kan potensielt føre til lavere rentefølsomhet i økonomien, ettersom husholdninger på kort sikt har mindre mulighet til å låne store beløp med pant i bolig (Jacobsen og Naug, 2004, s. 229). Dersom en boligboble sprekker har vi historisk og erfaringsmessig opplevd at det fører til økonomisk krise i Norge. Begrunnelsen for dette er at boligmarkedet er så stort at det gir ringvirkninger for samfunnsøkonomien.

1.4. Problemstilling

Denne oppgaven undersøker det norske boligmarkedet. Mer spesifikt undersøkes prisutvikling og prisdrivere. Spesielt skal det undersøkes om prisutviklingen og -veksten er bærekraftig. Med *bærekraftig* menes det her at prisene kan fortsette dagens utvikling over lengre periode uten at det ender med en brått og uventet fall. Dersom prisutviklingen- og veksten ikke er bærekraftig betyr det at boligprisene kan bli kunstig høye. Det vil si at den høye prisutviklingen og -veksten ikke forklares av de realøkonomiske forholdene. Jeg fokuserer spesielt på de fire største byene i Norge: Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. Jeg skal undersøke hvordan realøkonomiske forhold påvirker boligprisene i de respektive byene over tid. Med realøkonomiske forhold menes det her rente, inntekt, arbeidsledighet, boligbygging og forventninger til egen og norsk økonomi. Disse realøkonomiske forholdene blir regnet som fundamentale faktorer med hensyn til boligprisutvikling. Jeg avgrenser meg til én boligtype: blokkleiligheter². Dette gjør jeg for å prøve å redusere problemet med endret sammensetning av boliger. De siste årene har både nasjonale og internasjonale eksperter argumentert og funnet faresignaler for en boligboble og en boligprisutvikling som ikke er bærekraftig i Norge. Spesielt har vi forskjellig regionale boligprisutviklinger ifølge media. Følgelig er det viktig å forstå hvordan i boligmarkedet fungerer. Begrunnelsen for dette er fordi

² Ifølge Statistisk sentralbyrå er blokkleiligheter definert som leiligheter i boligblokk med to etasjer eller flere (Thomassen, 2000, s. 41).

boligmarkedet er en viktig del av den norske økonomien, og økt kunnskap om mekanismene i markedet er essensielt for å unngå lignende finanskriser som i USA. Min problemstilling er som følger:

Hvordan har den norske prisutviklingen for blokkleiligheter vært i nyere tid, og hvilke fundamentale faktorer driver prisutviklingen i Norges fire største byer?

For å undersøke problemstillingen over er det nødvendig å se på ulike prisdrivere. Jeg vil forsøke å svare på problemstillingen ved hjelp av økonometrisk analyse av den reelle prisutviklingen for blokkleiligheter fra første kvartal 2000 til fjerde kvartal 2014. Det vil si at jeg analyserer regresjonsresultater for å svare på problemstillingen. Jeg videreutvikler en økonometrisk modell først konstruert av Jacobsen og Naug (2004). Modellen min er basert på nyere data, og er også basert på én boligtype: blokkleiligheter. I motsetning til Jacobsen og Naug undersøker jeg regionalt og blokkleiligheter, og dessuten estimerer jeg i likhet med Netland (2016) med realboligpriser, realinntekt og realrente etter skatt. Begrunnelsen for bruk av reelle størrelser er at dersom boligpriser skal sammenlignes over tid, gir realboligpriser et mer riktig bilde av prisutviklingen i boligmarkedet.

Denne oppgaven har ikke som mål å undersøke om det eksisterer en boligboble i de respektive boligmarkedene, ettersom en empirisk modellering av boligmarkedet ikke nødvendigvis vil gi oss resultater som viser om boligmarkedet er i en boble per i dag. Som nevnt tidligere er det vanskelig å identifisere boligbobler før de sprekker. En empirisk modell som skal estimeres senere i denne oppgaven, gir oss kunnskap om prisutviklingen og hvordan endringer i fundamentale faktorer har påvirket boligprisene. Dette gir oss verdifull kunnskap når vi skal danne oss et bilde av hvordan boligmarkedet fungerer og utvikler seg i fremtiden. I stedet for å undersøke om det eksisterer en boligboble i de respektive boligmarkedene, vil det heller diskuteres om boligprisutviklingen er bærekraftig eller ikke ut ifra regresjonsresultatene.

1.5. Disposisjon

Resten av oppgaven er bygd som følger: Kapittel 2 gjennomgår tidligere økonomiske studier av samme tema som formelt analyserer effekter av makroøkonomiske faktorer på boligpriser samt om det eksisterer boble i boligmarkedet. Kapittel 3 gir en innføring i teorien om tilbud og etterspørsel i boligmarkedet. Kapittel 4 gir en bred presentasjon av det norske boligmarkedet. Kapittel 5 gjennomgår empirisk metode, med beskrivelse av problemer og utfordringer under gjennomføring av metoden. Kapittel 6 inneholder en beskrivelse av

datasettet som brukes i min økonometriske analyse. Kapittel 7 presenterer både resultater og den økonometriske analysen av boligmarkedet. Kapittel 8 gir en diskusjon av mine data og modellresultater, og konkluderer oppgaven.

Kapittel 2: Tidligere studier

Dette kapittelet redegjør noen tidligere studier om samme tema, tre norske og tre internasjonale publikasjoner. Jacobsen og Naug (2004) undersøker hvilke forhold som bestemmer boligprisene i det norske boligmarkedet, mens Fredriksen (2007) kritiserer og kommenterer boligprismodellen til Jacobsen og Naug (2004). Terrones og Otrók (2004) har foretatt en internasjonal studie av boligmarkedene i industriland for å undersøke hva som er de viktigste årsakene til fluktasjoner. Grytten (2009) undersøker om det foreligger en boligboble, og Algieri (2013) viser at ikke all prisvekst i nyere tid kan forklares av fundamentale forhold. Til slutt presenteres Netland (2016), som undersøker om boligprisutviklingen i Norges fire største byer er bærekraftig eller ikke.

2.1. Jacobsen og Naug

Jacobsen og Naugs (2004) har som mål å identifisere de viktigste fundamentale faktorer som driver utviklingen i boligprisene i Norge. Samtidig har de som mål å finne ut hvor raskt og sterkt boligprisene reagerer på endringer i de fundamentale faktorene samt om det eksisterer en boligboble. I analysen brukes det en feiljusteringsmodell, basert på nasjonal nominell kvartalsdata for perioden mellom fjerde kvartal 1992 og første kvartal 2004. De avdekker at nybygging, arbeidsledighet, rente etter skatt, husholdningers inntekt og forventning om egen og norsk økonomi er de viktigste faktorene for boligpriser.

Jacobsen og Naug påpeker at TNS Gallups forventningsindikator er sterkt korrelert med veksten i rente og ledighet. Derfor korrigeres forventningsindikatoren for disse effektene ettersom de to variablene allerede inngår som egne forklaringsvariabler i deres boligprismodell. Forfatterne kjører en regresjon av forventningsindikatoren på rente og ledighet. Deretter bruker de avviket mellom predikert og faktisk verdi som et estimat på endringer i forventninger som skyldes andre forhold enn endringer i rente og ledighet. Denne differanse benyttes som forklaringsvariabel i sin foretrukne modell. Forfatterne argumenterer at ved å justerer forventningsindikatoren for rente og ledighet, reduserer de problemet med multikollinearitet.

Analysen deres indikerer at boligprisene reagerer raskt og sterkt på renteendringer. Samtidig finner de ingen holdepunkter for at boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentalverdiene bestemt av rente, ledighet, nybygging, inntekt og forventninger. I lys av deres resultater påpeker forfatterne at det er rimelig å anta at det ikke var noen boligboble i

mai/juni 2003. Analysen viser også at boligprisveksten de siste årene kan i hovedsak forklares av fundamentale faktorer. I tillegg vil boligprisene vokse om lag i takt med inntekter på lang sikt, og dessuten har rente en sterk påvirkningskraft på boligprisen. Bankenes utlånsrente får sterkt signifikant effekt, mens effektene av lengre markedsrenter er ikke-signifikant i modeller hvor bankenes utlånsrente også er inkludert. Dette forklarer forfatterne med at husholdninger muligens bruker dagens eller historisk rente som et anslag på fremtidig rente.

Jacobsen og Naug avdekker at modeller som bruker nominelle størrelser gir en bedre føyning enn modeller med reelle størrelser. Dersom inflasjon blir inkorporert i modeller sammen med nominell rente, vil inflasjonsvariabelen resultere i ikke-signifikant koeffisientestimat. Andre variabler som ikke er signifikante ifølge resultatene til Jacobsen og Naug er: flytting, leiepriser, konsumpriser, husholdningenes gjeld og demografiske forhold. På en annen side argumenterer forfatterne for at demografiske endringer vil påvirke boligprisene. De påpeker at demografiske forhold endres sakte over tid. Det kan derfor være vanskelig å identifisere effekter av demografiske forhold i en økonometrisk analyse over en relativt kort tidsserie. Dersom det eksisterer boble i boligmarkedet, kan prisene falle betydelig dersom prisforventningene skifter. Dette fører det til lavere boliggetterspørsel ifølge Jacobsen og Naug.

2.2. Fredriksen

Fredriksen (2007) kommenterer og kritiserer boligprismodellen til Jacobsen og Naug (2004). Hun avdekker at et hovedproblem er autokorrelasjon i boligprismodellen, og at modellspesifikasjonen ikke ligner på feiljusteringsmodell fra lærebøker. Mer spesifikt kritiserer hun Jacobsen og Naugs inkorporering av arbeidsledighet på tidspunkt t i langtidssammenhengen i feiljusteringsmodellen samt deres begrunnelse for dette. Begrunnelse er at det gir best føyning i deres boligprismodell. Fredriksen påpeker at i langsiktig likevekt er det vanlig å benytte variabler som er tidsforskjøvet en gang mer enn de variablene som inngår i korttidssammenhengen. Fredriksen kritiserer også den konstruerte forventningsvariabelen til Jacobsen og Naug. Hun avdekker at i stedet for å bruke feilleddene direkte, benytter de et resultat av en selvkomponert formel uten å referere eller oppgi begrunnelse for fremgangsmåte. Fredriksen påstår at datagrunnlaget deres ikke er optimalt for å gjøre analyser om hva som driver boligpriser. Samtidig avdekker Fredriksen at Jacobsen og Naug ikke nevner noe om eventuelle endogene variabler og simultanitetsproblemer.

2.3. Terrones og Otrok

Terrones og Otrok (2004) har som mål å finne de viktigste årsakene til fluktuasjoner i boligprisene i industriland, og om disse fluktuasjonene er i hovedsak knyttet til globale eller landsspesifikke faktorer. I analysen brukes det en dynamisk faktormodell, basert på nasjonale årlige data for perioden 1970-2003. I motsetning til Jacobsen og Naug (2004) brukes det reelle størrelser i modellen. De setter realboligprisvekst som avhengig variabel og bruker følgende forklaringsvariabler: bankkrise, populasjonsvekst, realkredittvekst, kortsiktig realrente, realdisponibel inntekt, tidsforskjøvet realboligprisvekst og tidsforskjøvet realaksjekursvekst

Analysen viser at vekst i boligpriser i industriland viser høy persistens, gjennom at korrelasjonskoeffisienten (0,5) mellom vekst i realboligpriser i dag og perioden før er høy og signifikant. Dette indikerer en sterk tendens til at boligprisene vil stige i neste periode dersom de stiger i dagens periode. Analysen viser også at avviket mellom predikert og faktisk verdi er under 10 prosent i de fleste land. Forfatterne finner at samtlige koeffisienter er signifikante, og at realrenten er viktig for å forklare endringer i boligprisvekst. Dessuten er den globale renten viktig for å kunne forklare fremtidig endringer i boligpriser. For Norge viser Terrones og Otroks analyse at ca. 75 prosent av endringene i realboligpriser forklares av faktorer som er særegne for Norge, mens 20 prosent av variasjonen kan forklares av globale faktorer. Resultatene tyder på at det er viktig å spesifisere modeller for landets økonomi dersom man vil undersøke boligpriser i et land. Samtidig må det tas høyde for globale faktorer, spesielt dersom vi undersøker et land med høy utenlandshandel.

2.4. Grytten

Grytten (2009) gir en oversikt over norske boligbobler de siste 200 årene, og en diskusjon om det eksisterer en boligboble i Norge i 2009. I analysen brukes det ulike empiriske indikatorer, for eksempel realboligprisindeks og P/C-koeffisienter, for å drøfte om det eksisterer en boligboble. Han undersøker også forholdet mellom boligpriser og disponibel inntekt for å drøfte om levestandarden kan forklare prisutviklingen. Grytten konkluderer i artikkelen med at det eksisterer en boligboble i Norge i 2009, spesielt en sterk boligboble sett fra et historisk perspektiv. Han avdekker at mellom august 2007 og desember 2008 falt realboligprisene betydelig, men prisene er tilsynelatende på vei oppover med en ny vekst i etterkant av finanskrisen. Grytten trekker frem sterkt redusert boligtilbud og sterk reduksjon i boligbygging som viktige årsaker for at en boligboble opprettholdes. Han trekker også frem at stort rentefall kombinert med større villighet til å plassere egenkapital i bolig, bidrar til at

boliggetterspørselen stiger i etterkant av finanskrisen. Forfatteren finner at boligprisutviklingen i Norge er unikt sammenlignet med andre nasjoner. Det er unikt grunnet at prisfallet i etterkant av finanskrisen var betydelig og varte lenger i andre nasjoner enn i Norge. Dette skyldes at renten ble satt mer ned i forkant av finanskrisen. Forfatteren påpeker at norske husholdninger har hatt mer egenkapital til investering i bolig. Dette gir en positiv effekt på boligprisnivået, noe som medfører til at boligboblen holdes ved like.

2.5. Algieri

Algieri (2013) viser de viktigste driverne for realboligpriser i noen vest-europeiske land og USA. Analysen bruker en feiljusteringsmodell, basert på nasjonale årlige data for perioden mellom 1970 og 2010. Forfatteren bruker en uobservert latent komponent for å observere fluktuasjoner. Begrunnelsen for dette er for å åpne opp muligheten for å identifisere prisfluktuasjoner som ikke er helt forklart av økonomiske fundamentale forhold. Algieri setter realboligpriser som avhengig variabel og bruker følgende fundamentale faktorer som forklaringsvariabler: aksjepriser, boligbygging, populasjonsvekst, realinntektsvekst, langsiktige renter og inflasjon målt i konsumprisindeksen, og samtidig inkorporeres den latente komponenten i modellen som fanger opp resten av variasjonen. Den latente komponenten gjenspeiler faktorer som for eksempel endrede preferanser og strukturelle forandringer i boligmarkedet. Estimeringsresultatene til Algieri viser at feiljusteringsmodellen gir en god forklaringskraft (ca. 50 prosent) og at ikke all prisvekst i nyere tid kan forklares av fundamentale forhold. I samtlige land får Algieri signifikante effekter av inflasjon, realinntekt, aksjepriser og den latente komponenten som kan forklare boligpriser.

2.6. Netland

Netland (2016) undersøker prisutviklingen i det norske boligmarkedet i moderne tid. Samtidig undersøker han etter regionale forskjeller mellom Norges fire største byer: Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. I analysen brukes det en feiljusteringsmodell med og uten interaksjonsvariabler, basert på regionale kvartalsdata for perioden mellom 2000 og 2013. Begrunnelsen for å inkorporere interaksjonsvariabler er for å undersøke om det er statistisk signifikante forskjeller mellom boligmarkedene i de respektive byene. I motsetning til Jacobsen og Naug (2004) bruker han reelle størrelser i modellen. Netland bruker realboligpriser som avhengig variabel med følgende fundamentale faktorer som forklaringsvariabler: realrente, realinntekt, arbeidsledighet, boligbygging og forventninger til

egen og norsk økonomi. I analysen brukes det også ulike empiriske indikatorer, for eksempel realboligprisindeks og P/C-koeffisienter, for å drøfte om det prisutviklingen er bærekraftig.

Analysen viser at boligprisene vokser raskere enn leiepriser, inflasjonen og byggekostnader på nasjonalt nivå. Estimeringsresultatene til Netland viser at 65-75 prosent av variasjonen i boligpriser forklares av fundamentale faktorer på regionalt nivå. Resultatene viser også at Oslo har lavere forklaringskraft enn de tre andre byene. Forfatteren finner at ledighet er den fundamentale faktoren som påvirker boligprisene sterkest, og at renten virker svakere på boligprisutviklingen i Trondheim relativt til de andre byene. Netland konkluderer med at det ikke eksisterer noen boligboble i de fire byene, men presiserer at boligprisutviklingen i Norge ikke er bærekraftig .

2.7. Sammendrag og forholdet mellom min oppgave og tidligere studier

Tidligere studier om boligmarkedet viser ulike måter å studere drivkreftene bak boligpriser, samt at ingen spesifikk modellspesifikasjon er best egnet for å undersøke sammenhengene på. Valg av økonometrisk metode og forklaringsvariabler varierer mye, og dessuten er det ikke en bred enighet om hva som er best egnet å bruke av nominelle eller reelle størrelser. På tross av mye variasjon er det to forklaringsvariabler (nominelt og reelt) som brukes omtrent av samtlige artikler som jeg har sett på, nemlig rente og inntekt. Disse blir regnet som fundamentale faktorer for boligprisutviklingen. Dessuten blir arbeidsledighet og boligbygging inkludert i de fleste modeller og analyser. Disse makroøkonomiske variablene er egnet for å studere boligprisutviklingen, og for å undersøke hvilke av variablene som påvirker boligpriser. Til slutt viser tidligere studier om boligmarkedet at forventninger til fremtidig boligprisvekst kan presse etterspørselssiden. Forventninger om fremtidig boligprisvekst er inkludert i noen modeller for å prøve å forklare boligpriser, og beskrives som en viktig prisdriver. Dersom disse forventningene ikke er knyttet til fundamentale forhold og presser boligprisene oppover, vil dette være drivkraften bak av boligbobler.

Et naturlig spørsmål videre er hvordan jeg forholder meg til tidligere studier som ble presentert i dette kapittelet. Motivert av tidligere studier ønsker jeg videre i denne oppgaven i motsetning til Jacobsen og Naug (2004) å bruke realboligpriser, realinntekt og realrente etter skatt. Dette ble også brukt i Terrones og Otrok (2004), Algieri (2013) og Netland (2016). I tillegg benytter og presenterer Grytten (2009) noen empiriske indikatorer i en historisk undersøkelse av det norske boligmarkedet. Motivert av Grytten vil denne oppgaven også bruke disse indikatorene, ettersom indikatorene er egnet for å undersøke om prisutviklingen er

bærekraftig eller ikke. Fredriksen (2007) kritiserer Jacobsen og Naug sin metode som brukes for å konstruere forventningsvariabelen. Motivert av Fredriksen vil denne oppgaven ta hensyn til denne kritikken når jeg konstruerer forventningsvariabelen. I motsetning til Jacobsen og Naug undersøker jeg regionalt i likhet med Netland. Hovedforskjellen mellom min oppgave og Netland er at jeg undersøker prisutviklingen for blokkleiligheter. Det vil si at jeg undersøker én boligtype istedenfor alle boligtyper samlet.

Kapittel 3: Teori

Dette kapitlet redegjør relevant teori for min problemstilling, og går nærmere inn på boligmarkedet. Her redegjøres for Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) modell for tilbud og etterspørsel i boligmarkedet. Modellen som utredes viser hvilke teoretiske perspektiver som vil bli lagt til grunn for den empiriske analysen.

3.1. Boligmarkedet, tilbud og etterspørsel

Tobin (1969) presenterer Tobins q -teori, som brukes som base i dette kapitlet for å redegjøre en modell. Kort oppsummert er *Tobins q* forholdet mellom markedsverdien av et selskap og gjenanskaffelsesverdien av selskapet. Dersom q er mindre enn 1 er kapital mer verdt utenfor selskapet, og dersom q er større enn 1 er kapital mer verdt investert i selskapet. Når $q = 1$ har vi en likevekt. Denne q -teorien kan også brukes for å forklare boliginvesteringer. La oss nå ta utgangspunktet i forholdet mellom priser på ny bolig og byggekostnader. Dersom dette forholdstallet er større enn 1 vil det være lønnsomt for aktører å bygge nye boliger. Modellen som utredes i dette kapitlet fra Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) er en q -teori for boliginvestering, og redegjør likevekt i boligmarkedet på kort og lang sikt. I tillegg til boliginvestering tar modellen for seg av dannelsen til boligpriser og privat etterspørsel i boligmarkedet. Modellen tar utgangspunktet i publikum som kjøper bolig på etterspørselssiden, og en representativ entreprenør som investerer i boliger på tilbudssiden. Virkeligheten er naturlig nok mer kompleks, men den enkle teoretiske modellen som utredes er likevel egnet til å vise noen sentrale mekanismer i boligmarkedet.

3.1.1. Tilbud i boligmarkedet

Det er en tidkrevende prosess å bygge nye boliger, derfor antas boligtilbudet (H) å være konstant på kort sikt. Grunnet treghet på tilbudssiden, vil prisen øke når etterspørselen øker. Det betyr at vi får økt nybygging i form av flere igangsatte prosjekter. Innen disse prosjektene er fullførte kan etterspørselen og prisene ha gått ned igjen. Vi antar investering i ny boligkapital er gitt ved I^H for en representativ entreprenør, som har følgende produktfunksjon:

$$I^H = AX^\beta, \quad \text{der } 0 < \beta < 1. \quad (3.1)$$

Her er A en konstant som avhenger av produksjonskapasiteten til entreprenøren, og X er en aggregert innsatsfaktor. Antagelsen om at β er mindre enn 1 uttrykker avtagende skala. For å

forenkle antar vi at den sammensatte innsatsfaktoren X består av arbeid (L) og material (Q) som følger:

$$L = aX,$$

$$Q = bX.$$

Det vil si at vi antar at for å produsere 1 enhet av X så kreves det a arbeidstimer og b materialenheter. Følgelig kan prisen på en innsatsfaktor X gis som følger:

$$P^X = aW + bP^Q,$$

der W er lønnsrate og P^Q er prisen på material. Salgsinntektene til den representative entreprenøren er $P^H I^H$, hvor P^H er markedsprisen på en enhet bolig. Profitten til den representative entreprenøren er dermed gitt ved:

$$\Pi = P^H I^H - P^X X = P^H I^H - P^X (I^H / A)^{\frac{1}{\beta}}. \quad (3.2)$$

Vi finner den representative entreprenørens tilpasning ved å derivere profittfunksjonen i ligning (3.2) med hensyn på I^H . Førsteordensbetingelsen for et maksimum gir oss følgende uttrykk:

$$P^H - \frac{P^X}{\beta A} \left(\frac{I^H}{A} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}} = 0. \quad (3.3)$$

Første ledd i ligning (3.3) er marginalinntekten ved boliginvestering og andre ledd er marginal byggekostnad. Den representative entreprenørens tilbudskurve for ny investering i bolig blir da:

$$I^H = k \left(\frac{P^H}{P^X} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}, \quad \text{der } k \equiv \beta^{\beta/1-\beta} A^{1/1-\beta}. \quad (3.4)$$

Investeringsfunksjonen i ligning (3.4) kan tolkes som at den representative entreprenøren vil investere i nye byggeprosjekter inntil marginale byggekostnader er lik markedsprisen på en enhet boligkapital. Den relative prisvariabelen $\left(\frac{P^H}{P^X} \right)$ kan ifølge Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010, s. 408) sammenlignes med Tobins q . Siden β er mellom 0 og 1 vil boliginvestering I^H være økende i q -raten, det vil si prisen på nye boliger og byggekostnader $\left(\frac{P^H}{P^X} \right)$. Desto høyere prisen på nye boliger (P^H) er i forhold til byggekostnadene (P^X), desto høyere vil

boliginvesteringene (I^H) være, ettersom den representative entreprenøren da vil tjene mer profitt.

3.1.2. Etterspørsel i boligmarkedet

Konsumentenes etterspørsel etter bolig kan deles inn i to deler, etterspørsel etter primærbolig og etterspørsel etter bolig som investeringsprosjekt. Det antas at den første komponenten er betydelig større enn den andre (Jacobsen og Naug, 2004, s. 231), men det kan hevdes at andelen sekundærboliger i Norge har økt de siste årene som følge av den kraftige boligprisveksten. Dette kan skyldes av høye og stigende boligpriser, noe som gjør boliger attraktive som investeringsobjekt. Dette skaper økt risiko for at en boligboble kan oppstå, noe som diskuteres nærmere senere.

Modellen min ser på en representativ konsument som har fått lånefinansiert³ sitt boligkjøp av boligmasse (H) til markedsprisen P^H per enhet boligkapital. Ettersom modellen ikke tar hensyn til inflasjon er renten r en realrente. Konsumenten betaler en realrente på lån (r) og vedlikehold av boligverdi (δ) slik at totalkostnaden ved boligkonsum blir:

$$(r + \delta)P^H H. \quad (3.5)$$

Legg merke til at for å opprettholde verdien av boligen, må konsumenten bruke $\delta P^H H$ på reparasjon og vedlikehold i hver periode. Depresieringsraten er gitt ved $\delta = \hat{\delta} - g^e$, hvor $\hat{\delta}$ er utgiftsraten på reparasjon av boligen og vedlikehold av boligverdien når boligprisene er stabile, mens g^e er den forventede vekstraten i boligpriser. Denne modellen behandler $\hat{\delta}$ og g^e som eksogene konstanter, men det er viktig å merke seg at endret prisvekst vil forårsake endret depresieringsrate δ . Dersom vi antar at konsumenten har inntekt lik Y og konsum utenom bolig gitt C kan vi sette opp en enkel budsjettrestriksjon som følger:

$$Y = (r + \delta)P^H H + C. \quad (3.6)$$

For å forenkle er enhetsprisene ved konsum C og inntekt Y normalisert til 1. Det betyr at en økning i boligprisene (P^H) relativt til det generelle konsumprisenivået impliserer en reell stigning i boligprisene, altså en realkapitalgevinst ved boligkonsum. Legg merke til at:

$$P^L = (r + \delta)P^H, \quad (3.7)$$

³ I hvor stor grad den representative konsumenten er lånefinansiert, har ikke noe stor betydning i redegjørelsen av den teoretiske boligprismodellen.

der P^L er leieprisen for eiere av utleieboliger. Ligning (3.7) viser at en økning i boligpriser (P^H) medfører en lineær økning av leiepriser (P^L).

Konsumenter er nyttemaksimerende og allokerer inntekten sin mellom bolig og konsum. Vi antar at nyttefunksjonen er av Cobb-Douglas type:

$$U = H^\eta C^{1-\eta}, \quad \text{der } 0 < \eta < 1. \quad (3.8)$$

Videre bruker vi budsjettbetingelsen i ligning (3.6) til å eliminere konsumvarer fra nyttefunksjonen i ligning (3.7) som følger:

$$U = H^\eta [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta}. \quad (3.9)$$

Deretter finner vi konsumentenes optimale boliggetterspørsel ved å maksimere nyttefunksjonen i ligning (3.9) med hensyn på boligmasse (H). Dette gir førsteordensbetingelsen:

$$\begin{aligned} \eta H^{\eta-1} [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta} \\ + (1 - \eta) [Y - (r + \delta)P^H H]^{-\eta} (-(r + \delta)P^H) = 0. \end{aligned} \quad (3.10)$$

Ligningen (3.10) kan løses med hensyn på H slik at vi får boliggetterspørsel (H^d) som følger:

$$H^d = \frac{\eta Y}{(r + \delta)P^H}. \quad (3.11)$$

Fra denne ligningen stiger etterspørsel etter boliger lineært med inntekt (Y). Dessuten faller etterspørsel etter boliger med økt rente (r) og økt depresieringsrate (δ). Siden tilbudet av boliger er konstant på kort sikt, er det bare etterspørselen som gir fluktasjoner i boligmarkedet på kort sikt.

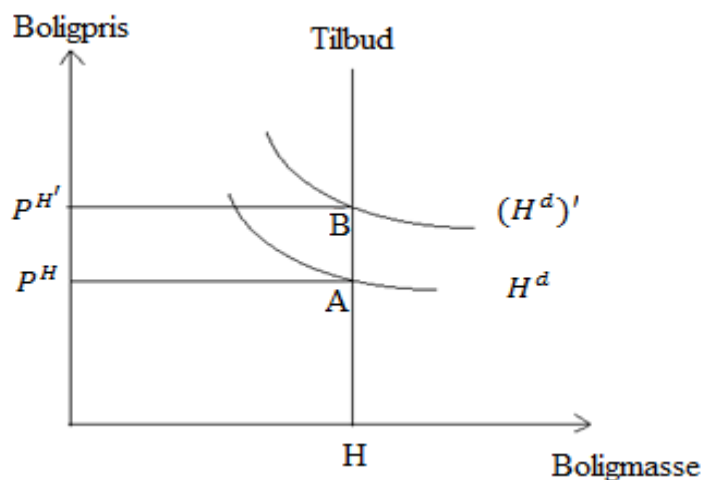
3.1.3. Kortsiktig likevekt i boligmarkedet

Det aggregerte boligtilbudet er som sagt fast på kort sikt, så kortsiktige svingninger skjer som følge av endringer i etterspørselen. På kort sikt må derfor markedsprisen justeres slik at boliggetterspørselen (H^d) er lik det gitte boligtilbudet (\bar{H}). Følgelig er $H^d = \bar{H}$. Ved å skrive om boliggetterspørselen i ligning (3.11) kan vi få den kortsiktige likevektsprisen.

$$P^H = \frac{\eta Y}{(r + \delta)\bar{H}}. \quad (3.12)$$

Likevektsforholdet kan illustreres i følgende figur:

Figur 1: Illustrasjon av kortsiktig likevektssammenheng i boligmarkedet



Denne figuren viser at dersom etterspørselen stiger fra H^d til $(H^d)'$ vil likevekten endre seg fra punkt A til punkt B. Følgelig øker prisene fra P^H til $P^{H'}$.

3.1.4. Langsiktig dynamikk i boligmarkedet

På lengre sikt, kan også tilbudet (H) endre seg i boligmarkedet. Tidligere utledet vi boligtilbudet ved ligning (3.4):

$$I^H = k \left(\frac{P^H}{P^X} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}, \quad \text{der } 0 < \beta < 1.$$

I tillegg definerte vi boliggetterspørselen på prisform ved ligning (3.12):

$$P^H = \frac{\eta^Y}{(r + \delta)\bar{H}}.$$

Dessuten har vi tidligere definert $\hat{\delta}$ som en boligeier må ut med for å opprettholde verdien til boligen gitt at prisen er faste. Derfor kan vi følgelig si at $\hat{\delta}H$ tolkes som et mål på reduksjon i boligmassen. Med dette antar Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) at utviklingen i boligmassen i periode t og $t + 1$ kan formuleres som følger:

$$H_{t+1} = H_t(1 - \hat{\delta}) + I_t^H. \quad (3.13)$$

De tre nevnte ligningene ovenfor gir oss en enkel dynamisk modell for boligmarkedet. Gitt at inntekt og rente holdes fast, avgjør den forhåndsbestemte boligmassen H_t boligprisen for periode t via boliggetterspørsel funksjonen i ligning (3.12). Gitt verdien på byggekostnaden

bestemmer bolig-tilbudsfunksjonen i ligning (3.4) det nåværende nivået av boliginvestering som deretter bestemmer neste periodes boligmasse via ligning (3.13) for utviklingen i boligmassen. Denne dynamiske prosessen fortsetter til boligprisene når et nivå der boligbygging er tilstrekkelig høy for å kompensere for depresieringen av eksisterende boligmasse slik at $I_t^H = \delta H_t$. Følgelig betyr det at på kort sikt vil en etterspørselsøkning medføre prisstigning, mens det på lengre sikt vil føre til økt boligbygging som i sin tur medfører en demping av prisvekst. Dette betyr følgelig at boligpriser vil konvergere mot en likevektspris bestemt av tilbud og etterspørsel, der tilbud og etterspørsel er bestemt av makroøkonomiske variabler i modellen.

Kapittel 4: Boligmarkedet

Dette kapittelet gir en bred oversikt over det norske boligmarkedet. Først redegjør jeg kort om norsk boligpolitikk med relevant statistikk. Deretter presenteres regionale boligprisutvikling for Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim samt en sammenligning av det norske og utenlandske boligmarkedet. Dette presenteres av den grunn for å gi en bred oversikt over det norske boligmarkedet, og for å undersøke boligprisutviklingen for blokkleiligheter i de respektive byene.

4.1. Norsk boligpolitikk

«Målet om at flest mulig skal kunne eie sin egen bolig, sitt eget hjem, er en hjørnestein i den norske boligpolitikken. 80 pst. av norske husstander eier sin egen bolig. Å kjøpe bolig er for mange den største investeringen i livet, og en investering som kan akkumulere formue.» (NOU 2011:15, s. 24).

I Norge har vi statlig finansierte ordninger som BSU som gir unge mennesker gode spareordninger øremerket for boligkjøp. Husbanken i Norge er en velferdsetat som gir gunstig bostøttetilskudd og grunnlån. Samtidig bistår etaten vanskeligstilte på boligmarkedet ved hjelp av startlån. Kommunal- og moderniseringsdepartementet har ansvaret for å gjennomføre den nasjonale boligpolitikken, med Husbanken som statens sentrale organ for gjennomføring av boligpolitikken (Husbanken, 2016). Det er imidlertid kommunen som i hovedsak har ansvaret for den praktiske gjennomføringen av norsk boligpolitikk, og den kan variere ut fra lokale forhold (Husbanken, 2015).

At flest mulig skal eie egen bolig er målet for den norske boligpolitikken. Det har vært stor grad av enighet mellom skiftende regjeringer om dette målet og virkemidlene. Norsk boligpolitikk har gått fra å være preget av sterk statlig regulering til å liberaliseres gradvis i løpet av 1990- og 2000-tallet (Sørvoll, 2011). I dag drives det fortsatt aktiv boligpolitikk selv om boligmarkedet er mye mindre regulert av staten enn før. Statens primære oppgaver er å fastsette de nasjonale boligpolitiske målene og legge til rette for gjennomføring på lokalt nivå. Tilrettelegging oppnås ved å sette juridiske og økonomiske rammevilkår, og bidrar støtte til kompetansetiltak.

Eiendomsbeskatning er et mye debattert tema i norsk boligpolitikk. Denne beskatningen ble styrt lenge av Finansdepartementet, men siden 2007 har kommunenes rammeverket til å innkreve eiendomsskatt blitt utvidet. Det innebærer at kommunene i dag selv stått fritt til å

bestemme om man vil innkreve eller ikke. Kommunene kan også bestemme hvilken sats eiendomsskatten skal ligge på, det vil si skatten kan settes mellom 2 og 7 promille av boligens ligningsverdi. Ligningsverdi til en bolig bestemmes av byggeår, boligareal (BOA) og boligtype. Skatteetaten fastsetter ligningsverdien med utgangspunktet i en kvadratmeterpris som er beregnet og rapportert av Statistisk sentralbyrå (SSB), fra kommunen der boligeier er folkeregistret. For modell og beregning av kvadratmeterpriser vises det til Kostøl og Holiløkk (2010). Den samme modellen brukes også av skatteetaten til å beregne ligningsverdier for boliger. Ut ifra kvadratmeterprisen fra SSB fastsetter skatteetaten årlige kvadratmetersatser for primærbolig og sekundærbolig, henholdsvis 25 og 70 prosent av kvadratmeterprisene for inntektsåret 2015. Ligningsverdien for sekundærbolig utgjør 80 prosent i 2016.

Sammenlignet med OECD-land har Norge et lavt nivå på skattelegging av bolig- og eiendom. I tillegg er kommunal eiendomsskatt på fast eiendom relativt beskjeden (Sørvoll, 2011, s. 135-136). Lav eiendomsbeskatning kan være en av årsakene til den høye boligprisveksten i Norge. Det er intuitivt å tenke at eiendomsskatt vil ha en negativ effekt på boligprisene, men hvor signifikant vridningseffekten vil være er vanskelig å si. Bø (2015) har imidlertid analysert en hypotetisk økning i boligbeskatning. Han får resultater som peker på at en boligbeskatning på linje med den beskatningen pålagt andre formuesobjekter vil føre til en boligprisreduksjon tilsvarende 18 prosent.

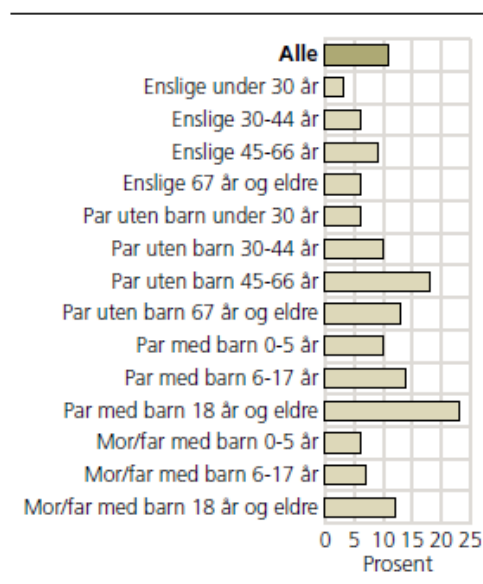
4.2. Relevant statistikk

Det er et mål i norsk boligpolitikk at folk skal eie egen bolig. I folke- og boligtellinger fra SSB kan vi finne statistikk over privathusholdninger etter eierstatus for 2001 og 2011 (Statistisk sentralbyrå [SSB], 2012). I denne statistikken legger jeg sammen andel som bor i selveierbolig eller sameie og andel som eier boenhet i borettslag eller gjennom et aksjeselskap for Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. Resultatene finnes i tabellen i Appendiks A.1. Denne tabellen viser at andelen som eier egen bolig har holdt seg relativt stabil i de fire byene mellom perioden 2001 og 2011. Resultatene viser også at Stavanger er den byen med høyest eierandel, men alle de fire byene har en andel rundt tre fjerdedeler som eier egen bolig. Ifølge SSBs boforhold og levekårsundersøkelser for 2015 er tallet på landsbasis i alt 82 prosent, det vil si en del høyere enn byene (SSB, 2015a). Dette er fornuftig ettersom de største byene også er de største studentbyene, og av den grunn at studenter ofte leier bolig fremfor å eie. Sammenlignet med Norges naboland er andelen som eier bolig i Norge høy. I Sverige og

Danmark eier henholdsvis 61,7 prosent og 50,1 prosent egen bolig ifølge Aftenposten (Marschäuser, 2015).

Et annet relevant punkt er kjøp av sekundærbolig⁴. Dette er relativt vanlig i Norge, noe som er dokumentert av Omholt og Strøm (2014). Deres datagrunnlag er basert på SSBs inntektsstatistikk for husholdninger og er en totaltelling som omfatter alle personer i privathusholdninger. Studenthusholdninger er ikke medregnet i deres data. De dokumenterer at antallet som kjøper sekundærbolig er høyt. De fant i 2012 at nær 240 000 husholdninger eide også en sekundærbolig, noe som utgjorde 11 prosent av alle husholdninger i Norge. Følgende figur viser prosentandel av husholdninger som eier sekundærboliger etter husholdningstyper for 2012:

Figur 2: Husholdninger som eier sekundærbolig, etter husholdningstyper for 2012



Kilde: Omholt og Strøm (2014, s. 38)

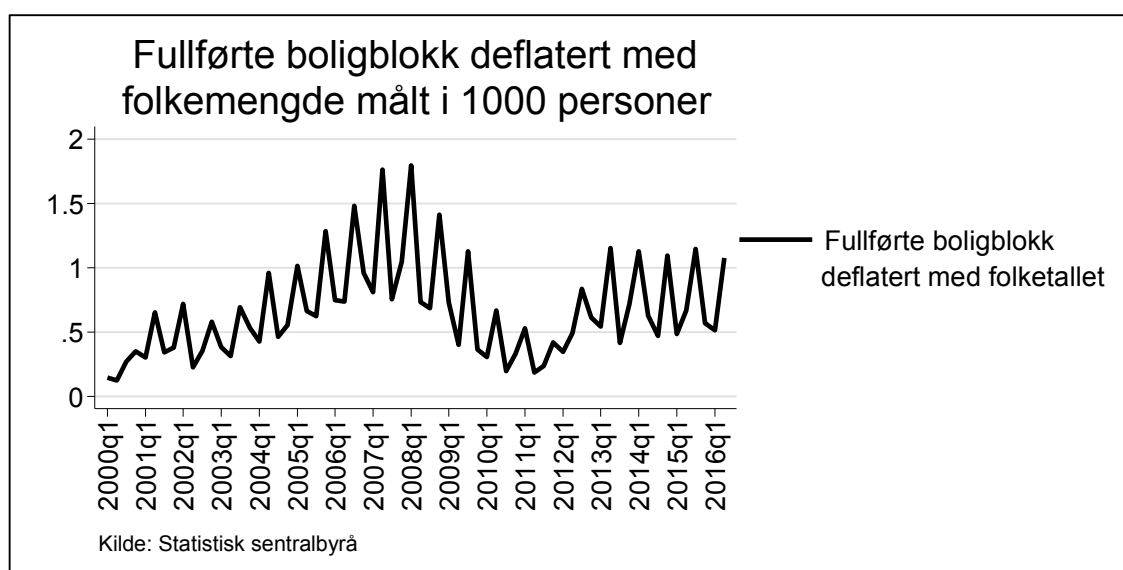
Denne statistikken sammen med andelen som eier egen bolig og de boligpolitiske målene i Norge gir inntrykk av at alle skal eie en bolig. Følgelig kan dette ses på som et tegn på at etterspørselen etter bolig er høy i Norge.

Et naturlig spørsmål videre er om boligtilbudet er høyt nok til at markedet er i langsiktig likevekt. Dette spørsmålet er viktig fordi lav (høy) boligtilbud medfører høy (lav) boligpris. En måte å undersøke dette på er å se på hvor mange boliger som blir fullført i forhold til folkemengde per kvartal for hele landet for å danne oss en oppfatning. Dette illustreres ved

⁴ Ifølge Skatteetaten er sekundærbolig en annen boligeiendom enn primærboligen personen er bosatt i, som for eksempel utleiebolig. Fritidseiendom, for eksempel hytter og sommerhus, regnes ikke som sekundærbolig.

hjelp av en figur som viser boligbygging relativt til folkemengde for å belyse tilstanden på tilbudssiden. For boligbygging benyttes nasjonal kvartalsdata om antall fullførte boligblokker fra statistikkbanken til SSB i tabell 05889. Datakilden til SSB for disse tallene er fra matrikkelen, som er et offisiell register over grunneiendommer og adresser i Norge. Disse tallene er ikke sesongjusterte og inkludere heller ikke ombygging eller renovering av eldre bygg. Ettersom det ikke finnes data for blokkleiligheter i dette tilfelle, brukes det her data for boligblokk, det vil si boligblokkenheter. Boligblokker omfatter store frittliggende- og sammenbygde boligbygg på 2 etasjer eller over. Dette betyr at denne statistikken ikke tar hensyn for størrelsen til boligblokker og heller ikke for antall blokkleiligheter i en boligblokk. For folkemengde i Norge brukes kvartalsdata fra statistikkbanken til SSB i tabell 01222. Datakilden til SSB for disse tallene er fra folkeregisteret. Følgende figur viser antall fullførte boligblokkenheter relativt til folkemengde målt i 1000 personer mellom perioden første kvartal 2000 og andre kvartal 2016:

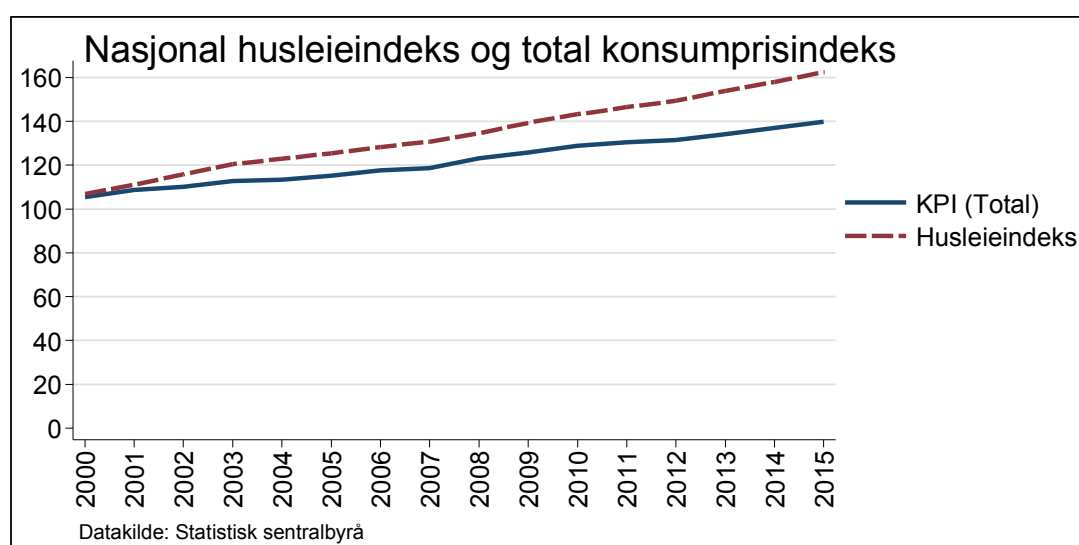
Figur 3: Fullførte boligblokkenheter relativt til folkemengde målt i 1000 personer, 2000k1- 2016k2



Denne figuren viser at boligbygging av boligblokk relativt til folkemengde var økende frem til finanskrisen. På det meste ble det fullført ca. 1.8 nye boligblokker per 1000 innbyggere i Norge. Dette forholdet sank etter en effekt av finanskrisen, men startet å ta seg opp igjen i år 2012 og utover. Følgelig tyder dette på at boligtilbudet for boligblokk er lav, og nybygging kan være en hovedårsak til boligprisstigning i Norges.

En annen sentral variabel vi bør se på når vi undersøker boligmarkedet er leiepriser. En måte å undersøke dette på er å se på leieprisindeksen som er en del av grunnlaget for SSBs konsumprisindeksen. Denne konsumprisindeksen finnes i statistikkbanken til SSB i tabell 03014. Husleieindeksen som del av konsumprisindeksen konstrueres ved spørreundersøkelser basert på 2500 utleieboliger i leiemarkedsundersøkelsen (SSB, 2015b). Ved å bruke betalt husleie fra konsumprisindeksen og sammenligne totalindeksen, det vil si konsumprisindeksen, kan vi danne oss en oppfatning av prisveksten i betalt husleie i forhold til prisveksten ellers i økonomien:

Figur 4: Konsumprisindeks og husleieindeks, 2000-2015



Denne figuren viser at betalt husleie stiger betydelig raskere enn de øvrige prisene i Norge. Sterk prisvekst i leiemarkedet kan først og fremst følge av ulikevekt i forholdet mellom tilbud og etterspørsel etter leieboliger. Leieprisene presses opp når etterspørselen er høyere enn tilbudet. Dessuten er leiepriser også en inntjeningskomponent for eiere av utleieboliger. Dette ble også vist i ligning (3.6) i avsnitt 3.1.2. Dersom boligprisene øker, vil gjerne boligeiere ønske å sette høyere leiepriser for å øke sin inntjeningskomponent i takt med verdiøkningen til bolig. Følgelig er dette også en mulig årsak bak økning i leiepriser.

4.3. Regionale boligprisutvikling for blokkleiligheter

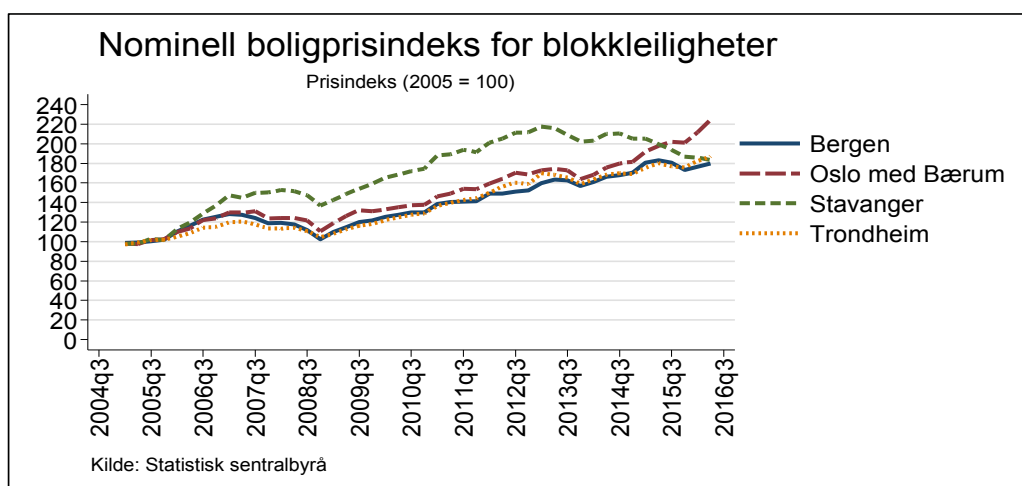
Et mål med denne oppgaven er å undersøke prisutviklingen for blokkleiligheter i nyere tid i Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. For å undersøke dette brukes boligprisindeks som er et mål på boligpris i Norge. I mitt tilfelle brukes boligprisindeksen for brukte blokkleiligheter publisert av SSB. Denne indeksen viser forholdet mellom prisen på to kvalitetsmessig like blokkleiligheter i en periode sammenlignet med et basistidspunkt. Boligprisindeksen ble

produsert som en fellesindeks for Stavanger, Bergen og Trondheim. Fra og med første kvartal 2005 er det imidlertid publisert separate indekser for disse byene. Dette er regionale data som viser prisindeks for brukte blokkleiligheter, og reflekterer løpende priser. Basistidspunktet til indeksen er 2005, der indeksen er lik 100. Tallene oppgis for kvartaler og nominelt, som ikke er sesongjustert. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 07221. Datakildene til SSB for disse tallene er fra matrikkelen og Finn.no, en nettside der meglerforetak og meglere som er medlem av Eiendom Norge og Norsk Eiendomsmeglerforbund annonserer boligsalg.

Metoden for å beregne boligprisindeksen er dokumentert i Takle (2012). Blokkleilighet er en type vare som varierer signifikant med tanke på fire karakteristikk: alder, kvalitet, størrelse og beliggenhet. SSB justerer boligprisene for disse karakteristikkene for å gjøre blokkleiligheter sammenlignbare. Rent teknisk gjennomføres dette ved å sette boligpriser som en matematisk funksjon av de fire karakteristikkene, der en teoretisk pris blir gitt til hver av de fire karakteristikkene. Deretter kjører SSB en lineær regresjonsanalyse av den matematiske funksjonen. Resultatet SSB får er en boligprisindeks justert for kvalitetsforskjeller, det vil si justert for de fire karakteristikkene.

På en annen side vil bruken av boligprisindeksen justert for kvalitetsforskjeller skape et problem. Problemet er at det må tas forbehold for sammenligning av blokkleiligheter over tid, ettersom standarden på boliger på generell basis har økt mye siden indeksens start. Normalt er nye boliger dyrere en bruktbolig. Slitasje på bruktbolig, vedlikeholdskostnader og økt standard på nye boliger tilsier at nye boliger bør være priset høyere enn gamle boliger. Spesielt gjennom strengere byggeforskrifter og økt teknologisk standard, har det ført til en økning i det nominelle prisnivået på nye boliger. Følgelig er dette viktig å ha i bakhodet når vi undersøker boligprisindeksen. Følgende figur viser regionale boligprisindekser for blokkleiligheter for perioden mellom første kvartal 2005 og andre kvartal 2016:

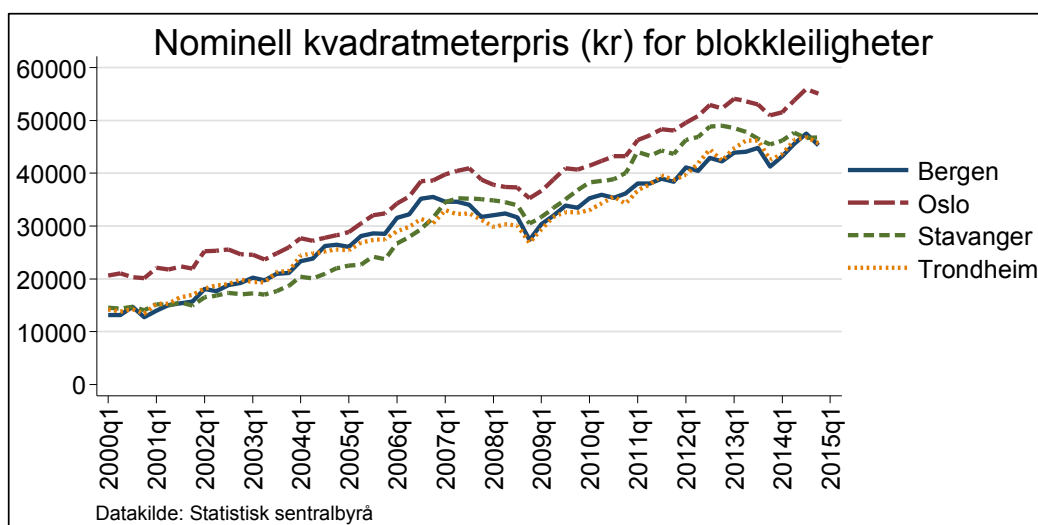
Figur 5: Regionale boligprisindeks for blokkleiligheter, 2005k1-2016k2



Denne figuren viser at Stavanger har hatt en sterkere prisvekst på blokkleiligheter enn de tre andre byene frem til det kraftige oljeprisfallet sommeren 2014. Forskjellen mellom de tre andre byene er ikke veldig markerte inntil midten av 2015, der prisveksten til Oslo er relativt sterkere enn resten av de tre byene.

I tillegg til vekst i boligprisindeksen for blokkleiligheter er det interessant å undersøke nivåfall. Jeg velger å bruke data for gjennomsnittlig kvadratmeterpris målt i kroner for selveierbolig med boligtype blokkleilighet. Dette er regionale kvartalsdata som viser priser for brukte blokkleiligheter. Variabelen oppgis nominelt og er ikke sesongjustert. Data er hentet fra statistikkbank til SSB i tabell 03637 og tabell 05963. Datakildene til SSB for disse tallene er fra Finn.no og matrikkelen. Følgende figur viser regionale boligprisdata for perioden mellom første kvartal 2000 og fjerde kvartal 2014, basert på data beskrevet over:

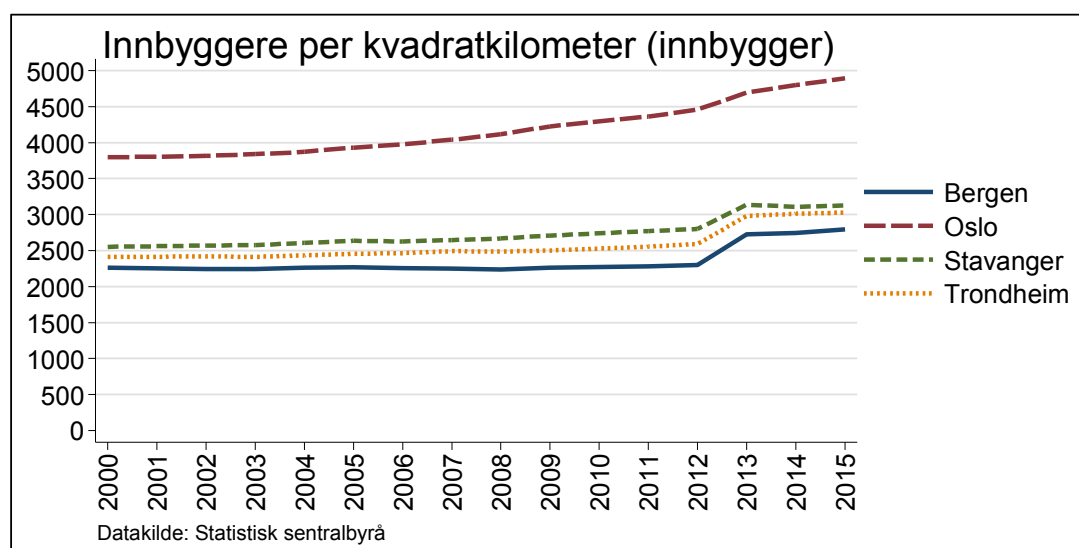
Figur 6: Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for blokkleiligheter, 2000k1-2014k4



Denne figuren viser at Oslo er den byen med høyest kvadratmeterpris gjennom hele observasjonsperioden, spesielt har prisnivået i Oslo økt relativt kraftig siden det kraftige oljeprisfallet. Figuren viser også at prisveksten i Stavanger er sterkest blant byene frem til det kraftige oljeprisfallet. Stavangers prisnivå var på tilsvarende nivå som Trondheim og Bergen i første kvartal 2000, men vokste først til et prisnivå mellom Oslo og de to andre byenes prisnivå frem til oljeprisfallet. Etter dette har prisnivået i Stavanger sunket.

Mye av denne regionale boligprisutviklingen kan også skyldes befolkningstetthet. Det tar tid å bygge nye boliger, men innbyggere som flytter og bosetter seg i byer vil ha behov for et sted å bo fra første dag. For å undersøke befolkningstetthet i de fire byene brukes det data fra statistikkbanken til SSB i tabell 04861. Dette er årlige data for bosatte personer og arealbruk i tettsteder. Datakildene til SSB for disse tallene er hovedsakelig fra matrikkelen og arealressurs kartdata (AR-STAT). SSB har dokumenter metodebruken for tettstedsavgrensing i Steinnes (2014). Tettsted er ifølge SSB definert som områder der det bor minst 200 personer, og avstanden mellom husene ikke overstiger 50 meter (Steinnes, 2014, s. 8). Følgende figur viser antall bosatte personer dividert på areal av tettsted målt i kvadratkilometer for hver kommune for perioden mellom 2000 og 2015, basert på data beskrevet over:

Figur 7: Innbyggere per kvadratkilometer (tettsted), 2000-2015



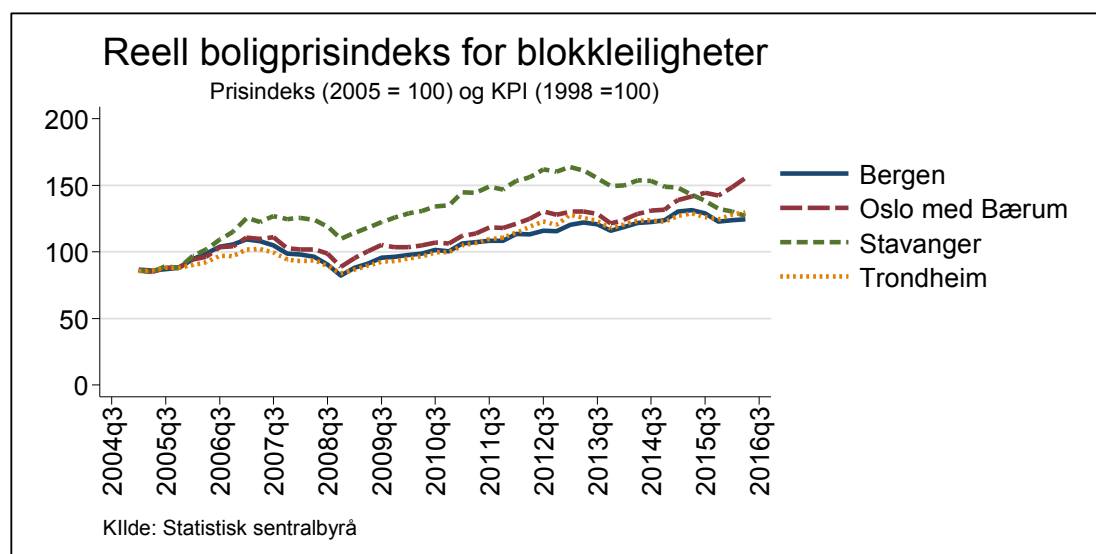
Denne figuren viser at Oslo er den byen av de fire som undersøkes som har klart høyest befolkningstetthet, mens de tre andre byene har relativt lik utvikling av befolkningstetthet. Følgelig er dette også en mulig årsak bak økning i regionale boligpriser, spesielt i Oslo.

4.4. Regional bærekraftig vekst

Et av kriteriene som må tilfredsstilles for at det eksisterer en boligboble er en kraftig boligprisvekst. Grytten (2009) bruker noen empiriske indikatorer for å avgjøre om det eksisterer en boligboble eller ikke i Norge. En indikator Grytten bruker er realboligprisindeksen. Denne indeksen får han ved å deflatere boligprisindeksen for alle boligtyper med inflasjon målt i konsumprisindeksen justert for avgiftsendringer og uten energivare (KPI-JAE). Realboligprisindeksen viser oss et forholdstall som forteller oss noe om boligprisstigningen relativt til inflasjon, det vil si den generelle prisveksten i økonomien. Dersom vi kan observere en betydelig økning i realboligprisindeksen over en periode, impliserer det at nominelle boligpriser vokser raskere enn inflasjonen. Dette kan være en indikator som tyder på at det foreligger en boble i boligmarkedet ifølge Grytten. I motsetning til Grytten velger jeg å deflatere boligprisindeksen for brukte blokkleiligheter for hver av byene med KPI.

Begrunnelsen for at jeg benytter KPI istedenfor KPI-JAE til dette formålet er fordi KPI er den norske indikatoren for inflasjon. Ettersom det er begrenset tilgang på data i forbindelse med boligprisindeksen, får jeg ikke tall for perioden 2000 til 2004. Jeg bruker samme data for boligprisindeks som i avsnitt 4.3. For KPI bruker jeg data fra statistikkbanken til SSB i tabell 03013. Datakilden til SSB for disse tallene er hovedsakelig fra elektroniskdata fra bedrifter og husholdninger. Følgende figur viser realboligprisindeksen etter jeg har deflatert boligprisindeksen med inflasjon målt i KPI for perioden mellom første kvartal 2005 og andre kvartal 2016:

Figur 8: Regionale realboligprisindeks for blokkleiligheter, 2005k1-2016k2



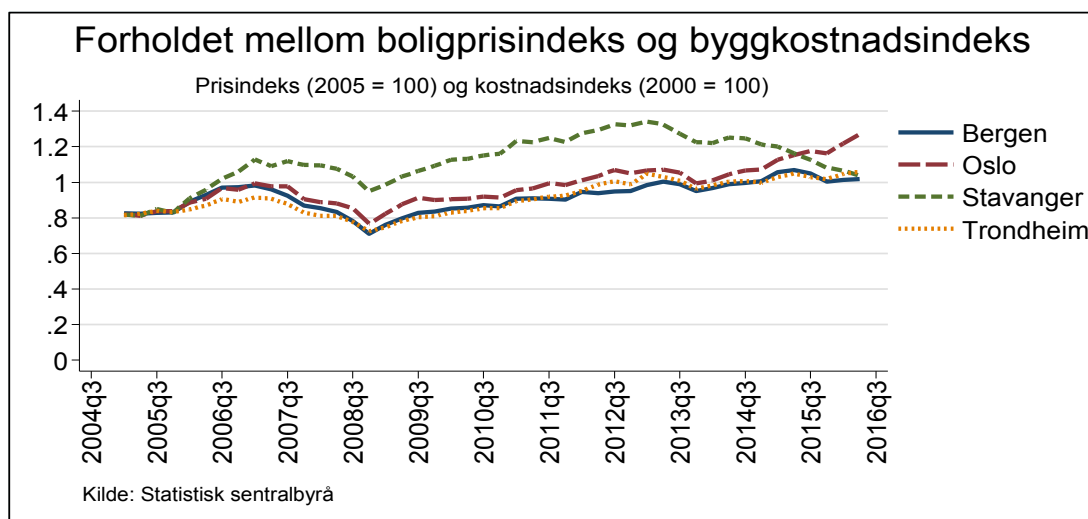
Denne figuren viser at boligprisene har økt raskere enn den generelle prisveksten i økonomien, med unntak av Stavanger etter det kraftige oljeprisfallet. Realboligprisveksten er relativt bratt med tanke på at tidsserien er relativt kort. En bratt stigning vil bli mer synlig over en lengre tidsperiode enn det jeg undersøker her, noe som vises senere.

Grytten bruker også en annen indikator for boligboble, nemlig P/C -koeffisienter. Denne koeffisienten tilsvarer Tobins q -koeffisienten som ble presentert i avsnitt 3.1. P/C -koeffisienter forteller oss noe om forholdet mellom markedspriser (P) og byggekostnader (C) for bolig. Dersom koeffisienten viser sterk økning over tid betyr det at boligprisene øker raskere enn kostnadene ved å bygge bolig. En stigende P/C -koeffisient tilsier at det blir mer lønnsomt for entreprenører å investere i bolig, slik vi forklarte i kapittel 3. I et marked som konvergerer mot en langsiktig likevekt, slik som boligprismodellen i teori kapitlet, vil en stigende P/C -koeffisient over tid ikke være bærekraftig. Mer investering og økende boligtilbud vil i modellsammenhengen medføre reduserende boligpriser, og P/C -koeffisienten (Tobins Q) vil følgelig bli lavere. Dersom ikke mer investering og økende boligtilbud forekommer i boligmarkedet for Norges byer, kan det være et tegn på at boligprisene avviker fra en langsiktig likevektspris bestemt av fundamentale makroøkonomiske faktorer. Dette kan følgelig indikere at boligmarkedet i byene kan vise tegn på boligboble. Dersom forholdstallet til P/C er lik 1 betyr dette at har vi en likevekt ifølge avsnitt 3.1 i teori kapitlet.

Grytten deflaterer boligprisindeksen med byggekostnadsindeksen for å få P/C -koeffisienter. I modellen jeg gjorde rede for i teori kapitlet kan boligprisindeksen sammenlignes med P^H . Byggekostnadsindeksen kan sammenlignes med P^X som representerer pris for innsatsfaktorene som kreves for å bygge en enhet i boligkapital i samme modell. Jeg velger å bruke data for byggekostnadsindeksen av boligblokker, ettersom det ikke finnes for blokkleiligheter. Denne indeksen viser forholdet mellom prisen på byggekostnader av boligblokker i en periode sammenlignet med et basistidspunkt. Indeksen er basert på nasjonal kvartalsdata som reflekterer prisutviklingen på maskiner, arbeidskraft og andre elementer som inngår i produksjon av boligblokker. Basistidspunktet til indeksen er 2000, der indeksen er lik 100. Tallene oppgis nominelt og er ikke sesongjustert. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 08651. Datakildene til SSB for disse tallene er fra materialbedrifter som hentes med skjemaundersøkelser, og i SSBs egne indekser for lønn og transportkostnader og lignende. For nominell boligprisindeks brukes samme data som i avsnitt 4.3. Ettersom byggekostnads- og boligprisindeksen er av ulike basisår vil forholdstallet lik 1 ikke nødvendigvis bety at vi har en likevekt. P/C -koeffisientene kan godt øke samtidig som at $P <$

C. Ettersom det ikke finnes tall på bynivå for byggekostnadsindeksen, legges det til grunn en antagelse⁵ om at byggekostnadsindeksen er tilnærmet lik i alle fire byene som undersøkes. Jeg deflaterer boligprisindeksen for brukte blokkleiligheter for hver av byene med byggekostnadsindeksen for boligblokk. Følgende figur viser resultatene for P/C -koeffisienter for perioden mellom første kvartal 2005 og andre kvartal 2016:

Figur 9: P/C -koeffisienter for blokkleiligheter, 2005k1-2016k2



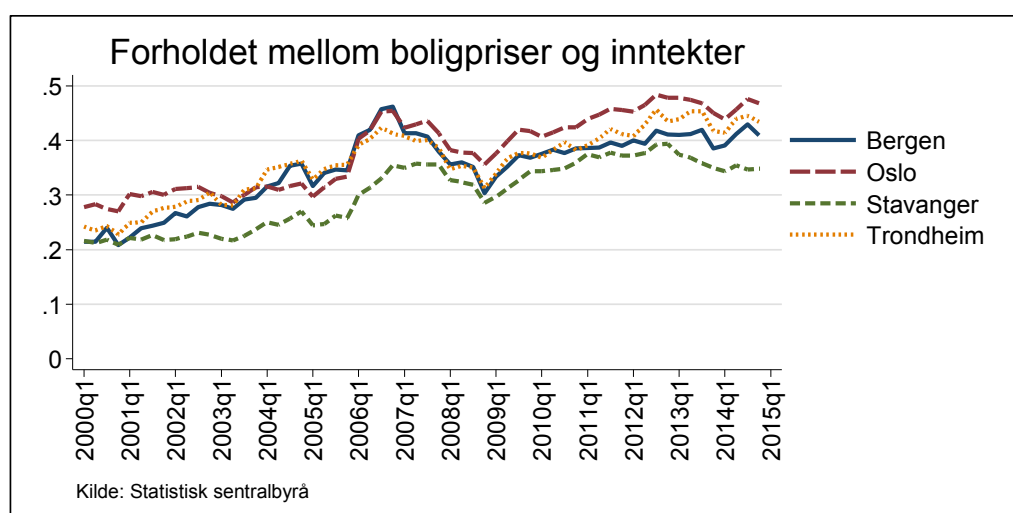
Denne figuren viser at boligprisene for brukte blokkleiligheter vokser relativt raskere enn byggekostnadene for boligblokk. Et viktig poeng er at boligprisene tilsynelatende vokser noe mer i takt med byggekostnadene enn i forhold til konsumprisindeksen, da kurvene for realboligprisindeksen er brattere enn P/C -koeffisientene. Grunnet ulike basisår blir en nærmere sammenligning potensielt problematisk.

Grytten bruker også en annen indikator for å forklare den sterke prisoppgangen, nemlig forholdet mellom boligprisvekst og disponibel inntektsvekst for husholdninger og ideelle organisasjoner. Dersom dette forholdstallet stiger kraftig er det ikke bærekraftig på lang sikt. Begrunnelsen for dette er at kjøp av bolig også finansieres med lån. Dette betjenes ved å betale renter og avdrag av inntekten. Dersom renter og avdrag for husholdninger øker i forhold til inntekter, byr det på betjeningsproblemer for husholdningen. Ettersom det er husholdningers inntekter som ofte skal betale lånene, kan et høyt forholdstall mellom

⁵ Denne antagelsen kan forsvares med at det neppe er forskjellige eller høye materialpriser i de respektive boligmarkedene som undersøkes grunnet manglende konkurranse. Dessuten vil lønnsnivået stort sett følge nasjonale tariff. På en annen side finnes det argumenter for at det er produktivitetsforskjeller og forskjeller i fortjenestemarginer noe som skaper ulikheter i byggekostnader på nasjonalt nivå. Dette er derimot vanskelig å dokumentere statistisk. Dermed kan antagelsen som legges til grunn tilstrekkelig forsvares, og derfor brukes byggekostnadsindeksen til mitt formål.

boligpris og inntekt varsle fremtidig problemer. Dette er imidlertid ikke nødvendigvis et problem dersom rentene er lave i lang tid fremover. Jeg velger å bruke samme boligprisdata som ble presentert i avsnitt 4.3. Det vil si at jeg bruker data for nominell gjennomsnittlig kvadratmeterpris for selveierbolig for blokkleilighet. For inntekt brukes regionale årlige data for gjennomsnittlig bruttoinntekt for bosatte personer 17 år og eldre. Dette er årlige nominelle data som ikke er sesongjustert. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 03068. Datakilden til SSB for disse tallene er fra Skattedirektoratets lønns- og trekkoppgaverregister. Etersom tallene er på årlig form, velger jeg å konstruere kvartalsdata for inntekt ved å dividere årsgjennomsnittet på fire. Dette medfører at kvartalsgjennomsnittene ikke vil variere innenfor samme år, men bare mellom år. Følgende figur viser forholdet mellom boligpris- og inntektsdata for perioden mellom første kvartal 2000 og fjerde kvartal 2014:

Figur 10: Forholdet mellom kvm. pris for blokkleiligheter og bruttoinntekter, 2000k1 og 2014k4



Denne figuren viser at boligprisene stort sett har steget raskere enn inntektene gjennom hele perioden. Vi ser også at mot slutten av observasjonsperioden ser det ut som at boligprisene stiger tregere enn inntektene i Stavanger. Perioden sett under ett tegner likevel et tydelig bilde av boligprisvekst som overgår inntektsveksten.

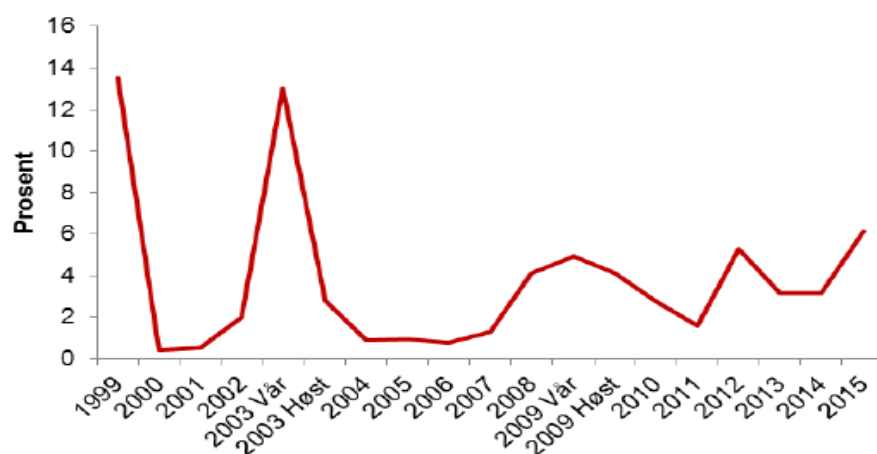
Resultatene frem til nå i dette avsnittet viser at de regionale boligprisene for blokkleiligheter vokser raskere enn inntekt, inflasjonen og byggekostnader i nyere tid. Dette kan indikere at prisveksten i boligmarkedet ikke er bærekraftig på lang sikt. Stavanger har hatt en noe ulik bane i forhold til Bergen, Oslo og Trondheim i nyere tid. Finanskrisens effekt er tydelig i alle figurene samt at oljepriskollapsens effekt er tydelig hos Stavanger. Det er fremdeles usikkert hvordan boligmarkedet i de tre andre byene vil reagere på oljeprisfallet i sommer 2014. Oslo

er imidlertid den byen som har den kraftigste prisveksten på blokkleiligheter per. kvm. etter oljeprisfallet.

Selv den relativt kraftige økningen i boligpriser for blokkleiligheter i nyere tid, stopper ikke husholdninger å ta opp gjeld for kjøp av bolig. Det regnes typisk som et makroøkonomisk faresignal når gjeldsveksten overstiger inntektsveksten over en lengre tidsperiode, noe som signaliserer en høyere belåning blant folk. SSB publiserer nasjonal gjeldsrate målt i prosent som ikke er sesongjustert i deres statistikkbank i tabell 09477. *Gjeldsrate* måles som gjeld i forhold til disponibel inntekt. Datakilden til SSB for disse tallene er hovedsakelig fra finansregnskapene til Norge. Disse tallene viser at gjeldsraten i 2000 og 2014 var henholdsvis på ca. 130 og 230 prosent. Dette betyr at gjeldsraten økte med 100 prosentpoeng for hele landet i denne perioden.

I tillegg til nasjonal gjeldsrate er det interessant å undersøke en slik situasjon på bynivå. SSB publiserer data om inntekts- og formuesstatistikk for husholdninger i statistikkbanken i tabell 08781. Denne statistikken viser husholdninger med gjeld i forhold til samlet inntekt. Samlet inntekt innebærer yrkesinntekter, kapitalinntekter, skattepliktige og skattefrie overføringer i løpet av kalenderåret. Disse tallene er ikke sesongjustert og inkluderer ikke student husholdninger. Datakildene til SSB for disse tallene er fra ulike administrative- og statistiske datakilder som ligningsregisteret, Arbeids- og velferdsforvaltning (NAV), selvangivelsesopplysninger og lignende. Disse tallene presenteres i tabellen i Appendiks A.2. Denne tabellen viser at prosentandel av husholdninger med gjeld større enn 3 ganger samlet inntekt er høy og stigende, og er spesielt høy i Oslo, Stavanger og Trondheim. En renteøkning vil potensielt kunne få store konsekvenser for slike husholdninger med høy gjeld, ettersom flere vil få problemer med å betjene gjelden sin. Det er nettopp disse husholdningene med høy gjeld i forhold til disponibel inntekt som virkelig er i faresonen og som kan forventes å misligholde, selv med en moderat renteøkning. Vi behøver ikke å se lenger tilbake enn til finanskrisen i USA mellom 2007 og 2009 for et eksempel på hvor utfordrende og problematisk en slik situasjon kan være for hele samfunnsøkonomien. En måte husholdningene kan unngå en slik hendelse er å binde renten sin, det vil si låne til fastrente. Å låne til fastrente er lite utbredt blant låntaker i Norge, som vist i følgende figur:

Figur 11: Illustrasjon av andel av låntaker med fastrente, 1999-2015



Kilde: Finanstilsynet (2016, s. 10)

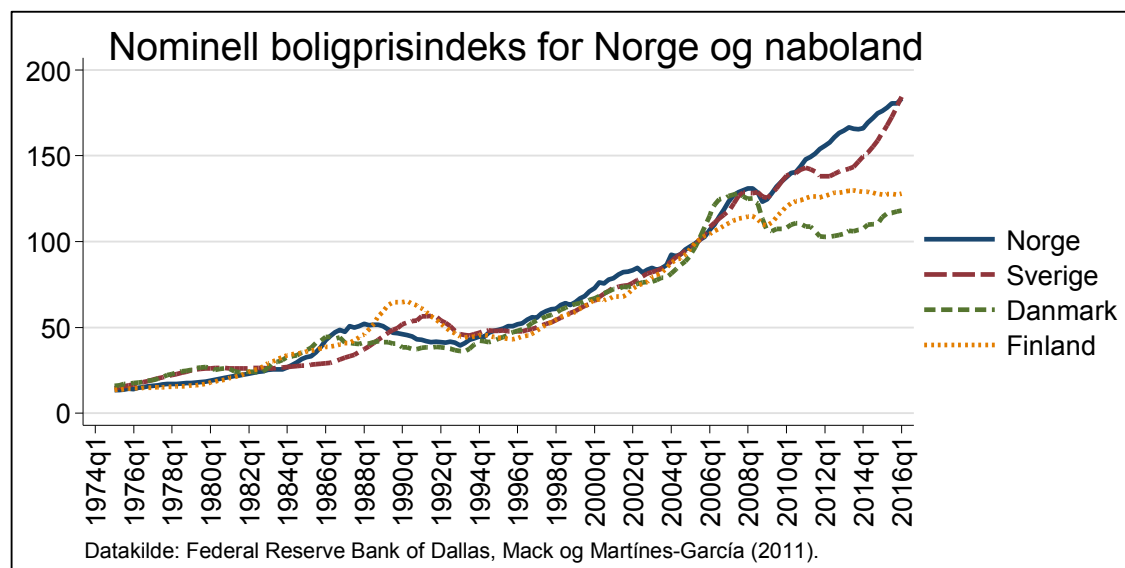
En lav andel låntakere med fastrente sier noe om renteforventningene i Norge. Dersom forventninger om fremtidig rente snus kan lån til fastrente bli mer attraktiv. I dag er det forventninger om at renten skal ytterligere ned i økonomien, og det diskuteres blant eksperter og forbrukerne heller enn om sentralbanken skal sette en negativ styringsrente. En potensiell konsekvens er at en større andel låntakere vil få høyere gjeldsbelastning dersom forventninger om langvarig lav utlånsrente skulle vise seg å slå feil. Ifølge Finanstilsynet (2016, s. 10) er lånekunders andel av lån med fast rente lav i forhold til enkelte andre land. Ifølge Finanstilsynet (2015, s. 11) vokser husholdningenes gjelds raskere enn inntekten i Norge. Gjeldsraten vokser fremdeles i år 2015, et år som var preget arbeidsledighet, beskjeden boligprisøkning og effekter av oljepriskollapsen i sommeren 2014. Dette er urovekkende, og tyder på at prisveksten i det norske boligmarkedet ikke er bærekraftig på lang sikt. Risikoen for kraftig tilbakeslag i norsk økonomi vil betydelig øke dersom renteøkning kombinert med boligprisfall forekommer.

4.5. Boligmarkedet sammenlignet med andre land

Frem til nå har jeg vist at boligprisene for brukte blokkleiligheter stiger i Norges fire største byer i nyere tid, men hva med boligprisutviklingen i Norge sammenlignet med andre skandinaviske land. Dette avsnittet vil undersøke for alle boligtyper, ettersom det ikke finnes internasjonale data som sammenligner blokkleiligheter. Federal Reserve Bank of Dallas publiserer boligprisindekser for ulike land fra 1975 og frem til i dag. Dette er kvartalsdata som er offentlig tilgjengelig på deres nettside, som gjør prisindeksene mulig å sammenligne mellom land. Federal Reserve Bank of Dallas har dokumentert metodebruken for internasjonale boligprisindekser i et notat skrevet av Mack og Martínez-García (2011). Disse

indeksene er sesongjusterte og basistidspunktet er 2005, der indeksen er lik 100. Jeg velger å sammenligne Norge med Sverige, Danmark og Finland, av den grunn landene ligner på hverandre politisk og økonomisk. Følgende figur viser nominelle boligprisindekser for Norge og naboland mellom første kvartal 1975 og første kvartal 2016:

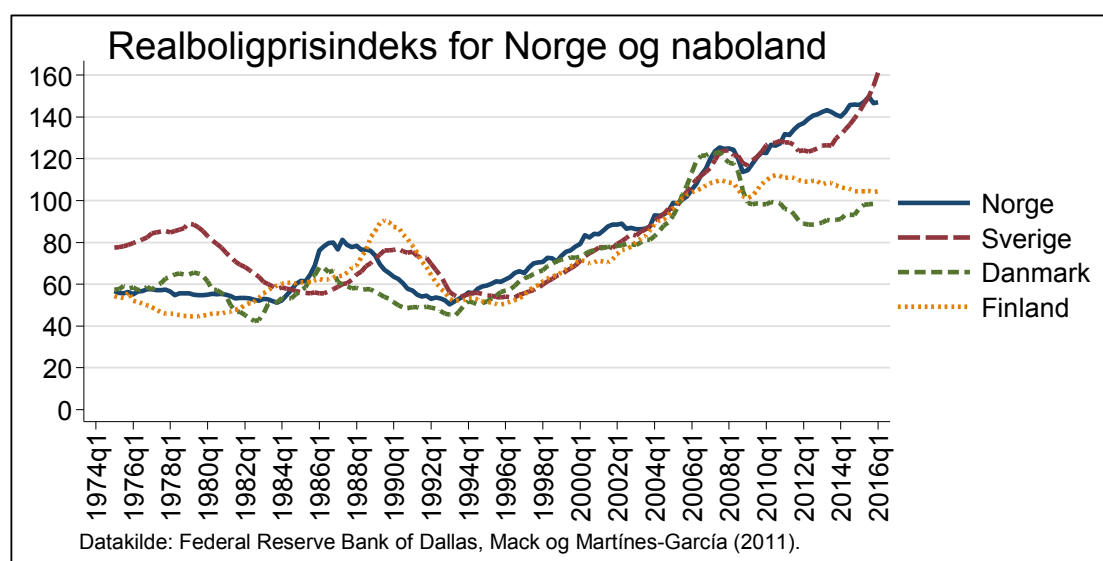
Figur 12: Nasjonale boligprisindeks for alle boligtyper for Norge og naboland, 1975k1-2016k1



Denne figuren viser at boligprisutviklingen var relativt lik før finanskrisen for de fire ulike landene. Dersom vi sammenligner Norge med de tre andre landene ser vi at Sverige er det landet som har en relativt like sterk prisutvikling som Norge frem til 2016. For Danmark og Finland har prisutviklingen vært relativt flat fra finanskrisen og frem til 2016. Dette viser at Norges boligprisutvikling er høy i internasjonal sammenheng i nyere tid.

Federal Reserve Bank of Dallas publiserer også data for realboligprisindekser for ulike land som kan sammenlignes mellom land. Metoden som brukes for å transformere nominelle prisindekser om til reelle serier er beskrevet i et notat av Mack og Martínez-García (2011). For å transformere nominelle serier om til reelle serier bruker Mack og Martínez-García en såkalt PCE (Personal Consumption Expenditure index) deflator. Denne deflatoren er basert på husholdningenes konsum og tar også høyde for konsum gjort på vegne av privathusholdninger, for eksempel av ideelle organisasjoner. Jeg bruker datasettet publisert på nettsiden til Federal Reserve Bank of Dallas, beskrevet i Mack og Martínez-García (2011). Følgende figur viser realboligprisindekser for Norge og naboland i perioden mellom første kvartal 1975 og første kvartal 2016:

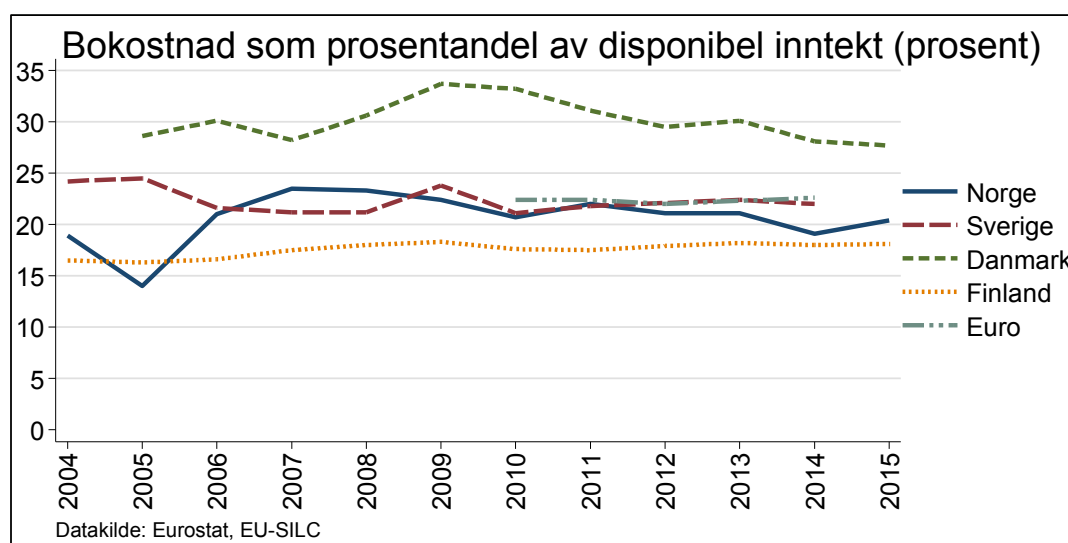
Figur 13: Nasjonale realboligprisindeks for alle boligtyper for Norge og naboland, 1975k1-2016k1



Denne figuren viser at det var en boligboble som bristet i bankkrisen på begynnelsen av 90-tallet for de respektive boligmarkedet i hver av de fire landene. Denne boligboblen er synlig i figuren over, der vi ser at boligprisutviklingen steg kraftig før bankkrisen etterfulgt med en bratt negativ prisutvikling frem til begynnelsen av 90-tallet. Deretter har prisindeksen steget til et relativt høyt nivå enn det høyeste prisnivået under boligboblen på slutten av 80-tallet. I lys av figuren over er det følgelig vanskelig å påstå prisutviklingen for Norge, og for øvrig Sverige, er bærekraftig.

Frem til nå har jeg vist boligprisveksten (nominelt og reelt) for Norge sammenlignet med naboland. Det er også interessant å undersøke bokostnadene i Norge sammenlignet med naboland. Med bokostnader menes det kostnader forbundet med å bo og eie bolig. Denne bokostnaden vi undersøker kan sammenlignes med ligning (3.5) i kapitel 2. Eurostat, EUs offisielle statistikkbyrå, publiserer offisiell statistikk om land i Europa som gjør det mulig å sammenligne statistikk mellom land. Eurostat publiserer sin statistikk på sine nettsider på en database såkalt EU-SILC. Data som er samlet inn i denne databasen er et samarbeid mellom Eurostat og mange medlemsland, og inneholder blant annet sosioøkonomisk statistikk. Jeg bruker bokostnad som andel av disponibel inntekt fra deres database (Eurostat, 2016). Samtidig bruker jeg et gjennomsnitt for EU som helhet som en slags form for kontrollgruppe. Datakildene til Eurostat er statistikk som blir innsendt av ulike nasjonale statistikkinstusjoner i Europa. Følgende figur viser bokostnad som prosentandel av disponibel inntekt for Norge, naboland og EU i perioden mellom 2004 og 2015:

Figur 14: Bokostnad som prosentandel av disponibel inntekt for Norge, naboland og EU, 2004-2015



Denne figuren viser at den totale bokostnaden som prosentandel av disponibel inntekt er på ingen måte spesielt høy. Der vi si at bokostnadene er relativt mindre enn i Danmark, Sverige og snittet for medlemslandene i EU. Ut ifra figuren over kan vi følgelig ikke påstå at bokostnadene er spesielt høy for Norge i forhold til naboland.

4.6. Tro på videre boligprisvekst

Det er bred enighet i økonomisk litteratur om at makroøkonomiske variabler, for eksempel rente og inntekt, påvirker boligpriser. Dette støttes også blant annet av den teoretiske modellen i teorikapittelet. En sentral variabel for boligmarkedet er forventninger om prisvekst i fremtiden. Mye av den historiske veksten kan skyldes psykologiske faktorer, der man ser på tilbakedatert vekst som et grunnlag til videre prisvekst. Disse faktorene kan ikke begrunnes av fundamentale forhold. Dersom mye av veksten skyldes nettopp slike psykologiske faktorer tjener både boligeiere og -spekulanter på dette. Begrunnelsen for dette er at prisen på boliger er da kraftig overpriset relativt til den faktiske prisen på boliger bestemt av makroøkonomiske faktorer. Dersom en stor del av etterspørselen er basert på forventninger om videre boligprisvekst, vil etterspørselen potensielt kunne falle kraftig. Det er vanskelig å måle hva psykologiske faktorer innebærer for konsumentenes tro på fremtidig prisvekst. Den statistikken som kan gi oss en oppfatning om konsumentenes tro på den fremtidig prisvekst er undersøkelser gjennomført av ulike boligbyggelag og etater. Disse undersøkelser gir en indikasjon på konsumentenes tro på fremtidig prisvekst. Mer om tro på den fremtidig prisvekst vises det til Case og Shiller (2003).

Finans Norge (2015) viser til landsrepresentative spørreundersøkelser, utført av Norstat (september), som måler folks forventninger til boligprisutviklingen det neste året og de neste fem årene. Undersøkelsen viser at på kort sikt, dvs. neste år, at 55 prosent av de spurte tror på en prisvekst neste år. På lengre sikt, dvs. fem år fremover, viser undersøkelsen at 55 prosent av de spurte svarte at risikoen for et boligprisfall var svært lav eller lav. Finans Norge (2012) gjennomfører årlige husholdningsundersøkelser for å kartlegge ulike sider ved husholdningenes økonomi. Undersøkelsen er landsrepresentativ og spenner over et bredt felt, for eksempel om hvem som er spesielt utsatt dersom renten stiger. Denne undersøkelsen avdekker at 60 prosent av de spurte tror på boligprisstigning det neste året. Andelen som svarer at boligprisene vil falle det neste året er kun 8 prosent av de spurte, mens 30 prosent tror på uendret boligpris. På bakgrunn av dette danner det oss en oppfatning av at over halvparten av befolkningen tror på fortsatt prisstigning.

Et annet relevant punkt er oljepriskollapsen i sommer 2014, som ser ut til å ha påvirket boligprisforventningene i Stavanger. Christian V. Dreyer meldte til Finansavisen i oktober 2015 at Stavanger skiller seg ut i negativ forstand med meglere og publikum som forventer lavere priser, tomme visninger og generelt boligprisfall (Online, 2015). Det er altså fortsatt en relativt bred forventning om boligprisstigning i Norge, men de lokale forventningene i Stavanger er tilsynelatende lavere enn i resten av landet.

Kapittel 5: Empirisk metode

Dette kapittelet gjør rede for økonometrisk teori som omhandler tidsserier, stasjonaritet, autokorrelasjon, kointegrasjon, spuriøse regresjoner og feiljusteringsmodeller. Dette er økonometriske begreper som er viktig for analysen av tidsserier og makroøkonomisk data i kapitlet om økonometrisk analyse. Dessuten er det disse økonometriske begrepene en vanlig benytter for å gjennomføre en tidsserieanalyse.

5.1. Tidsserieøkonometri

Denne oppgaven skal undersøke boligprisutviklingen og boligpriser bestemt av boligprisdrivere. Tidsserieøkonometri er et velegnet verktøy for å analysere dette, ettersom det tar høyde for tidsdimensjonen. Fordelen ved bruk av tidsserieøkonometri er at vi kan skille mellom kortsiktige og langsiktige sammenhenger mellom makroøkonomiske variabler. Dette er noe som gjennomføres senere i denne oppgaven ved å modellere boligpris på fundamentale faktorer. Under følger en enkel statistisk modell:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_N x_{Nt} + u_t,$$

der u_t er et feilledd og t er tidsperiode. Vi kan beregne ligningen ovenfor ved minste kvadraters metode (MKM). Her blir koeffisientestimatene forventningsrette dersom de tre første Gauss-Markov vilkårene for tidsserieregresjoner blir tilfredsstillt. For at MKM-estimatorene skal være BLUE (Best Linear Unbiased Estimator), må også fjerde og femte Gauss-Markov vilkår bli tilfredsstillt. Gauss-Markov vilkårene er som følger:

TS1: Lineær i parametere: Leddene i en lineær modell inneholder enten konstanter, eller produktet av en parameter og en forklaringsvariabel.

TS2: Ingen perfekt kolinearitet: Ingen eksakt lineær relasjon blant forklaringsvariablene.

TS3: Betinget forventning null: Ingen sammenheng mellom forklaringsvariablene og feilleddet i alle tidsperioder.

TS4: Homoskedastisitet: Feilleddet skal ha konstant varians i alle tidsperioder

TS5: Ingen autokorrelasjon: Ingen korrelasjon mellom feilledd i ulike tidsperioder.

Dersom disse vilkårene ikke blir tilfredsstillt vil en regresjon med minste kvadraters metode gi oss forventningsskjevne koeffisientestimer. Dette innebærer at koeffisientestimatene enten vil være over- eller underestimert i forhold til den sanne populasjonsverdien. Det er derfor viktig at MKM-estimatorene tilfredsstillt flest mulig av kriteriene over slik at vi får så effisiente

estimatorer som mulig. Denne oppgaven skal bruke dynamiske modeller. Slike modeller inkorporerer tidsforskjøvede variabler, det vil si variabler som er tilbakedatert for å fange opp en forsinket virkning (Wooldridge, 2004, s. 276, 324-326).

5.2. Stasjonaritet og autokorrelasjon

Begrepet stasjonaritet forklares i Wooldridge (2014, s. 306-307). La oss ta utgangspunktet av tilfeldige variabler x_t der fotskriften angir tidsperiode. Generelt har hver av disse variablene sin egen sannsynlighetsfordeling, og til sammen danner de en såkalt stokastisk prosess. Dersom man setter en verdi på variablene i hver periode, har vi følgelig en tidsserie av observasjoner. Generelt har hver x_t sin egen gjennomsnitt $E(x_t)$ og varians $Var(x_t)$. Dessuten kan ingen kovarians eksistere mellom ulike x_t .

Vi kan nå gi en definisjon av begrepene stasjonaritet og ikke-stasjonaritet. En variabel er *stasjonær*⁶ dersom dens sannsynlighetsfordeling ikke endrer form over tid. Det vil si at dersom vi velger noen tilfeldige variabler $x_1, x_2, x_3, x_4, \dots$, og flytter dem h tidsperioder fremover må den samlede sannsynlighetsfordelingen forbli uendret. Formelt kan dette defineres som følger: Den stokastiske prosessen (x_t) er stasjonær for alle tidsperioder t dersom den samlede sannsynlighetsfordelingen til $(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_m})$ er den samme som for $(x_{t+h_1}, x_{t+h_2}, \dots, x_{t+h_m})$ for alle $h \geq 1$. Intuitivt vil en variabel i en stasjonær prosess ha samme sannsynlighetsfordeling uavhengig av tiden. For at vi skal kunne si at en tidsserie x_t er stasjonær må følgende momenter bli oppfylt:

$$E(x_t) = \mu \text{ for alle } t,$$

$$Var(x_t) = \sigma^2 \text{ for alle } t,$$

$$Cov(x_t, x_{t+s}) = \rho \text{ for alle } t \text{ og alle } h \neq 0.$$

Mange makroøkonomiske variabler tilfredsstillers ikke kravene ovenfor. Det vil si at disse variablene vil være *ikke-stasjonære*, altså «flytter» fordelingene på seg når tiden går.

Estimering av ikke-stasjonære variabler vil potensielt gi oss spuriøse regresjoner, som er et

⁶ En mer presis definisjon av begrepet «stasjonaritet» innebærer en differensiering mellom sterk og svak stasjonaritet. «Sterk stasjonaritet» krever at sannsynlighetsfordelingen til variabelen ikke forandres over tid, det vil si at alle momenter i fordelingen er konstante over tid. «Svak stasjonaritet» krever at de to første momentene, nemlig forventning og varians, er konstant over tid. Følgelig har svak stasjonaritet mindre strenge krav enn sterk stasjonaritet. I teorien brukes streng stasjonaritet for å definere en stasjonær variabel. I praktisk økonometri anvendes derimot svak stasjonaritet fordi streng stasjonaritet blir sjelden oppfylt i praktisk arbeid. Det gjør jeg også her.

problem i tidsserieanalyser. *Spuriøse regresjoner* er når vi påviser en korrelasjon mellom to eller flere variabler som egentlig er helt uavhengig av hverandre. Slike spuriøse regresjoner kan oppstå i tidsserier med felles tidstrend, det vil si at to eller flere tilsynelatende uavhengige variabler øker og minker sammen over tid. For å løse dette problemet kan vi ta førstedifferanse av variablene slik at vi oppnår stasjonære variabler. Thomas (1997, s. 409) forklarer at dersom vi velger å ta førstedifferansen av en tilfeldig variabel x_t kan det skrives som følger: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, der x_{t-1} er en tidsforskjøvet variabel av x_t . Det betyr at vi trekker fra verdien av variabelen i forrige periode fra dagens verdi og får variabelen på endringsform (Δx_t). Dersom x_t blir stasjonær etter vi har tatt førstedifferansen er x_t *integrert av første orden* ($I(1)$). Generelt er en tidsserie integrert av orden $I(d)$ dersom den må differensieres d ganger for å oppnå stasjonaritet. Dersom en variabel er stasjonær uten å ha differensiert variabelen, defineres den for å være *integrert av nullte orden* ($I(0)$).

Dersom en variabel er ikke-stasjonær sies det at den har en såkalt *enhetsrot*, det vil si at prosessens varians avhenger av og øker over tid. Slike prosesser gir oss meningsløs informasjon ved bruk i regresjoner. Det er derfor viktig å påvise at variablene vi benytter i estimeringen er stasjonære, og differensiering av den grad som er nødvendig for å oppnå stasjonaritet er en åpenbar løsning. På en annen side skaper differensiering et annet problem, og det er at informasjon om langsiktig dynamikk vil forsvinne. Langsiktig dynamikk er noe vi ofte er interesserte i ved estimering av makroøkonomiske regresjoner. Dette problemet kan løses ved bruk av en såkalt feiljusteringsmodell, noe jeg kommer nærmere inn på senere i dette kapitlet.

For å teste om vi har stasjonære variabler eller ikke, bruker vi en såkalt Dickey-Fuller test eller eventuelt en utvidet Dickey-Fuller test. Test for stasjonaritet går ut på å undersøke om en tidsserie følger en enhetsrotprosess eller ikke. La oss se på følgende enkle dynamiske modell:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t, \quad (5.1)$$

der u_t er identisk og uavhengig fordelt med gjennomsnitt null og konstant varians. Prosessen i ligning (5.1) har en enhetsrot dersom $\rho = 1$. Hvis $\alpha = 0$ og $\rho = 1$ sier vi at y_t følger en såkalt *random walk*⁷. Dersom $\alpha \neq 0$ og $\rho = 1$ har vi en *random walk med drift*⁸, noe som betyr at $E(y_t)$ er en lineær funksjon av t . Det er vanlig å la α være uspesifisert under

⁷ En *random walk* er definert som en tidsserie prosess hvor dagens verdi av en variabel er sammensatt av verdien fra forrige periode samt et feilledd. Der feilleddet er definert som hvit støy.

⁸ *Random walk med drift* er en random walk med drift tilføyet i hver periode. Der drift måler trend.

nullhypotesen, og dette er den tilnærmingen vi bruker. Derfor har vi en nullhypotese om at $\{y_t\}$ har en enhetsrot:

$$H_0: \rho = 1.$$

Alternativhypotesen om at tidsserien vår er stasjonær er som regel gitt ved:

$$H_A: \rho < 0.$$

Alternativet vil være å bruke $\rho > 1$, men brukes som regel ikke, fordi det impliserer at y_t ville vært eksplosiv. Dersom vi beholder alternativhypotesen sier vi at $\{y_t\}$ er en stabil AR(1) prosess, som betyr at den er *svakt avhengig*⁹ eller *asymptotisk ukorrelert*¹⁰. En vanlig fremgangsmåte for å benytte Dickey-Fuller testen på er å trekke fra y_{t-1} , på begge sider av ligning (5.1) som følger:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + u_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t.$$

Dermed blir testobservatoren i Dickey-Fuller testen som en vanlig t-verdi gitt ved:

$$DF = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})},$$

der $se(\hat{\rho})$ er standardavviket til $\hat{\rho}$. Problemet er at under H_0 vil y_{t-1} bli I(1), dvs. stasjonær. Med dette problemet vil følgelig sentralgrenseteoremet som underbygger standard normalfordelingen, ikke gjelde. Derfor benyttes det andre kritiske verdier som er gitt av Dickey-Fuller-fordelingen. Dersom testobservatoren DF er større enn den kritiske verdien gitt av DF-fordelingen, forkaster vi H_0 og sier at prosessen vår er stasjonær.

På en annen side antar Dickey-Fuller testen at feilleddet ikke har autokorrelasjon. Derfor benyttes en utvidet Dickey-Fuller test dersom vi ønsker å undersøke komplekse dynamiske modeller hvor vi mistenker at det kan være autokorrelasjon i feilleddet. Intuisjonen bak en utvidet Dickey-Fuller test er, i motsetning til Dickey-Fuller test, at testen inkorporerer et konstantledd (α), et trendelement (ηt) og tidsforskjøvede verdier av Δy_t i den dynamiske modellen vår. Inkorporering av de ulike elementene i modellen vår foregår til vi har hvit støy i feilleddet, det vil si ingen autokorrelasjon. Vi estimerer altså følgende modell:

⁹ En tidsserie prosess er *Svakt avhengig* om noe av mengden av avhengighet mellom tilfeldige variabler på to tidspunkter, for eksempel korrelasjon, forminsker når intervallet mellom dem øker.

¹⁰ En tidsserie prosess er *Asymptotisk ukorrelert* om korrelasjonen mellom tilfeldige variabler på to tidspunkter tenderer mot null når tidsintervallet mellom øker mot uendelig.

$$\Delta y_t = \alpha + \eta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta y_{t-i} + u_t.$$

Hvor mange tidsforskyvninger av Δy_t man velger å inkorporere kan bestemmes på ulike måter. Verbeek (2012, s. 65-66, 353) forklarer at man for eksempel kan bruke Akaikes informasjonskriterium eller Swartzs sitt Bayesianske informasjonskriterium. Dessuten kan vi også se på t-verdien til koeffisientene på hver av de tidsforskjøvede Δy_{t-i} og videre inkorporere de som er signifikante. Inkludering av trendelement ηt og konstantleddet α er avhengig av serien vi tester. Dersom serien viser en eksplisitt tidstrend bør for eksempel et trendelement inkorporeres. Dette avgjør man ved hjelp av å se på en grafisk presentasjon av serien eller intuisjon. En utvidet Dickey-Fuller test utføres på tilsvarende måte som en vanlig Dickey-Fuller test, men de kritiske verdiene er avhengig av om vi inkorporer trend eller ikke. Svakheten med disse to testene er at de har relativt lav styrke. Det vil si at vi noen ganger kan forkaste nullhypotesen når den faktisk er sann, som betyr at vi kan konkludere med at tidsserien er stasjonær når den ikke er det.

Et annet vanlig problem i tidsserieregresjon er *autokorrelasjon*, og er definert som korrelasjon mellom feilledd i ulike tidsperioder (Thomas 1997, s. 296-297). Autokorrelasjon kan for eksempel oppstå i tidsserieregresjoner når det er forsinket respons på forandringer i makroøkonomiske variabler. Et eksempel på en slik variabel kan være boligmasse, ettersom det tar tid å bygge opp nye boliger. Følgende ligning uttrykker formen av *ingen autokorrelasjon* i feilleddene:

$$\text{Corr}(u_t, u_s) \neq 0, \text{ for alle } t \neq s. \quad (5.2)$$

Brudd på ligning (5.2) vi si at vi har autokorrelasjon, og har stor praktisk betydning for analyse av tidsseriedata. Autokorrelasjon bryter med TS5 i Gauss-Markov vilkårene, nemlig det at feilleddene i to ulike tidsperioder skal være uavhengig. Estimatoren vil fremdeles være forventningsrett, men vil ikke være BLUE estimator. Begrunnelsen for dette er fordi autokorrelasjon påvirker ikke regresjonsestimatene, men påvirker imidlertid standardfeilene til de estimerte koeffisientene. Det vil si at verdien på standardfeilen til koeffisientestimatet kan potensielt være underestimert som kan medføre at vi godtar koeffisientestimatet som egentlig ikke er statistisk signifikant. Det er derfor viktig å påvise at det ikke er autokorrelasjon mellom feilleddene. Autokorrelasjon kan kontrolleres for ved hjelp av robuste standardfeil. Dette endrer ikke koeffisientestimatene, men implementering av robuste

standardfeil kan medføre at koeffisientestimatene ikke lenger blir statistisk signifikant ved inferens (Wooldridge, 2009, s. 283-284).

For å teste for autokorrelasjon kan man bruke Durbin-Watson testen som er den eldste og vanligste statistiske testen for autokorrelasjon. Denne testen er uegnet for test av autokorrelasjon i modeller med tidsforskjøvede variabler, noe som bryter med forutsetningen til testen. Alternativet er Q-testen til Box og Pierce (1970). Denne testen kan brukes i modeller som inneholder tidsforskjøvede variabler, men er best egnet for store utvalg og vil derfor medføre at resultatene blir uriktig for mindre utvalg. For å ta hensyn til små utvalg vises det til en variant av Q-testen, nemlig Ljung-Box testen til Box og Ljung (1978). Denne testen fungerer bedre på små utvalg, noe også denne oppgave undersøker. For at Ljung-Box testen skal være gyldig er det viktig å velge riktig antall tidsforskyvninger som skal inkorporeres i testen. Burns (2009) påpeker at det ikke finnes konkret regel for antall tidsforskyvninger som er standard, men det er viktig å holde antall tidsforskyvninger relativt lavt i forhold til utvalgsstørrelsen.

5.3. Kointegrasjon og spuriøse regresjoner

Begrepet kointegrasjon forklares av Wooldridge (2009, s. 512-117). En intuitiv forklaring av begrepet *kointegrasjon* er å si at to eller flere variabler av samme integrasjonsorden indikerer en felles langsiktig utvikling, for eksempel inntekt og boligpris. Mer spesifikt opptrer kointegrasjon når en lineær langsiktig kombinasjon av to eller flere ikke-stasjonære variabler danner en variabel som er stasjonær. Formelt kan dette defineres som følger: Dersom $\{y_t: t = 0, 1, \dots\}$ og $\{x_t: t = 0, 1, \dots\}$ er to I(1) prosesser, vil generelt feilleddsestimatet $\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}x_t$ være en I(1) prosess for en hvilken som helst $\hat{\beta}$. Likevel er det mulig at for noen $\hat{\beta} \neq 0$, kan \hat{u}_t bli en I(0) prosess. Dette betyr at \hat{u}_t har konstant gjennomsnitt, konstant varians, og autokorrelasjon som bare er avhengig av tid mellom to ulike variabler i serien samt at \hat{u}_t er asymptotisk ukorrelert. Dersom det eksisterer en $\hat{\beta} \neq 0$, kan vi si at y_t og x_t er *kointegrerte*, og at $\hat{\beta}$ er *kointegrasjonsparameter*.

Vi har tidligere nevnt at estimering med ikke-stasjonære variabler av første integrasjonsordens kan gi spuriøse regresjoner. Dette kjennetegnes ofte av kunstig høy forklaringskraft (R^2). Da vil verken estimatoren eller testobservatoren være til å stole på, noe som gjør det vanskelig å evaluere regresjonsresultatene selv om det på ingen måte direkte bryter med Gauss-Markov vilkårene. Makroøkonomiske dataserier er ofte ikke-stasjonære, følgelig kan resultater fra lineære regresjoner potensielt gi oss spuriøse sammenhenger. Det er derfor viktig å påvise at

variablene vi benytter i estimeringen er kointegrerte. Fordi med kointegrerte variabler kan vi forsikre oss om at sammenhengen vi estimerer ikke er spuriøs. Dersom våre variabler er kointegrerte unngår vi problemer med spuriøse regresjoner. Det betyr at regresjoner med ikke-stasjonære variabler av første integrasjonsorden potensielt er meningsfulle.

Test for kointegrasjon forklares i Thomas (1997, s. 426-427). For å teste for kointegrasjon benyttes det Dickey-Fuller eller utvidet Dickey-Fuller test, også kalt Engel-Granger test i denne konteksten, i enkle tidsserier. Det vil si at man bruker Engel-Granger test på feilleddet til modellen vi studerer. Thomas (1997, s. 438) påpeker at et stasjonært feilleddsestimat (\hat{u}_t) tilsier at variablene som brukes i modellen er kointegrerte. Dette betyr at vi har funnet en lineær kombinasjon av variablene som er $I(0)$, det vil si stasjonær. Med et stasjonært \hat{u}_t bryter heller ikke modellen med TS4 i Gauss-Markov vilkårene, nemlig det at feilleddet skal ha konstant varians i alle tidsperioder.

5.4. Feiljusteringsmodell

Feiljusteringsmodell er velegnet for å undersøke boligmarkedet, ettersom modellen gir informasjon om både kortsiktig og langsiktig dynamikk. Dessuten gir modellen både informasjon om hvor hurtig avviket fra likevekt justeres inn, og en eventuell langsiktig likevektstilpasning som ble diskutert i teori kapittelet. Samtidig vil en feiljusteringsmodell bidra til å håndtere problemer som ikke-stasjonære tidsserier og spuriøse sammenhenger. Derfor velger jeg å bruke en slik modell. En feiljusteringsmodell er en dynamisk modell med utgangspunktet i teorien om kointegrasjon, og er kjennetegnet ved å inkorporere variabler på endringsform, tidsforskjøvet endringsform og tidsforskjøvet nivåvariabler. Dessuten er den avhengige variabelen inkorporert i modellen som en forklaringsvariabel på tidsforskjøvet form.

Engel og Granger (1987) viser at dersom y_t og x_t er kointegrerte med samme integrasjonsorden så eksisterer det en feiljusteringsmodell. La oss ta som utgangspunkt at β er kointegrasjonsparameteren, og at y_t og x_t er både $I(1)$ prosesser og ikke kointegrert. Da kan vi estimere enkle dynamiske modeller i første differanse. I det følgende utledes en feiljusteringsmodell, basert på Wooldridge (2009, s. 517-518). La oss ta utgangspunktet i følgende autoregressiv distribuert lag (ADL) modell:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + u_t, \quad (5.3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + u_t. \quad (5.4)$$

Ligning (5.4) er essensielt ligning (5.3), men i første differanse istedenfor nivåer. Dersom y_t og x_t er kointegrerte, gir dette oss muligheten til å lage mer komplekse dynamiske modeller enn den enkle dynamiske modellen i ligning (5.4). La oss si vi estimerer β fra en enkel modell med kointegrete variabler ved bruk av minste kvadraters metode:

$$y_t = \hat{\beta} x_t + s_t, \quad (5.5)$$

der s_t er et feilledd. Ligning (5.5) viser at feilleddet s_t blir en I(0) prosess gitt kointegrasjon mellom y_t og x_t . Vi finner estimerer av s_t ved å ta $\hat{s}_t = y_t - \hat{\beta} x_t$. Det estimerte feilleddet \hat{s}_t fra denne enkle kointegrerte regresjonen er I(0), det vil si stasjonær. Engel og Granger (1987) referert i Thomas (1997, s. 432-433) finner at å bruke estimatet \hat{s}_t direkte i feiljusteringsmodellen gir konsistente og effisiente resultater. Følgelig kan vi gjennom to steg enkelt utlede en feiljusteringsmodell ved å inkorporere én tidsforsinket variabel av \hat{s}_t , det vil si \hat{s}_{t-1} legges til i ligning (5.4):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + \delta \hat{s}_{t-1} + u_t. \quad (5.6)$$

Dette er Engel og Grangers to-steps metode for estimering av feiljusteringsmodeller. Ligning (5.6) er et eksempel på en feiljusteringsmodell. δ er det vi kaller feiljusteringsparameteren, og gir informasjon om farten sammenhengen justeres tilbake mot langsiktig likevekt etter eventuelt avvik. Engle og Grangers to-steps metode er mye brukt blant økonometrikere siden den både er enkel å bruke og gir effisiente resultater.

Ettersom denne oppgaven skal bruke ett-steps estimering, viser det følgende avsnittet en ett-steps estimering. Selv om Engle og Grangers to-steps metode gir oss effisiente resultater vil vi miste informasjon om langsiktig dynamikk, fordi vi estimerer det langsiktige likevektsforholdet i første steg for seg selv. Dersom vi estimerer feiljusteringsmodellen i ett-steg åpner det muligheten for å estimere og tolke langtidsvirkning av forklaringsvariablene vi benytter. Thomas (1997, s. 435) referert i Banerjee, Dolado, Hendry og Smith (1986) foreslår å ta estimering av lang og kortsiktig parameter i ett-steg. Dette støttes av Banerjee, Dolado, Galbraith og Hendry (1993) som argumenterer for at ett-steps antagelsen i tillegg til å gi flere muligheter til teoretisk analyse også er statistisk overlegne Engel og Grangers to-steps metode, gitt langsiktig svak eksogenitet. Tradisjonelt har svak eksogenitet vært en nødvendig betingelse for estimering av ett-steps feiljusteringsmodeller. Dersom svak eksogenitet er oppfylt taper en ikke informasjon ved å se bort fra den marginale modellen. På en annen side

argumenterer Dolado (1992) for at betingelsen om svak eksogenitet ofte viser seg å være for streng i enkle kointegrerte modeller, men at det er tilstrekkelig med en såkalt langsiktig svak eksogenitet. Langsiktig svak eksogenitet er en relativt lite streng betingelse som byr på få problemer når de kointegrerte variablene i modellen består av interesseparametere (Dolado, 1992). *Interreseparametere* er de ukjente populasjonsparametrene vi ønsker å teste effekten av med estimatorer i vår betingende modell. Det diskuteres senere at modellen består av interesseparametere i mitt tilfelle.

Dersom vi vil estimere en feiljusteringsmodell i ett-steg, betyr det at i stedet for å estimere den kointegrerte langsiktige sammenhengen i første steg for seg selv, inkluderes den direkte i feiljusteringsmodellen. La oss vise dette, og samtidig forenkle modellen i ligning (5.6) ved å utelukke Δy_t og Δx_t . Begrunnelsen for å forenkle modellen er fordi at variablene som ekskluderes ikke har noe spesiell betydning for videre utledning. Følgelig får vi en feiljusteringsmodell uten tidsforskyvninger av Δy_t og Δx_t :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta x_t + \delta(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t. \quad (5.7)$$

Estimering av feiljusteringsmodellen i ligning (5.7) er avhengig av om vi har informasjon om β eller ikke. Ettersom vi ikke har informasjon om β kan ligning (5.7) ikke estimeres direkte i statistikkprogrammer som STATA. I det følgende utleder jeg hvordan vi estimerer feiljusteringsmodeller i ett-steg, basert på Thomas (1997, s. 383-386).

Vi antar at vi har et langsiktig kointegrerende forhold mellom to variabler X og Y. Dette forholdet kan illustreres som følger:

$$Y_t = KX_t^{\beta_1}, \quad (5.8)$$

hvor både K og β_1 er konstant. For eksempel kan Y være boligpris og X en makroøkonomisk forklaringsvariabel som har en effekt på Y. β_1 er derfor den langsiktige elastisitet av Y forårsaket av endring i X. Vi tar logaritmen av variablene og bruker små bokstaver som notasjon for dette, og omskriver ligning (5.8) som følgende:

$$y_t = \beta_0^* + \beta_1 x_t, \quad \text{der } \beta_0^* = \ln(K).$$

Når Y tar likevektsverdien med hensyn til X vil ligningen ovenfor holde. Derimot er økonomiske systemer sjelden i likevekt. Derfor kan avvik fra likevekt defineres som avviksfeil (AF), og vi har da følgende:

$$AF_t = y_t - \beta_0^* + \beta_1 x_t.$$

I en langsiktig likevekt vil vi ha at $AF_t = 0$. I økonomiske systemer er X og Y sjelden i likevekt, ettersom endringer i X ikke slår umiddelbart ut i Y . Det er følgelig vanlig for økonometrikere å bruke kortsiktige dynamiske modeller for å observere denne dynamikken. La oss anta at modellen tar følgende form¹¹:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + \mu_1 y_{t-1} + u_t, \quad \text{der } 0 < \mu < 1. \quad (5.9)$$

Her er x_t , x_{t-1} og y_{t-1} makroøkonomiske variabler. For å forenkle har vi kun inkludert første-ordens tidsforskyvning i ligning (5.9), ettersom min modell også bruker kun første-ordens tidsforskyvninger. I mer omfattende modeller kan andre- eller høyere-ordens tidsforskyvninger inkorporeres. Problemet med å estimere koeffisientestimer av ligning (5.9) er at makroøkonomiske variabler ofte er ikke-stasjonære, og vil følgelig kunne gi oss spuriøse resultater. For å løse dette problemet kan vi ta førstedifferansen av variablene, noe jeg forklarte i avsnitt 3.2. La oss omskrive ligning (5.9) ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet:

$$y_t - y_{t-1} = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} - (1 - \mu_1) y_{t-1} + u_t.$$

Videre legger vi til og trekker fra $b_1 x_{t-1}$ på høyre side av likhetstegnet i ligning (32):

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + b_1 x_{t-1} - b_1 x_{t-1} - (1 - \mu_1) y_{t-1} + u_t, \\ &= b_0 + b_1 x_t - b_1 x_{t-1} + (b_1 + b_2) x_{t-1} - (1 - \mu_1) y_{t-1} + u_t. \end{aligned} \quad (5.10)$$

Vi definerer $\lambda = 1 - \mu_1$, og bruker Δ som førstedifferanse. Ettersom $0 < \mu < 1$ har vi at $\lambda < 1$. Derfor kan vi nå omskrive ligning (5.10) som følgende:

$$\Delta y_t = b_0 + b_1 \Delta x_t + (b_1 + b_2) x_{t-1} - \lambda y_{t-1} + u_t. \quad (5.11)$$

Vi kan nå reparametrisere ligning (5.11) der den nye parameteren β_1 kan defineres som $\beta_1 = \frac{(b_1 + b_2)}{\lambda}$, og får følgende modell:

$$\Delta y_t = b_0 + b_1 \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + u_t.$$

Vi reparametriserer ligning (35) én gang til med å definere at $\beta_0 = \frac{b_0}{\lambda}$ og får følgende modell:

¹¹ Modellen i ligning (5.9) er lik modellen i ligning (5.3), men med andre notasjoner. Dette grunnet for å skille mellom Engel og Grangers to-steps metode og ett-steps estimering.

$$\Delta y_t = b_1 \Delta x_t - \lambda(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + u_t. \quad (5.12)$$

Vi har kommet til ligning (5.12) ved å omstrukturere den originale sammenheng utenfor likevekt i ligning (5.9) og definert to nye parametere β_0 og β_1 . Ligning (5.12) er derfor bare en annen måte å skrive ligningen (5.9). Likevel kan denne nye ligningen bli tolket på en ny interessant måte. Her er β_0 og β_1 langsiktsparametere, mens b_1 og λ er kortsiktsparametere. Parameteren b_1 har en direkte økonomisk tolkning, ettersom den reflekterer kortsiktig elastisitet for y som resultat av en endring i x , gitt at modellen vår er på logaritmeform. Parameteren λ er den såkalte feiljusteringsparameteren, og estimerer hvor hurtig avviket fra likevekten justeres inn. Denne parameteren vil alltid være mellom 0 og 1, hvor verdien 0 impliserer at vi ikke har feiljustering i sammenhengen vi ser på. Parameteren β_1 estimerer den langsiktige effekten en endring i x har på y . Denne effekten vil fordele seg utover fremtidige perioder etter justeringshastigheten bestemt av feiljusteringsparameteren (λ).

Feiljusteringsmodellen i ligning (5.12) kan estimeres ved hjelp av minste kvadraters metode, men kan ikke estimeres direkte i statistikkprogrammer som STATA, ettersom vi ikke har informasjon om β . Feiljusteringsmodellen i ligning (5.12) kan først estimeres i ett-steg dersom vi multipliserer ut alle leddene som følgende:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= b_1 \Delta x_t - \lambda(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + u_t, \\ &= b_1 \Delta x_t - \lambda y_{t-1} + \lambda \beta_0 + \lambda \beta_1 x_{t-1} + u_t, \\ &= a + b \Delta x_t + c y_{t-1} + d x_{t-1} + u_t. \end{aligned} \quad (5.13)$$

Her er $a = \lambda \beta_0$, $b = b_1$, $c = -\lambda$, og $d = \lambda \beta_1$. Dersom vi gjør en regresjon med minste kvadraters metode av Δy_t på Δx_t , y_{t-1} og x_{t-1} , gir det oss estimater for a , b , c , og d . Disse estimatene jeg får kan brukes i tolkningen av feiljusteringsmodellen gitt definisjonen jeg gir over. Ettersom $\lambda = -c$, følger det at $\beta_0 = \frac{-a}{c}$ og $\beta_1 = \frac{-d}{c}$. Her er da β_0 og β_1 langsiktige parametere, og c er feiljusteringsparameteren. Dette er en ett-steps metode for estimering av feiljusteringsmodellen i ligning (5.13).

Vi kan i den generelle formuleringen av ett-steps estimering av feiljusteringsmodellen påvise kointegrasjon mellom avhengig variabel og forklaringsvariabler gitt at koeffisienten til y_{t-1} , det vil si c , er negativ og signifikant ut ifra en ordinær t-test. En signifikant feiljusteringsparameter (c) i ett-steps modellen impliserer at variablene vi bruker er kointegrerte (Banerjee et al. 1993). Dersom $c = 0$ har vi ingen kointegrasjon, det vil si

feiljusteringsspesifikasjonen er ugyldig. Det er viktig å inkorporere alle de kointegrerte variablene i spesifikasjonen av den langsiktige delen, mens man står relativt fritt for å spesifisere den kortsiktige delen. Dessuten skal alle variablene som inkluderes i den langsiktige delen bli tidsforskjøvet, slik at tidsforskjøvet variabler ligger én periode bak variablene i den kortsiktige delen.

En annen viktig dimensjon er at forklaringsvariabler i ligning (5.9) mest sannsynlig har høy kollinearitet i de fleste tidsseriedata med makroøkonomiske variabler. Vi ser fra feiljusteringsmodellen i ligning (5.13) som ble reparametrisert fra modellen i ligning (5.9) at variablene x_t og x_{t-1} har blitt erstattet av Δx_t og x_{t-1} . Med typiske tidsseriedata er normalt korrelasjonen mellom Δx_t og x_{t-1} mye mindre enn mellom x_t og x_{t-1} . Følgelig er kollinearitets problemet betydelig redusert dersom vi estimerer feiljusteringsmodellen i ligning (5.13) enn modellen i ligning (5.9) (Thomas, 1997, s. 389). Dette problemet er viktig å redusere slik at TS2 i Gauss-Markov vilkårene tilfredsstilles.

Et annet relevant punkt er at feiljusteringsmodeller ikke trenger å bli uttrykt på logaritmeform, men det kan være fordelaktig å gjøre dette. Dersom det brukes logaritmen i estimeringen på variabler, gir det oss muligheten for å se på elastisiteter heller en nivåendring. I tillegg til dette kan også første differensierte variabler, for eksempel Δx_t og Δy_t , bli ansett som forholdsmessige endringer. Ved en logaritmetransformasjon vil en også ofte få en variabel som i større grad er normalfordelt. Dette senker også effekten av eventuelle ekstremverdier i tidsserier.

Et relevant problem i feiljusteringsmodeller er når tidsseriedata er kvartalsdata som inneholder et tydelig sesongmønster. Sesong kan enten være deterministisk eller stokastisk. Deterministisk sesong kan håndteres ved å inkludere dummyvariabler for sesonger. Dette gjøres typisk ved å inkorporere tre dummyvariabler for sesonger i feiljusteringsmodeller, for eksempel S_1 , S_2 og S_3 . Henholdsvis kan de representere vårsesongen, sommer- og høstsesongen. Følgelig vil vintersesong bli referansepunktet, som betyr at vi sammenligner de andre sesongene i forhold til vintersesongen. Dette for å forsøke å kontrollere sesongvariasjon i modellen. En stokastisk sesong må imidlertid bli behandlet av prosedyrer beslektet med, men mer komplisert enn for å håndtere tidsserier med trend. Litteraturen om sesong kointegrasjon utvider seg raskt, men det er fremdeles mange problemer som er uløst (Thomas, 1997, s. 444-445).

Kapittel 6: Data

Dette kapittelet redegjør all data som brukes i kapittel 7 om den økonometriske analysen for å estimere fire separate boligprismodeller, en for hver av byene; Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. I analysen brukes det nasjonal data for rente, og regionale kvartalsdata for boligpriser, inntekt, arbeidsledighet, boligbygging og forventninger. All data er for perioden mellom første kvartal 2000 og fjerde kvartal 2014. Denne oppgaven bruker kvartalsdata fordi jeg ønsker flest mulig observasjoner i tidsserien. Bruk av kvartalsdata begrenser data tilgjengelighet spesielt med tanke på kortere tidsserie, enn om jeg hadde valgt årlige data som hadde gidd en lengre tidsserie.

6.1. Konsumprisindeks

Konsumprisindeksen (KPI) viser den faktiske prisutviklingen for varer og tjenester etterspurt av private husholdninger. Jeg benytter meg av nasjonal data for KPI som verken er sesong- eller kalenderjustert. Dette er månedlig data og målingene forekommer hver 15. i måneden. Tallene er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 03013. Basistidspunktet til indeksen er 1998, der indeksen er lik 100. Datakildene til SSB for disse tallene er hovedsakelig fra varehandelsstatistikken, bedrifts- og foretaksregisteret, og skjema-data som er elektronisk data fra bedrifter og husholdninger. Begrunnelsen for at jeg velger denne statistikken er fordi jeg skal bruke vekst i KPI som et mål på inflasjon, dvs. den generelle prisutviklingen i økonomien. Mer spesifikt skal jeg bruke KPI når jeg skal transformere nominelle serier om til realverdier. Dette diskuteres nærmere senere i avsnitt 6.8.

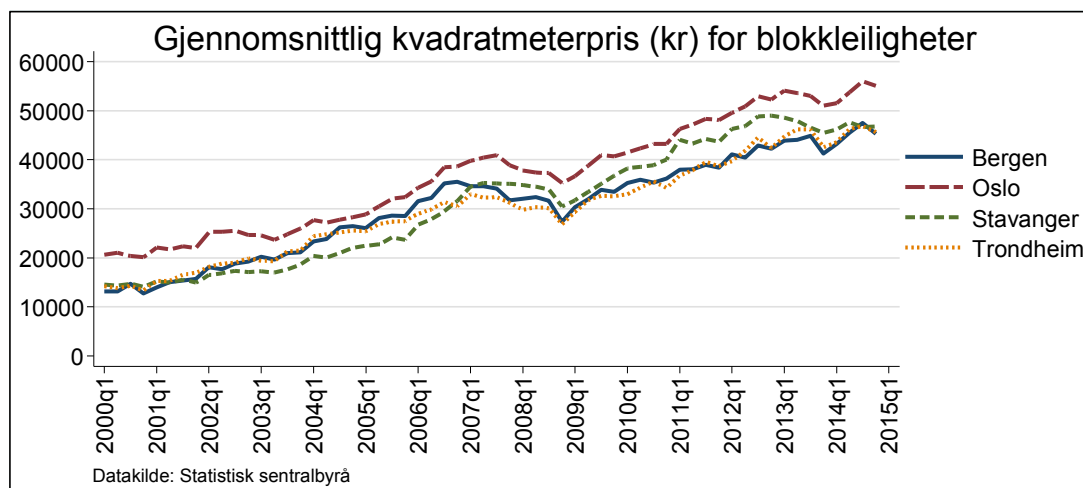
Metoden for å produsere KPI er forklart i Bråten (1996). KPI er basert på et utvalg av varer og tjenester som er kjøpt av forbrukerne, og viser den generelle prisutviklingen i økonomien. Ettersom tallene er på månedlig form, velger jeg å regne ut kvartalsgjennomsnittet for perioden første kvartal 2000 til fjerde kvartal 2014, der første kvartal er et gjennomsnitt av tallene fra januar, februar og mars osv. Begrunnelsen for dette valget er for å benytte og beholde informasjonen for hver måned når jeg konstruerer et kvartal basert på et gjennomsnitt på tre og tre måneder. Alternativet er å bare bruke tallene i hver tredje måned, der første kvartal er av tallene fra mars og videre for hver tredje måned. Fordelen med denne fremgangsmåten er at man unngår å glatte data. Konsekvensen av en slik fremgangsmåte er at man kaster vekk informasjon, dessuten blir det helt arbitrært hvilken måned man bruker til å representere et kvartal.

6.2. Boligpris

Jeg velger å bruke data for gjennomsnittlig kvadratmeterpris for selveierbolig med boligtype blokkleilighet som avhengig variabel i min modell. Dette er regionale kvartalsdata som viser priser for brukte blokkleiligheter. Blokkleiligheter er leiligheter i boligblokker med to etasjer eller flere. Jeg velger å bruke data for boligtypen blokkleiligheter, for å prøve å redusere problemet med endret sammensetning av boliger. Variabelen oppgis nominelt i kroner, som verken er sesong- eller kalenderjustert. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 03637 og tabell 05963. Datakildene til SSB for disse tallene er fra Finn.no og matrikkelen.

SSB oppgir at fra første kvartal 2000 til fjerde kvartal 2001 ble boligens bruksareal (BRA) lagt til grunn i utregningen av gjennomsnittspris per kvadratmeter, mens fra og med første kvartal 2002 blir det brukt boligareal (BOA). Dette medfører at prisen før og etter fjerde kvartal 2001 ikke er direkte sammenlignbare. Jeg løser dette problemet ved å inkorporere en dummy for perioden der BOA er brukt i regresjonen. For å kontrollere forskjellen i målemetoden setter jeg BOA = 1 fra og med første kvartal 2002 og ut resten av estimeringsperioden, og BOA = 0 før første kvartal 2002. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon av nominell boligprisdata for blokkleiligheter i min observasjonsperioden som brukes i analysen senere:

Figur 15: Regionale, gjennomsnittlig nominell kvadratmeterpris for blokkleiligheter, 2000k1-2014k4



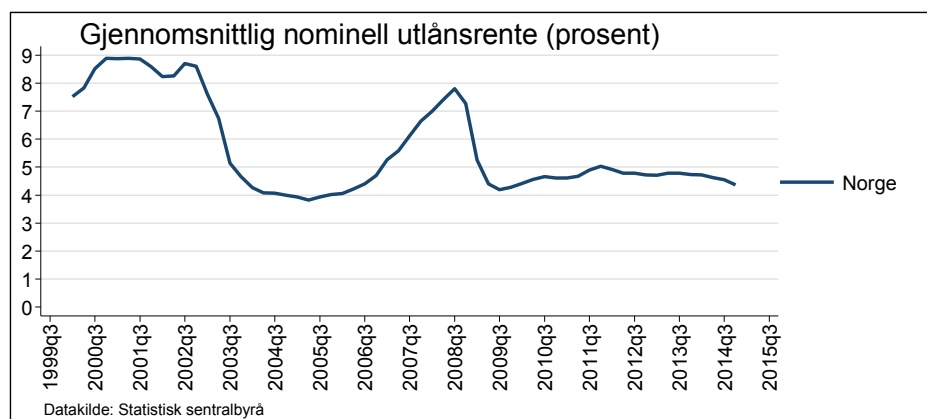
Før jeg starter å estimere boligprismodeller vil jeg konvertere nominell boligprisdata om til reelle verdier. Dette diskuteres senere i avsnitt 6.11.

6.3. Rente

Rente er ifølge tidligere studier og teorikapittelet den viktigste fundamentale faktoren for å forklare boligpriser. Det er derfor rente inkorporeres som en forklaringsvariabel i min boligprismodell. Jeg benytter meg av nasjonal data for bankenes gjennomsnittlige utlånsrente for rammelån med pant i bolig i min modell. Dette er nominell kvartalsdata som verken er sesong- eller kalenderjustert. Disse tallene er oppgitt i prosent, og jeg velger å beholde tallene på denne formen. Tallene varierer ikke mellom de geografiske inndelingene. Dette er ikke noe problem med tanke på at boliglån ikke tildeles på grunnlag av hvor i Norge enn ønsker å kjøpe bolig. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i deres tabell for norske konjunkturindikatorer. Datakildene til SSB for disse tallene er hovedsakelig fra Statens pensjonskasse og offentlig regnskapsrapportering for banker og finansieringsforetak.

Begrunnelse for at jeg velger denne statistikken er at det er denne renten konsumentene møter når de skal søke om boliglån. Denne renten vil følgelig brukes som vurderingsgrunnlag i forhold til om konsumentene har råd til å kjøpe bolig eller ikke. Det kan argumenteres for at tiårig obligasjonsrenten, eventuelt en lengre rente, er en bedre indikator for de beslutningene renten er en del av å forme hos konsumentene, ettersom boliglån tradisjonelt har en lang nedbetalingstid. Likevel velger jeg å bruke utlånsrenten fremfor obligasjonsrenten, da dette er en rente som konsumenten har muligens et bedre forhold til enn obligasjonsrenten. I tillegg fant Jacobsen og Naug (2004) at markedsrenter som obligasjonsrenten ikke ble signifikant da de estimerte modeller der kortsiktige renter også ble inkludert i deres modell. Det er også slik at lånekunder opptar lån hovedsakelig med flytende rente, og det er kun en liten prosentandel av norske boliglån som har fastrente (Finanstilsynet, 2016, s. 10). Følgelig kan det være bedre å bruke kortsiktige renter enn langsiktige renter. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon av nominell rentedata i min observasjonsperiode som brukes i analysen senere:

Figur 16: Nasjonal, bankenes gjennomsnittlige nominelle utlånsrente i Norge, 2000k1-2014k4



Før jeg starter å estimere boligprismodellen må jeg ta hensyn til at Norge i perioden jeg analyserer har hatt en marginal skatterate på kapitalinntekter og -utgifter lik 28 prosent frem til 2014, og siden 2014 ble den redusert til 27 prosent. Dette problemet løses i avsnitt 6.11. Jeg vil også transformere rentedataen om til realverdier før jeg estimerer boligprismodellen. Dette diskuteres nærmere i avsnitt 6.11.

6.4. Inntekt

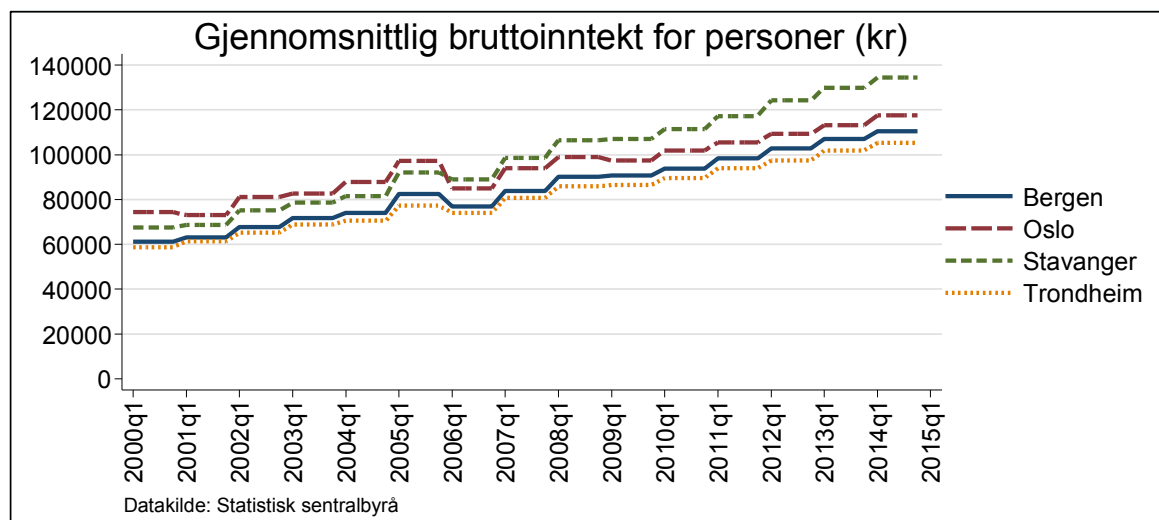
Inntekt er ifølge tidligere studier og teorikapittelet en fundamental faktor som bestemmer boligpriser. Det er derfor inntekt inkorporeres som en forklaringsvariabel i min boligprismodell. Jeg benytter regionale årlige data for gjennomsnittlig bruttoinntekt for bosatte personer 17 år og eldre. Dette er nominell data som verken er sesong- eller kalenderjustert. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 03068. Datakilden til SSB for disse tallene er fra Skattedirektoratets lønns- og trekkoppgaveregister.

Ettersom tallene er på årlig form, velger jeg å konstruere kvartalsdata for inntekt ved å dividere årsgjennomsnittet på fire. Dette medfører at kvartalsgjennomsnittene ikke vil variere innenfor samme år, men variere mellom år. Dette skaper ingen estimerings problemer, men vil følgelig skape et annet problem for den empiriske analysen. Problemet er at ettersom jeg glatter data, vil det være lite variasjon i inntekt noe som medfører at påvirkningskraften til inntekt på boligpris blir relativt liten. Siden tidligere studier og teori kapittelet fastslår at inntekt er en fundamental faktor, inkorporer jeg likevel inntekt i boligprismodellen.

Ettersom jeg skal undersøke de fire største byene i Norge, er derfor datagrunnlaget mer begrenset enn det ville vært om oppgaven min var å undersøke av hele landet. Det er vanlig å bruke aggregerte husholdningstall i denne typen modeller, men jeg finner kun årlige data for gjennomsnittlig inntekt for personer. Så lenge jeg tolker resultatene med forbehold om data som brukes i min analyse, vil det ikke utgjøre noe stor forskjell dersom jeg hadde brukt

aggregert husholdningsdata. Følgende figur viser nominell inntektsdata i min observasjonsperiode som brukes i analysen senere:

Figur 17: Regionale, gjennomsnittlig nominell bruttoinntekt for personer, 2000k1-2014k4



Figuren illustrerer at Stavanger har den bratteste inntektsveksten og det høyeste inntektsnivået fra 2006 og utover observasjonsperioden. Før jeg starter å estimere boligprismodeller vil jeg transformere de nominelle seriene om til realverdier. Dette diskuteres senere i avsnitt 6.11.

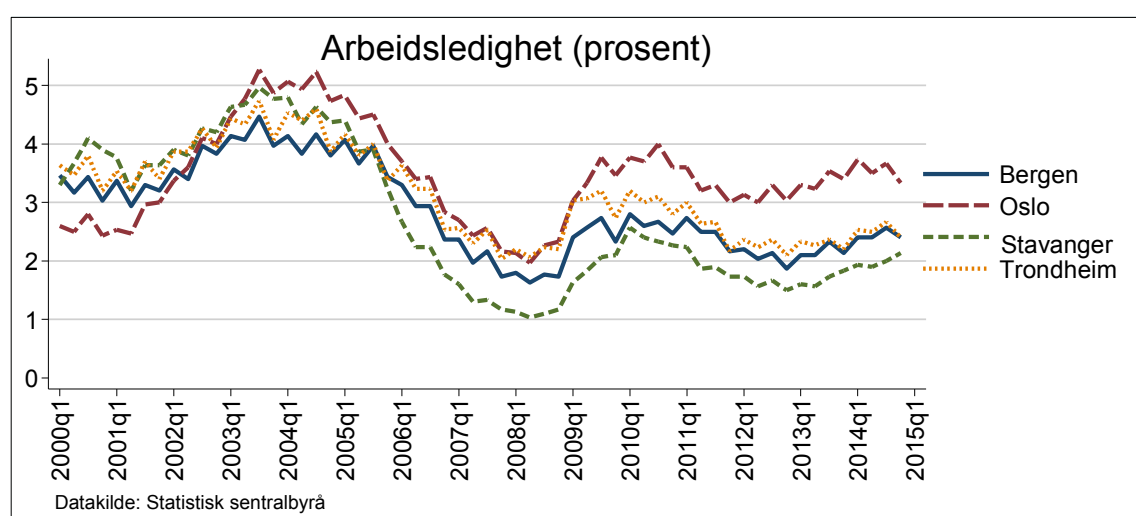
6.5. Arbeidsledighet

Ifølge tidligere studier blir arbeidsledighet sett på som en fundamental faktor som påvirker boligpriser. Det er derfor arbeidsledighet inkorporeres som en forklaringsvariabel i min boligprismodell. Jeg benytter regionale månedsdata for registrerte helt arbeidsledige personer mellom 15 til 74 år. Registrerte helt arbeidsledige vil si at personer aktivt søker arbeid ved NAV og/eller er disponible for det arbeidet som søkes. Tallene oppgis i prosent av arbeidsstyrken som er summen av sysselsatte og registrerte helt arbeidsledige. Ettersom tallene er oppgitt i prosent, velger jeg å beholde tallene på denne formen. Dataen er verken sesong- eller kalenderjustert og målingene forekommer ved utgangen av månedene. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 10540. Datakildene til SSB for disse tallene er fra NAV, arbeidskraftundersøkelsen (AKU) og Det sentrale personregisteret.

Ettersom tallene er på månedligform, velger jeg å transformere de om til kvartalsform. Fremgangsmåten og begrunnelse for dette er identisk til hva jeg gjorde tidligere for konsumprisindeksen da jeg transformerte månedsdata om til kvartalsdata i avsnitt 6.3.

Ettersom som jeg skal estimere modeller for hver av de fire største byene i Norge, er det ikke så mye data å velge mellom i forbindelse med arbeidsledighet. Selv om registrerte helt arbeidsledige er en noe streng definisjon på arbeidsledighet velger jeg likevel å bruke denne utvalgte statistikken. Dessuten er den utvalgte aldersgruppen kanskje litt bredere enn det som muligens hadde vært optimalt. Begrunnelse for dette er at de fleste over 67 år er pensjonister, og ungdommer mellom 15-18 år er ikke nødvendigvis de mest aktive og attraktive i arbeids- og boligmarkedet. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon av arbeidsledighetsdata i min observasjonsperiode som brukes analysen senere:

Figur 18: Regionale, arbeidsledighet i prosent, 2000k1-2014k4



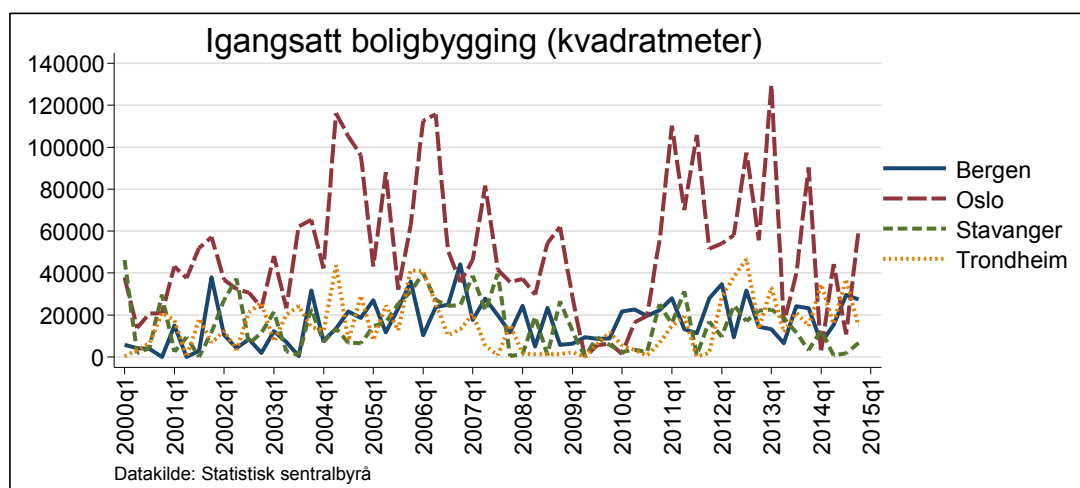
6.6. Boligbygging

Boligbygging er ifølge tidligere studier og teorikapittelet en fundamental faktor som påvirker boligpriser. Det er derfor boligbygging inkorporeres som en forklaringsvariabel i min boligprismodell. Jeg bruker regionale kvartalsdata for antall igangsatte boliger målt i kvadratmeter. Dette er data som verken er sesong- eller kalenderjustert og målingene forekommer ved slutten av kvartalet. Mer spesifikt er det antall igangsatte boligbyggingsprosjekter målt i kvadratmeter per kvartal. Data er hentet fra statistikkbanken til SSB i tabell 05889. Datakilden til SSB for disse tallene er fra matrikkelen.

I denne statistikken velger jeg å bruke bygningstype for store frittliggende boligbygg på to etasjer eller over, og stort sammenbygd boligbygg på to etasjer eller over. Årsaken til dette er at denne statistikken ikke er kategorisert med boligtypen blokkleilighet i SSB, som det derimot var i statistikken for boligpriser i avsnitt 6.2. Her antar jeg at de utvalgte boligtypene fra boligbyggingsdata skal tilsvare med boligtypen i boligprisdata i avsnitt 6.2.

Ettersom jeg ser på data for ulike byer, er det begrenset utvalg av data med tanke på at det er vanlig å benytte et mål på boligbygging i kroner i slike modeller. Likevel mener jeg at boligbygging i form av antall igangsatte prosjekter målt i kvadratmeter er et nyttig mål for boligtilbud på lang sikt, selv om det ikke tar høyde for den monetære verdien av prosjektene. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon av boligbyggingsdata i min observasjonsperiode som brukes i analysen senere:

Figur 19: Regionale, igangsett boligbygging målt i kvadratmeter, 2000k1-2014k4



6.7. Forventninger

Husholdningenes forventninger til egen og norsk økonomi vil potensielt kunne spille en stor rolle for etterspørselen etter bolig, og ifølge kapittelet om tidligere studier er den regnet som en fundamental faktor på boligpriser. Det er derfor husholdningenes forventninger til egen og norsks økonomi inkluderes som en forklaringsvariabel i min boligprismodell. I motsetning til Jacobsen og Naug (2004) og Netland (2016) som bruker data fra nasjonal trendindikator, velger jeg å bruke data fra regionfordelte trendindikatorer som basis for konstruksjon av egne forventningsindikatorer. Tallene til trendindikatorerne er hentet fra forventningsbarometeret levert av Finans Norge, og er kvartalsdata som verken er sesong- eller trendjustert.

Forventningsbarometeret er basert på spørreundersøkelser som foretas av TNS Gallup og er et samarbeidsprosjekt mellom Finans Norge og TNS Gallup. Deres datakilde er ved målinger som forekommer ved spørreundersøkelse av ca. 1000 tilfeldige landsrepresentative personer og består av fem spørsmål om egen og norsk økonomi. Svarene blir lagt sammen til en tallverdi og videre konstrueres det en felles trendindikator per kvartal for Norge.

De regionfordelte trendindikatorerne som brukes er kategorisert som følger: Oslo/Akershus trendindikator, Sør/Vestland trendindikator og Tr.lag/N-Norge trendindikator. Det vil si at jeg bruker tre ulike indikatorer, og får følgelig én trendindikator for hver by, med unntak av Bergen og Stavanger som går under region Sør/Vestland trendindikator. Disse indikatorene måles som avvik fra 0. Positive (negative) verdier indikere positive (negative) forventninger til egen og norsk økonomi. Desto høyere (lavere) verdien er desto høyere (lavere) er forventningene. Dersom en indikator er lik 0 betyr det at husholdningene i den respektive regionen har nøytrale forventninger til egen og norsk økonomi, som kan argumenteres for å være en likevekt. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon av regionfordelte trendindikatorer i min observasjonsperiode som brukes i analysen senere:

Figur 20: Regionfordelt forventningsindikator for husholdninger, 1999k1-2014k4



Denne figuren viser at forventningene til egen og norsk økonomi i stor grad har vært høye i observasjonsperioden min for samtlige regioner. Et potensielt problem med disse trendindikatorerne er at de naturlig er sterkt korrelert med arbeidsledighet og rente. Dette betyr at vi kan få et multikollinearitets problem. Dessuten er dette en bredere variabel enn ønsket, der jeg ønsker en variabel som er mer spesifikt til hver av byene jeg undersøker.

For å redusere kollinearitetsproblemet velger jeg å ta en regresjon av forventningsindikatoren til Finans Norge og TNS Gallups på data for arbeidsledighet og rente for hver by som undersøkes. Etter regresjonen kan vi trekke fra predikert verdi fra forventningsindikatoren og finne det estimerte feilledet. Dette feilledet vil da være et mål på lokale forventninger, dvs. for hver by, justert for ledighet og rente. Ettersom ledighet varierer mellom hver by, vil de estimerte feilledene være forskjellig for hver by. Denne fremgangsmåten for å konstruere forventningsvariabler uten effekt av rente og arbeidsledighet ble først brukt av Jacobsen og

Naug (2004). Jeg bruker deres metode og modell når jeg estimerer min egen forventningsindikator. Fredriksen (2007) kritiserer Jacobsen og Naug (2004) for bruken av selvkomponert formel for å transformere den justerte forventningsindikatoren som de får ut av modellen. Dessuten gir Jacobsen og Naug ingen referanse eller en forklaring på hvorfor de tar disse valgene. Det er derfor jeg velger å utelate denne transformeringen i min konstruerte forventningsindikator. Estimering og modellering av min forventningsindikator blir gjennomført senere i kapittel 7.

Med denne fremgangsmåten for å løse kollinearitetsproblemet kan jeg oppnå å få en tilstrekkelig god og grov indikator på de lokale forventningene til egen og norsk økonomi, ettersom perioden (2000-2014) jeg estimerer for var preget av nasjonale sjokk. De tre kanskje største sjokkene i perioden som påvirket hele landet var krigen i Irak omkring 2003, finanskrisen mellom 2008 og 2009, og oljepriskollapsen sommeren 2014. Ettersom jeg inkorporerer perioden 2014 med oljepriskollaps og påfølgende lokale effekter i Stavanger prøver jeg å ta hensyn til dette ved å bruke regionfordelte forventningsindikatorer.

6.8. Nominell serie og reell verdi

At en tidsserie er *nominell* betyr at vi ikke har justert for inflasjon, det vil si den generelle prisutviklingen i økonomien. En tidsserie er *reell* om vi har justert en tidsserie for inflasjon. Hovedargumentet for å transformere nominelle verdier om til realverdier er at vi justerer tidsserien for endringer forårsaket av inflasjon. Dette betyr at endringene vi observerer i serien er faktiske verdiendringer, og ikke et resultat av inflasjon. Dette støttes av Steigum (2004) som påpeker at dersom boligpriser skal sammenlignes over tid, gir det mest mening å ta hensyn til generell prisutvikling i økonomien. Dermed vil realboligpriser gi et mer riktig bilde av prisutviklingen i boligmarkedet.

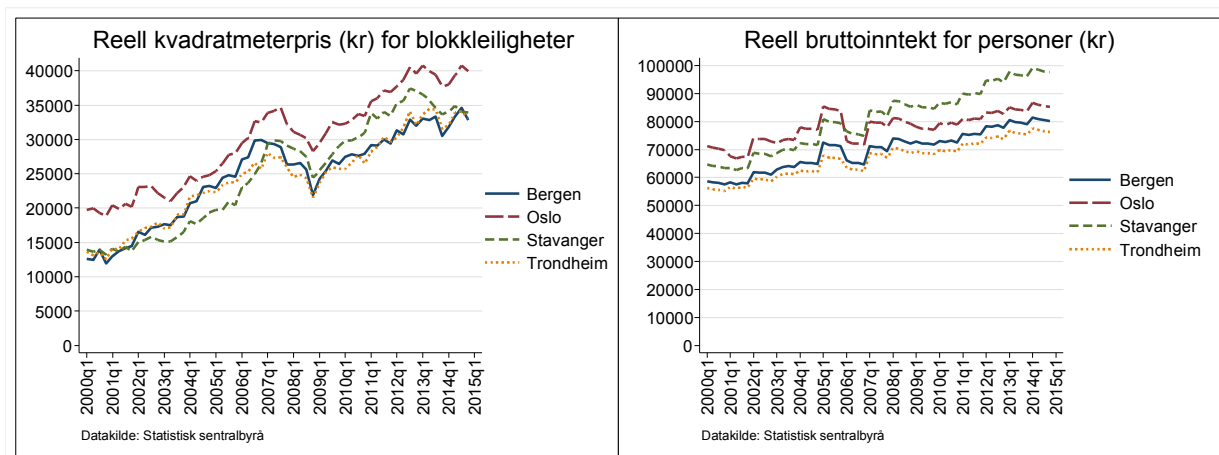
Ettersom denne oppgaven skal undersøke prisutviklingen for Norges fire største byer velger jeg derfor å transformere nominelle serier om til realverdier. Jeg velger å transformere rentedata, boligpris- og inntektsdata om til realverdier. Begrunnelsen for transformeringen er at man da kan undersøke boligprisutviklingen uten å måtte tenke på at deler av utviklingen skyldes inflasjon. Jeg velger ikke å transformere de resterende variablene om til realverdi, grunnet at disse variablene ikke måles i kroner, det vil si det ikke trengs å justeres for inflasjon. Den norske indikatoren for prisvekst er konsumprisindeksen (KPI), og data for KPI ble presentert i avsnitt 6.1.

Først transformeres nominell boligpris- og inntektsdata om til realverdier. Transformasjonen gjennomføres ved å multiplisere nominell tidsserie, x_t , med hundre og dividere dem med KPI for hver kvartal t :

$$x_t^R = \frac{x_t * 100}{KPI_t} \quad (6.1)$$

der x_t^R er reelle tidsserier. Resultat jeg får etter transformasjonen i ligning (6.1) er boligpriser og inntekt justert for inflasjon. Det vil si at vi får to nye variabler henholdsvis realboligpriser og realinntekt. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon etter transformasjon av nominell boligpris- og inntektsdata om til henholdsvis realboligpriser og realinntekt som brukes i analysen senere:

Figur 21: Regionale, gjennomsnittlig realboligpris og gjennomsnittlig realbruttoinntekt, 2000k1-2014k4



Når det gjelder rentedata må jeg både ta hensyn til inflasjon og marginal skatterate på kapitalinntekter og -utgifter. For å justerer nominell rente med inflasjon og skatt må jeg først beregne inflasjonen for hvert kvartal t :

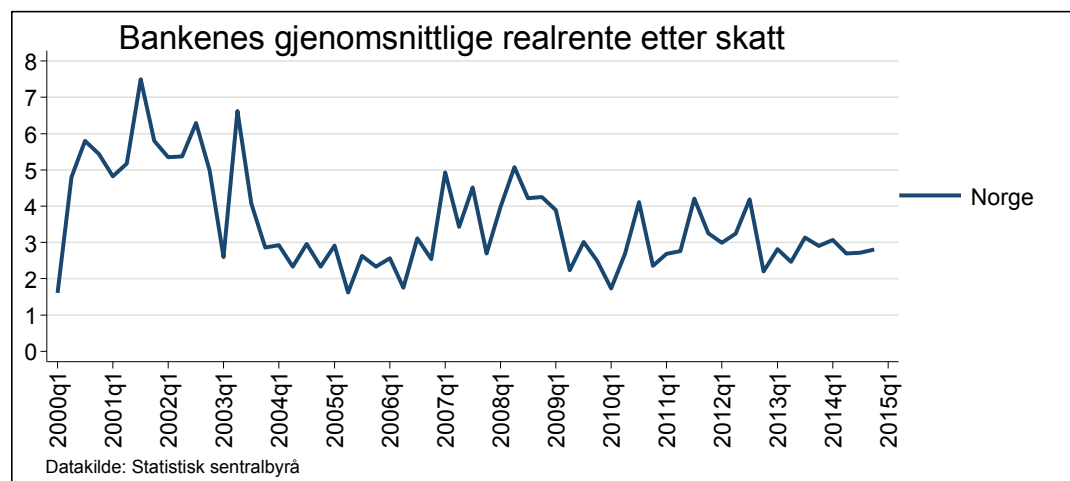
$$\left(\frac{KPI_{t+1}}{KPI_t}\right) = \pi_t.$$

der π er inflasjon. Deretter gjennomføres transformasjonen ved å multipliserer nominell rente, r_t^N , med skattesatsen, t_t^I , og legger til skattesatsen for hvert kvartal t . Deretter deles dette resultatet med inflasjon, og trekker det fra med 1 for hvert kvartal t :

$$r_t^R = \left(\frac{(1 - t_t^I) * (1 + r_t^N) + t_t^I}{\pi_t}\right) - 1$$

der r_t^R er realrente etter skatt for hver kvartal t . Jeg multipliserer sluttresultatet med hundre for å gjøre om til prosent. Det vil si at etter denne transformasjonen er nominell rente justert for skatt og inflasjon. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon etter transformasjon av nominell rentedata om til realrente etter skatt som brukes i analysen senere:

Figur 22: Nasjonal, bankenes gjennomsnittlig realutlånsrente etter skatt, 2000k1-2014k4



6.9. Variabler som ikke inkluderes i boligprismodellen

Det finnes andre variabler som kan påvirke boligpriser i tillegg til de forklaringsvariablene jeg bruker i min boligprismodell. Husholdningenes gjeld og byggekostnader er noen eksempler på dette. Ettersom det ikke eksisterer tilstrekkelig gode tall for disse variablene på bynivå, velger jeg å utelate disse variablene. Et annet eksempel er leiepriser. Begrunnelsen til at jeg utelater dette er at det ikke finnes god historisk data for leiepriser fordelt på bynivå. Dessuten er det ikke grunnlag for å påstå at leieprisene er like nok i de ulike byene til at jeg kan bruke nasjonal gjennomsnitt i stedet. Dette underbygges av SSBs leiemarkedsundersøkelse (2015) som påpeker at tallene fra år til år ikke kan sammenlignes. Begrunnelsen for dette er at SSBs leiemarkedsundersøkelser er basert på en nivåvariabelundersøkelse som skal fortelle noe om sammensetningen og leienivået av leiemarkedet på et gitt tidspunkt. Dessuten eksisterer det ikke noe fullstendig register over utleieboliger eller leietakere i Norge. Med andre ord finnes det ikke et fullstendig register over populasjonen som utvalget kan trekkes direkte fra. Ettersom jeg transformerer om de aktuelle nominelle tidsserier til realverdier, utelater jeg inflasjon som en forklaringsvariabel i min modell.

En annen variabel som utelates i min modell er befolkningsvekst. Befolkningsvekst blir sjelden regnet som en fundamental faktor for boligprisutviklingen i tidligere studier. En annen

grunn til at jeg utelater befolkningsvekst er at de tallene jeg finner på bynivå vil bli unøyaktige og nødvendigvis ikke reflektere helt hvor mange som deltar i boligmarkedet. Det er slik at i mange tilfeller er registreringsreglene ikke fulgt, det vil si personer som ikke melder om flytting. I andre tilfeller er det slik at registreringsreglene av bosted ikke gir faktisk adresse. Det viktigste eksempelet på dette er ugifte studenter som ifølge reglene skal stå oppført som bosatt i hjemmet til foreldrene. Studenter som flytter utenbys fra vil ikke nødvendigvis endre adressen til byen de studerer i, og i tillegg kan arbeidstakere fra området rundt byene jeg studerer på å ha kjøpt sekundærbolig uten å ha registrert at de er bosatt i byen. Figur 2 i kapittel 4 viser at den største andelen av befolkningen som eier sekundærbolig er par med barn over 18 år eller eldre. Følgelig kan det hevdes at dette er foreldre som hjelper sine barn inn i boligmarkedet, eller arbeidstakere som kjøper pendlerleiligheter i nærheten av arbeidsstedet. Det er intuitivt å tenke at slike boligkjøp ofte finner sted i storbyer, også i storbyer der husholdningen ikke bor primært. De tallene jeg finner for befolkningsvekst ville vært bedre egnet og blitt inkludert dersom jeg estimerte modeller for hele Norge enn regionale modeller. På bakgrunn av utelatelse av variablene nevnt over mener jeg at variablene som inkluderes i min modell er de mest interessante å undersøke på effektene av boligpriser.

6.10. Langsiktig svak eksogenitet

Økonomiske sammenhenger er som regel kompliserte, og sammenhengene påvirkes av mange variabler. Følgelig vil det være ønskelig å lage betingede modeller, der vi velger oss noen interesseparametere vi ønsker å se på effekten av. Interesseparametre og langsiktig svak eksogenitet ble forklart i avsnitt 3.4. Påvisning av svak eksogenitet kan ses på som subjektivt, og er heller basert på de variablene økonometrikeren anser som interesseparametre sammen med modellens hensikt. Jeg hevder at min modell tilfredsstillende kravet om langsiktig svak eksogenitet, da prosessen som produserer mine forklaringsvariabler på ingen måte påvirker de andre forklaringsvariablene i modellen direkte i stor grad. For eksempel vil de prosessene som bestemmer hva gjennomsnittlig utlånsrente på ingen måte direkte påvirke hvor mye boligbygging som blir igangsatt. For en fullstendig gjennomgang av langsiktig svak eksogenitet, se Dolado (1992).

Kapittel 7: Økonometrisk analyse og tester

Dette kapittelet vil estimere og tolke resultater fra den økonometriske modellen som blir utformet for å undersøke det norske boligmarkedet. Et av målene i min oppgave er å undersøke hvilke fundamentale faktorer som driver prisutviklingen i Norges fire største byer. For å drøft dette vil jeg utføre økonometriske tester for stasjonaritet, estimere boligprismodellen og tolke resultater for perioden mellom første kvartal 2000 og fjerde kvartal 2014. Dessuten vil jeg også teste for kointegrasjon og autokorrelasjon

7.1. Test for stasjonaritet

Test for stasjonaritet ble forklart i avsnitt 4.2. Det brukes en utvidet Dickey-Fuller test for å undersøke hvilken integrerings orden variablene mine har, og eventuelt om de er stasjonære. For å finne det antallet tidsforskyvninger som brukes i Dickey-Fuller testen, bruker jeg Swartzs sitt Bayesianske informasjonskriterium¹². Dette kriteriet velges for å unngå for lav testobservator, slik at variablene består stasjonaritetstesten når de egentlig ikke er stasjonære. Tabell (1) viser inndeling av byer, og likhet med boligprismodellen som estimeres senere er variablene realboligpris, realinntekt og boligbygging på logaritmisk form. Følgende tabell viser resultatene etter å ha gjennomført testen:

Tabell 1: Testresultater for stasjonaritet

Utvidet Dickey-Fuller test for stasjonaritet. Signifikans (merket*) tilsier stasjonær variabel.				
Variabel	Testobservator			
	Bergen	Oslo	Stavanger	Trondheim
In (realboligpris)	-2.293	-1.005	-1.346	-1.924
Antall tidsforskyvninger	1	1	1	1
In (realinntekt)	-1.138	-1.784	-0.867	-1.111
Antall tidsforskyvninger	1	1	1	1
Realrente etter skatt	-1.975	-1.975	-1.975	-1.975
Antall tidsforskyvninger	2	2	2	2
Forventning	-4.506 ***	-4.417***	-4.590***	-4.233***
Antall tidsforskyvninger	0	0	0	0
Arbeidsledighet	-1.319	-2.450	-1.484	-2.465
Antall tidsforskyvninger	3	3	3	4
In (boligbygging)	-6.648***	-5.857***	-7.255***	-6.668***
Antall tidsforskyvninger	0	0	0	0
Signifikansmerking:	* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.			

¹² Her brukte jeg STATA kommandoen "varsoc" for å finne antall tidsforskyvninger som inkluderes i Dickey-Fuller testen

Testresultatene fra denne tabellen viser at forventninger og boligbygging er stasjonær på 1 prosent signifikantnivå i alle byene jeg studerer. Videre finner jeg at realboligpris, realinntekt, realrente og arbeidsledighet blir stasjonære etter førstedifferensiering, dvs. integrert av førsteorden (I(1)). Etter den deskriptive presentasjonen av data i kapittel 6, er dette forventede resultater. Det er forventet ettersom realboligpris, realinntekt, realrente etter skatt og arbeidsledighet ikke beveger seg rundt et gitt nivå. Forventninger og boligbygging ser imidlertid ut til å bevege seg rundt et gitt nivå, dvs. stasjonær, også ifølge mine testresultater.

7.2. Modellering av forventninger

Før jeg begynner å estimere boligprismodellen, må jeg estimere husholdningenes forventninger for hver by. Motivasjonen bak dette er for å løse kollinearitetsproblemet, som ble diskutert i avsnitt 6.7. Denne oppgaven har ikke som mål å utlede en ny modell for forventninger i norsk økonomi. Derfor tar jeg i likhet med Jacobsen og Naug (2004) feiljusteringsmodell i ligning (5.13) i kapittel 5, og forklarer TNS Gallups forventningsindikator med rente og arbeidsledighet. Feilleddet fra modellen blir min justerte forventningsindikator. Jacobsen og Naug begrunner ikke deres fremgangsmåte, men jeg mener at en feiljusteringsmodell er velegnet for å modellere forventninger. Begrunnelsen for dette er at jeg ønsker å «rense» effekter av rente og ledighet på forventningsindikatoren, og samtidig ta hensyn til kortsiktig og langsiktig dynamikk. Som Fredriksen (2007) dropper jeg Jacobsen og Naugs selvkomponerte formel, der feilleddet blir kjørt igjennom før implementering i boligprismodellen. Ettersom vi har etablert at de aktuelle variablene er enten stasjonære eller integrert av første orden i avsnitt 7.1, kan vi bruke en feiljusteringsmodell. Dette ble diskutert i kapittel 5. Ut ifra ligning (5.13) ser vi at å ta regresjon av differensiert forventningsindikator på differensierte forklaringsvariabler, og tidsforskjøvet avhengig og uavhengig variabler får vi feiljusteringsmodellen.

Jeg bruker det estimerte feilleddet fra feiljusteringsmodellen for husholdningenes forventninger direkte i min boligprismodell. Følgelig velger jeg å estimere én feiljusteringsmodell for hver av byene, basert på data presentert i avsnitt 6.7. Det vil si at jeg forklarer Finans Norge og TNS Gallups regionfordelte forventningsindikator ($TNSforv_t$) med realrente etter skatt ($Rente_t$) og arbeidsledighet ($Ledighet_t$). Dette ble forklart i avsnitt 6.7. Følgende modellspesifikasjon benyttes når jeg modellerer forventningene:

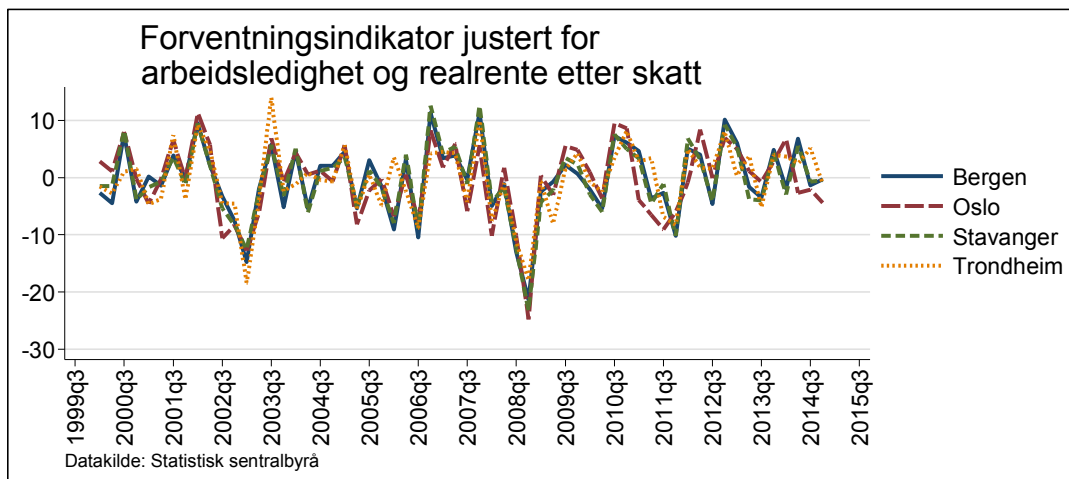
$$\begin{aligned} \Delta TNSforv_t = & \delta_0 + \delta_1 \Delta Rente_t + \delta_2 \Delta Ledighet_t + \delta_3 TNSforv_{t-1} \\ & + \delta_4 Rente_{t-1} + \delta_5 Ledighet_{t-1} + \delta_6 Sesong1 \\ & + \delta_7 Sesong2 + \delta_8 Sesong3 + e_t. \end{aligned} \quad (7.1)$$

der t er tidsperiode per kvartal, Δ = førstedifferanse og e_t er et feilledd.

Her inkluderes tre dummyvariabler for sesonger: *Sesong 1*, *Sesong 2* og *Sesong 3*. Henholdsvis representerer de vårsesong, sommer- og høstsesong. Følgelig er vintersesong referansepunktet, som betyr at vi sammenligner de andre sesongene i forhold til vintersesongen. Dette kontrollerer for sesongvariasjon i modellen. Dette ble diskutert i avsnitt 5.4.

Tabell med regresjonsresultater for ligning (7.1) finnes i appendiks (A.3). Det estimerte feilleddet (\hat{e}_t) fra hver av de fire modellene vil være en by-spesifikk forventningsindikator for husholdningenes forventninger til egen og norsk økonomi, hvor effekter av rente og ledighet er «renset» bort. Følgelig er \hat{e}_t forventningsindikator for hver by som jeg bruker som en forklaringsvariabel i min boligprismodell. Forventningsindikatoren jeg konstruerer representerer altså de uobserverte forholdene som er med på å danne forventninger rundt egen og norsk økonomi. Følgende figur viser en deskriptiv presentasjon av regionale konstruerte forventningsindikatorer justert for rente og arbeidsledighet:

Figur 23: Egen konstruert forventningsindikator, etter by, 2000k1-2014k4



Denne figuren viser at forventningsindikatorerne er varierende fra år til år, og viser en eksplisitt negativ nedgang av effektene til finanskrisen. Indikatorerne viser ikke store forskjeller mellom byene, noe som gir mening ettersom forskjellene i de regionfordelte forventningsindikatorerne fra Finans Norge og TNS Gallup ikke var veldig store ifølge figur 20 i kapittel 6. Dessuten er forskjellene i arbeidsledighet heller ikke så store i min

observasjonsperiode ifølge figur 18 i kapittel 6. I tillegg er renten som benyttes i estimeringen, basert på nasjonal data, og bidrar derfor ikke til å skape ulikheter mellom byene.

7.3. Estimering av feiljusteringsmodell for boligpriser

Jeg ønsker å undersøke prisutviklingen i Norges fire største byer. Jeg estimerer én feiljusteringsmodell med minste kvadraters metode i ett-steg for hver by med regionale boligpriser og fundamentale faktorer som forklaringsvariabler. Dette gir meg muligheten til å undersøke både kortsiktige og langsiktige sammenhenger, og undersøke hvor hurtig avviket fra likevekten justeres inn. Dessuten åpner det muligheten til å sammenligne forklaringskraft samt påvise at variablene mine er kointegrerte. En estimering av feiljusteringsmodellen for hver by gir meg muligheten til å studere koeffisientestimatene, og samtidig hente ut predikerte verdier spesifikt for hver enkelt by.

Tidligere i avsnitt 7.1 etablerte jeg at de aktuelle variablene er enten stasjonære, eller integrert av første orden. Derfor kan vi bruke en feiljusteringsmodell, noe som ble diskutert og gjennomgått i avsnitt 4.4. Ut ifra ligning (5.13) i samme avsnitt kan vi se at å bruke differensiert boligpris på differensierte forklaringsvariabler, og tidsforskjøvet avhengig og uavhengig variabler får vi feiljusteringsmodellen. Banerjee et. al. (1993) påpeker at en står fritt til å utelate noen variabler i den kortsiktige sammenhengen dersom situasjon tilsier at dette er naturlig. Derfor velger jeg følgelig å utelatte boligbygging på endringsform i modellen. Begrunnelsen for dette er at ifølge teorikapittelet og tidligere studier tar det lang tid før boligbygging slår ut i etterspørsel, og følgelig markedsprisen. Dessuten velger jeg å bruke logaritmen i estimeringen på noen variabler. Dette er vanlig å gjøre for de variablene jeg bruker i min modell.

I feiljusteringsmodellen for hver by settes realboligpriser ($Boligpris_t$) som avhengig variabel, med følgende forklaringsvariabler: realrente etter skatt ($Rente_t$), realinntekt ($Inntekt_t$), arbeidsledighet ($Ledighet_t$), boligbygging ($Boligbygg_t$) og egen konstruert forventningsvariabel ($Forv_t$) som vi fant i avsnitt 7.2. Denne modellspesifikasjonen til Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim er tilsvarende det teori om feiljusteringsmodeller tilsier er riktig og blir som følger:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{Boligpris})_t = & \alpha_0 + b_1 \Delta \text{Rente}_t + b_2 \Delta \ln(\text{Inntekt})_t + b_3 \Delta \text{Ledighet}_t \\ & + b_4 \Delta \text{Forv}_t + c \ln(\text{Boligpris})_{t-1} + d_1 \text{Rente}_{t-1} \\ & + d_2 \ln(\text{Inntekt})_{t-1} + d_3 \text{Ledighet}_{t-1} + d_4 \ln(\text{Boligbygg})_{t-1} \\ & + d_5 \Delta \text{Forv}_t + \mu_5 \text{BOA} + \mu_6 \text{Finanskriserise} + \mu_7 \text{Sesong1} \\ & + \mu_8 \text{Sesong2} + \mu_9 \text{Sesong3} + u_t, \end{aligned}$$

der Δ = førstedifferanse, \ln = logaritme og u_t er et feilledd.

Her uttrykker koeffisientene b_i kortsiktige sammenhenger, c er feiljusteringsparameteren og d_i er de langsiktige koeffisientene som er forklart i avsnitt 4.4. I tillegg uttrykker koeffisientene μ_i effekter av dummyvariabler som jeg benytter i min boligprismodell. Totalt inkorporeres det fem dummyvariabler. Variabelen *BOA* er en dummy som er lik 1 for perioden fra og med første kvartal 2002 og ut resten av estimeringsperioden, og *BOA* lik 0 ellers. Denne dummyvariabelen tar høyde for målemetoden for boligpriser som ble endret fra og med første kvartal 2002. Variabelen *Finanskriserise* er en dummy som er lik 1 i perioden mellom første kvartal 2008 og fjerde kvartal 2009, 0 ellers Dette er med for å forsøke å kontrollere effektene av finanskrisen. Til slutt inkorporeres tre dummyvariabler for sesonger for å kontrollere for sesongvariasjon, som i ligning (7.1).

Senere undersøker jeg effekten av de ulike fundamentale forklaringsvariablene på den avhengige variabelen, men først vil jeg påvise at modellene mine unngår de vanligste problemene i tidsserieøkonometri. Tester og de vanlige problemene i tidsserieøkonometri ble forklart i kapittel 5. Jeg estimerer én feiljusteringsmodell for hver by og tar vare på feilleddene for å teste for autokorrelasjon med Ljung-Box. Burns (2002) understreker at det er fordelaktig med kvartalsdata å få med hver sesong to ganger når man bruker testen. På bakgrunn av Burns poengtering bruker jeg derfor 8 tidsforskyvninger i testen, dvs. 8 kvartaler eller to år, for å holde antall tidsforskyvninger relativt lavt i forhold til utvalgsstørrelsen på 59. Følgende tabell viser resultater av Ljung-Box test for autokorrelasjon for hver by:

Tabell 2: Testresultater av Ljung-Box test for autokorrelasjon

Feilledd	Testobservator	P-verdi
Feilledd Bergen	5.8213	0.6672
Feilledd Oslo	4.3962	0.8197
Feilledd Stavanger	6.1710	0.6281
Feilledd Trondheim	11.5389	0.1730

Nullhypotesen sier at feilleddet er hvit støy, det vil si ingen autokorrelasjon i feilleddet.

Ettersom jeg brukes 8 tidsforskyvninger i testen blir den kritiske verdien på 5 %

signifikansnivå og 8 frihetsgrader lik 15.51, der vi finner den kritiske verdien i χ^2 -fordelingen. Testresultatene fra tabell 2 viser følgelig ingen autokorrelasjon i feilleddet på 5 % nivå for samtlige byer. Følgelig beholdes nullhypotesen om hvit støy for disse feilleddene, og unngår det vanlige problemet med autokorrelasjon i mine modeller. Følgende tabell viser regresjonsresultater fra estimering av de fire feiljusteringsmodellene.

Tabell 3: Regresjonsresultater av boligprismodellen, etter byer, standardfeil i parentes

	Variabel	Bergen Koeffisient	Oslo Koeffisient	Stavanger Koeffisient	Trondheim Koeffisient
Kortsiktig dynamikk	$\Delta Rente_t$	-0.022 (0.016)	-0.059*** (0.013)	-0.008 (0.012)	-0.040** (0.017)
	$\Delta \ln Inntekt_t$	-0.520* (0.285)	0.191 (0.133)	-0.190 (0.230)	0.094 (0.331)
	$\Delta Forv_t$	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001 (0.001)
	$\Delta Ledighet_t$	-0.021 (0.044)	-0.092*** (0.029)	-0.013 (0.020)	-0.045 (0.044)
Feiljusterings-Parameter	$\ln Boligpris_{t-1}$	-0.233** (0.095)	-0.176*** (0.052)	-0.177** (0.084)	-0.281** (0.124)
Langsiktig likevekt-sammenheng	$\ln Inntekt_{t-1}$	-0.045 (0.166)	-0.019 (0.098)	-0.002 (0.142)	0.128 (0.228)
	$Rente_{t-1}$	-0.022** (0.009)	-0.018*** (0.006)	-0.015*** (0.004)	-0.018* (0.009)
	$Forv_{t-1}$	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003** (0.001)
	$Ledighet_{t-1}$	-0.042* (0.001)	-0.053*** (0.014)	-0.032** (0.013)	-0.045 (0.028)
	$\ln Boligbygg_{t-1}$	0.001 (0.004)	-0.004 (0.002)	0.002 (0.003)	0.000 (0.003)
Dummy-variabler	BOA	0.074* (0.040)	0.074*** (0.024)	0.041** (0.020)	0.053 (0.040)
	Finanskrise	-0.036* (0.019)	-0.053*** (0.015)	-0.021 (0.016)	-0.025 (0.020)
	Sesong 1	0.090*** (0.027)	0.055*** (0.017)	0.052*** (0.016)	0.062 (0.042)
	Sesong 2	0.040** (0.015)	0.027** (0.012)	0.004 (0.011)	0.045** (0.019)
	Sesong 3	0.076*** (0.025)	0.078*** (0.020)	0.027** (0.013)	0.077** (0.032)
	Konstantledd	2.992 (1.792)	2.264** (0.949)	1.923* (1.061)	1.573 (2.306)
	Observasjoner	59	59	59	59
	R^2	0.654	0.686	0.681	0.557
	Justert R^2	0.533	0.576	0.569	0.402
Test for feilleddene	DF-testobservator	-7.965***	-6.913***	-7.149***	-7.005***
	Ljung-Box testobservator	5.8213	4.3962	6.1710	11.5389
	Signifikansmerking:	* p<0.1,	** p<0.05,	*** p<0.01.	

Denne tabellen viser inndeling av byer og kategoriserte variabler, henholdsvis kortsiktig dynamikk, feiljusteringsparameter, langsiktig likevektsammenheng, dummy variabler og test for feilleddene. Her tolkes de tre første kategoriene som forklart i avsnitt 5.4, mens koeffisientestimatene til dummyvariablene tolkes som nivåforskjeller i de periodene der de respektive dummyene er lik 1. Den siste kategorien viser testobservator til to statistiske tester for feilleddene.

En annen viktig dimensjon er å påvise at vi har kointegrerte variabler. Dette ble forklart i avsnitt 5.4. Feiljusteringsparameteren, og testobservatoren fra Dickey-Fuller testene på modellenes feilledd, er statistisk signifikante på 5 % nivå i alle fire modellene. Disse resultatene kan vi se i tabell 3 ovenfor. På bakgrunn av testresultatene er variablene jeg bruker kointegrerte i modellene mine, derav har vi en gyldig feiljusteringsspesifikasjon. Ut ifra tidligere studier er dette et forventet resultat. Et annet vanlig problem i tidsserieregresjon er spuriøse regresjoner. Etersom jeg har påvist at mine variabler er kointegrerte, og er enten stasjonære eller integrert av første orden i avsnitt 7.1, betyr det at vi unngår problemer med spuriøse regresjoner. Dessuten viser modellresultatene at forklaringskraften for byene er mellom 55,7 og 68,6 %. Dermed er ikke forklaringskraften kunstig høy mht. mistanke om spuriøsitet i regresjonsanalysen. Dermed unngår mine modeller de vanligste problemene i tidsserieøkonometri.

Før jeg går i gang med tolkning av regresjonsresultater må det understrekes at koeffisientestimatene i den kortsiktige delen kan tolkes som direkte økonomiske effekter. Koeffisientestimatene fra den langsiktige likevektsammenheng kan imidlertid ikke tolkes som direkte økonomiske effekter. Det er derfor vi må beregne hvordan den langsiktige effekten fordeles seg utover fremtidige perioder. Denne fordelingen forekommer i henhold til feiljusteringshastigheten målt i koeffisientestimatet til feiljusteringsparameteren (c). For å beregne langsiktig økonomisk effekt brukes formelen som ble forklart da vi utledet feiljusteringsmodellen i ett-steg i avsnitt 5.4:

$$\beta = \frac{-d}{c}$$

Her er β de langsiktige koeffisientene, d er koeffisientene fra den langsiktige sammenhengen, mens c er feiljusteringsparameteren. β tolkes som den langsiktige økonomiske effekten.

Koeffisientestimatene \hat{d} og \hat{c} brukes for å beregne den langsiktige effekten¹³, og disse estimatene er basert på regresjonsresultatene fra tabell 3. Følgende tabell viser den langsiktige økonomiske effekten som er beregnet med tall fra tabell 3 for hver by og variabler.

Tabell 4: Resultater for langsiktig økonomisk effekt, etter by, standardfeil i parentes

	Variabel	Bergen Koeffisient β	Oslo Koeffisient β	Stavanger Koeffisient β	Trondheim Koeffisient β
Langsiktig økonomisk effekt	Rente	-0.0928*** (0.0303)	-0.1029*** (0.0262)	-0.0869** (.0397)	-0.0657*** 0.0248)
	Inninntekt	-0.1943 (0.7473)	-0.1106 (0.5776)	-0.0085 (0.8050)	0.4559 (0.7379)
	Forv	0.0063 (0.0065)	0.0102* (0.0054)	0.0166* (0.0087)	0.0098 (0.0066)
	Ledighet	-0.1797** (0.0732)	-0.3022*** (0.0464)	-0.1821*** (0.0570)	-0.1594** (0.0743)
	Inn Boligbygg	0.0026 (0.0180)	-0.0207 (0.0132)	0.0105 (0.0192)	0.0005 (0.0110)
Signifikansmerking:		* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.			

Disse effektene fra tabell 4 kan ses på som den langsiktige likevektsammenhengen, og det er denne tabellen jeg vil referere til når jeg tolker koeffisientestimatene i den langsiktige likevektsammenhengen i neste avsnitt. Likevekt kan tolkes som balanse mellom tilbud og etterspørsel i boligmarkedet. Vi kan ikke bastant påstå at boligprisen som anslås her er den faktiske likevektsprisen, ettersom hele økonomien ikke er modellert i denne oppgaven. Likevel mener jeg at det er rimelig å anta at de fundamentale forklaringsvariablene jeg modellerer i denne oppgaven er en viktig del av hvordan boligprisene konvergerer mot en likevekt på lang sikt. Denne prosessen er beskrevet i den enkle teoretiske boligprismodellen i kapittel 3.

7.4. Tolkning av modellens koeffisientestimer

Dette avsnittet vil gjennomgå koeffisientestimatene til de ulike fundamentale forklaringsvariablene som er benyttet i modellene mine. Jeg vil undersøke hvordan fundamentale faktorer påvirker boligprisene for blokkleiligheter i byene, i tillegg til å gi en mer helhetlig presentasjon av funnene. Når jeg tolker koeffisientestimatene på den kortsiktige sammenhengen vil det henvendes til tabell 3, mens jeg vil referere til tabell 4 når jeg tolker koeffisientestimatene i den langsiktige likevektsammenhengen.

¹³ Her brukte jeg STATA kommandoen «nlcom» for beregne de langsiktige koeffisientene (β) for hver by med hensyn på hver variabel. Denne kommandoen regner også ut standardfeil og p-verdier for hver β .

7.4.1. Feiljusteringsmekanismen

Feiljusteringsparameteren er en sentral egenskap ved slike feiljusteringsmodeller, og er representert i min modell ved koeffisienten til $\ln(\text{Boligpris})_{t-1}$. Jeg har tidligere argumentert for at disse koeffisientene må være statistisk signifikante og ligge mellom 0 og -1 for at modellen skal være brukbar. Dette ble påvist i avsnitt 7.2. Med feiljusteringsparameteren kan vi beregne såkalt halveringstid til de ulike byene. *Halveringstid* er definert som hvor lang tid det tar før halvparten av et eventuelt avvik er justert inn igjen. For å finne og beregne halveringstiden bruker vi følgende formel (Bernhardsen og Røiseland, 2000, s. 191):

$$\frac{\ln(0,5)}{\ln(1 - c_i)}$$

Her uttrykker c_i koeffisienten til feiljusteringsparameteren i de respektive byene fra tabell 3. Ut ifra denne formelen finner jeg at avviket justeres raskest inn i modellen for Trondheim Oslo, der halveringstiden blir ca. 2.80 kvartal. Det betyr at det tar omtrent 8 måneder før et avvik i boligpris fra likevekt på 1 % har blitt redusert til 0,5 %, ceteris paribus. Justering går tregest i Oslo ifølge mine resultater, der halveringstiden er omtrent lik 4.27 kvartal, altså ca. 13 måneder. Halveringstiden i Bergen og Stavanger er henholdsvis omtrent 10 og 12 måneder. Følgelig er halveringstiden raskere i Trondheim enn resten av de tre andre byene.

7.4.2. Realrente etter skatt

Realrente etter skatt inngår i modellen, basert på nasjonal data. Det vil si at renteeffekten kan sammenlignes i byene som undersøkes. Koeffisientestimaterne er statistisk signifikant i Oslo og Trondheim på den kortsiktige delen. En økning i rentenivå tilsvarende 1 prosentpoeng fra en periode til neste vil gi en kortsiktig negativ endring i boligprisene for Oslo og Trondheim tilsvarende henholdsvis 5.9 % og 4 %.

Resultatene på lang sikt viser statistisk signifikant koeffisientestimerer for rente i samtlige byer. En økning i rentenivå tilsvarende 1 prosentpoeng fra en periode til neste redusere boligprisene i den langsiktige likevekten for Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim med henholdsvis 9.28 %, 10.29 %, 8.69 % og 6.57 %. Dette er hypotetisk ettersom at den norske sentralbanken lite sannsynlig vil sette opp renten med så mye i løpet av et kvartal. Vi ser at renteeffekten som estimeres ikke er så forskjellig mellom byene.

Resultatene viser også at i Oslo og Trondheim påvirker renten boligprisene med større kraft på kort sikt enn på lang sikt. Dette kalles for "overshooting" (Jacobsen og Naug, 2004). Det vil si at effekten på kort sikt er overdrevet i forhold til den effekten renteendringen vil ha på

lang sikt. En slik effekt trenger ikke være et tegn på en boligboble, men vil tilsa at prisstigningen på kort sikt ved en reduksjon i renten overstiger den langsiktige endringen i fundamentalverdien bestemt av min forklaringsvariabler, gitt at renteendringen er permanent. Vi merker oss at alle signifikante koeffisientestimater har negativ fortegn, noe som stemmer med økonomisk teori.

7.4.3. Realinntekt

At inntektsøkning har en positiv effekt på boligprisene er omtrent som etablert fakta å regne innen økonomi. På tross av dette viser resultatene ingen statistisk signifikant koeffisientestimat for dette i mine modeller på lang sikt. Resultatene viser imidlertid på kort sikt 1 koeffisientestimat for Bergen som er statistisk signifikant på 10 % nivå. En økning i inntekt tilsvarende 1 prosentpoeng fra en periode til neste vil gi en kortsiktig negativ endring i boligprisene for Bergen tilsvarende 5.20 %. Den er riktig nok bare signifikant på 10 % nivå, noe som gjør at jeg ikke legger for mye vekt på resultatet.

Dette er ikke uforventet resultat med tanke på at inntektsvariabelen jeg bruker ikke er optimal. Som nevnt i kapittel 6 bruker jeg årlige data for inntekt, og etter transformeringen fra årlige data om til kvartalsdata ender jeg opp med ingen variasjon i tre av fire kvartaler. Årsaken til at jeg får 1 signifikant koeffisientestimat kan være på grunn av transformasjonen fra nominell inntekt om til realinntekt. Der transformasjon om til realinntekt vil gi litt variasjon mellom kvartaler, ettersom det reelt sett er på grunn av ulik inflasjon i disse kvartalene.

Vi legger merke til at de fleste koeffisientestimatet har negativt fortegn, noe som ikke stemmer med økonomisk teori, der en inntekts økning fører til høyere boligpriser. Jeg mener likevel at inntekt bør inkluderes i modellen ettersom effekten den har på boligpriser er såpass sterkt forankret i økonomisk teori. På grunnlag av manglende statistisk signifikans vil jeg ikke gå nærmere inn på effektene inntekt har på boligpriser i min modell.

7.4.4. Forventninger

Når jeg tolker effekten av forventning på boligpriser er det helt konkret en tenkt økning i den konstruerte forventningsvariabelen som betyr noe. Det er viktig å presisere at dette er forventninger knyttet til andre forhold enn rente og ledighet i dag, ettersom vi justerte forventningsvariabelen for disse. Denne forventningsvariabelen kan fange opp effekter av for eksempel endrede politiske forhold, endrede utsikter for norsk økonomi og negative sjokk som krig og terror (Jacobsen og Naug, 2004). Forventningsvariabelen er basert på veldig abstrakte forhold, noe som gjør detaljert numerisk tolkning lite intuitiv.

Resultatene viser statistisk signifikant koeffisientestimat for forventninger i Stavanger på den kortsiktige delen. En økning i forventninger tilsvarende én enhet fra en periode til neste gir en kortsiktig positiv endring i boligprisene for Stavanger med 0.2 %. Resultatene viser statistisk signifikant koeffisientestimater på 10 % nivå for forventninger i Oslo og Stavanger på lang sikt. En økning i forventningsnivå tilsvarende én enhet fra en periode til neste øker boligprisene i den langsiktige likevekten for Oslo og Stavanger med henholdsvis 1.02 % og 1.66 %. Med dette kan vi konstatere at forventninger har en svak, men statistisk signifikant positiv påvirkning på boligprisene i byene både i den kortsiktige og langsiktige delen. Dette stemmer med også økonomisk teori. Dersom folk generelt har høyere forventninger til egen og norsk økonomi vil dette gi høyere incentiver til økt deltakelse i boligmarkedet. En mulig forklaring for denne beskjedne effekten kan være at estimeringsperiodens kanskje største sjokk, finanskrisen, blir kontrollert for i en dummyvariabel. Eventuelt kan en årsaksforklaring være at bolig blir sett på som en av de sikreste alternativene å investere kapital i.

7.4.5. Arbeidsledighet

Resultatene viser statistisk signifikant koeffisientestimat for arbeidsledighet i Bergen på den kortsiktige delen. En økning i ledighet tilsvarende 1 prosentpoeng fra en periode til neste vil gi en kortsiktig negativ endring i boligprisene for Bergen tilsvarende 9.2 %. Resultatene på lang sikt viser statistisk signifikant koeffisientestimater for ledighet i samtlige byer. En økning i ledighetsnivå tilsvarende 1 prosentpoeng fra en periode til neste reduserer boligprisene i den langsiktige likevekten for Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim med henholdsvis 17.97 %, 30.22 %, 18.21 % og 15.94 %.

Følgelig viser resultatene at en økning i ledighet har en negativ effekt på boligpriser. Dette stemmer godt overens med forventningene fra økonomisk teori. Effekten av arbeidsledighet på boligprisene er altså mer nesten dobbelt så sterk i Oslo som i Trondheim på lang sikt ifølge mine resultater. Det kan være flere grunn til at arbeidsledighet har en sterk påvirkning på boligprisene. Renten er såpass lav gjennom hele estimeringsperioden at endringer der ikke nødvendigvis får så dramatiske konsekvenser. Dette ser vi på koeffisientestimatene til realrenten etter skatt som er muligens lav, som vil medføre at 1 prosentpoeng økning ikke vil gi de store utslagene i folks økonomi. En økning i arbeidsledighet tilsvarende 1 prosentpoeng vil derimot være dramatisk. I tillegg til at de som blir arbeidsledige får sin inntekt drastisk redusert, vil høyere arbeidsledighetsnivå også slå kraftig ut i folks generelle forventninger til norsk økonomi. Usikkerheten vil mest sannsynlig bre seg også til de som ikke er

arbeidsledige, og slå negativt ut i boligetterspørsel. Jeg mener dette er en viktig del av årsaken til at boligprisene synker i Stavanger i disse dager.

7.4.6. Boligbygging

Boligbygging blir i litteraturen regnet som en fundamental faktor som påvirker boligprisene. Forventningen fra den teoretiske boligprismodellen i kapittel 3 er at boligbygging vil påvirke prisen negativt gjennom økt boligtilbud. Til tross for dette viser resultatene ingen statistisk signifikant koeffisientestimer for boligbygging i samtlige byer som undersøkes. I motsetning til forventningene fra økonomisk teori er 3 av 4 koeffisientestimer positiv selv om de ikke er signifikante. Dette tilsier at i min modell vil økt boligtilbud føre til en økning i boligprisene. En mulig grunn til positivt koeffisientestimat kan være at boligbygging er såpass lav at når prosjekter først blir igangsatt fører dette til at enda flere ønsker å delta i boligmarkedene. Eksempelvis kan vi se for oss at folk bosatt i distriktene kan se på økt boligbygging som en mulighet til å flytte til byen. En beskjedne økning i boligbygging i et område med høyt etterspørselspress vil muligens ikke ha den negative påvirkningskraften på boligprisene teorien skulle tilsi.

Først og fremst må det påpekes at boligbygging målt i antall kvadratmeter heller enn i monetær verdi potensielt sett kan gi et skjevt bilde på hvor mye ressurser som faktisk blir investert i boligbygging. Dette fordi vi ikke vil ha noe måte å skille mellom om det er en flott blokkleilighet på byens beste vestkant eller en liten blokkleilighet i et mindre populært strøk som blir oppført. Disse forholdene blir kontrollert for i realboligprisstatistikken jeg benytter, men blir naturlig nok ikke det i en nivåstatistikk over antall igangsatte kvadratmeter. I tillegg til dette vil boligbygging naturlig nok ha en viss risiko for *simultanitet*¹⁴ ved bruk som forklaringsvariabel i en boligprismodell. Dette ettersom høyere boligpriser vil gi incentiver for entreprenører å bygge flere boliger. Dette problemet trenger ikke nødvendigvis være stort i min modell, da boligbygging kun benyttes på tidsforskjøvet form for å forklare boligprisene på lengre sikt. På grunn av disse begrensningene vil jeg være veldig forsiktig når jeg skal forsøke å konkludere med noe.

På tross av problemene jeg har gjennomgått mener jeg boligbygging bør inkluderes i modellen, som følge av at økonomisk teori er såpass klar på at boligbygging påvirker boligpriser. Denne sammenhengen forklarte jeg i den teoretiske boligprismodellen i kapitel 3.

¹⁴ *Simultanitet* er et problem, og er definert som at minst en forklaringsvariabel i multilineære regresjonsmodeller er bestemt samtidig med den avhengige variabelen.

7.4.7. Dummyvariabler

I min boligprismodell inkorporeres fem dummyvariabler for å kontrollere for ulike forhold:

Tabell 5: Regresjonsresultater av boligprismodellen for dummyvariabler

Variabel	Bergen Koeffisient	Oslo Koeffisient	Stavanger Koeffisient	Trondheim Koeffisient
BOA	0.074* (0.040)	0.074*** (0.024)	0.041** (0.020)	0.053 (0.040)
Finanskrise	-0.036* (0.019)	-0.053*** (0.015)	-0.021 (0.016)	-0.025 (0.020)
Sesong 1	0.090*** (0.027)	0.055*** (0.017)	0.052*** (0.016)	0.062 (0.042)
Sesong 2	0.040** (0.015)	0.027** (0.012)	0.004 (0.011)	0.045** (0.019)
Sesong 3	0.076*** (0.025)	0.078*** (0.020)	0.027** (0.013)	0.077** (0.032)

Hva disse variablene kontrollerer for og hvorfor jeg har valgt å inkorporere dem har jeg gjennomgått i avsnitt 7.2 og 7.3. BOA er en dummy for å kontrollere for at målemetoden for boligprisene endret seg fra og med første kvartal 2002. Jeg vil si at det er et sunnhetstegn for min modell for at koeffisientestimatene for BOA varierer såpass lite mellom byene.

Dummyvariabelen som kontrollerer for effekten av finanskrisen er interessant, selv om det kun finnes statistisk signifikant koeffisientestimat for Bergen og Oslo. Alle byene som undersøkes har en negativ koeffisient noe som tyder på at boligprisene i byene hadde en negativ effekt fra finanskrisen. Oslo har størst negativ koeffisientestimat. Dette kan potensielt tyde på at boligprisene i Oslo ble mer påvirket av effektene fra finanskrisen enn i resten av byene. Stavanger har minst effekt fra finanskrisen ifølge mine resultater selv om den ikke er statistisk signifikant. Dette kan potensielt tyde på at boligprisene i Stavanger ble mindre påvirket av effektene fra finanskrisen enn i resten av byene. Denne påstanden kan til en viss grad underbygges ved å se på den grafisk presentasjon i figur 21 i kapittel 6. I følge denne figuren ser det ut som om realboligprisfallet rundt år 2009 var mindre markert i Stavanger enn det var i resten av byene. I boligprismodellen inkorporerer jeg også dummyvariabler for å kontrollere for sesongvariasjon. Vi ser at alle sesongvariablene som er statistisk signifikante har positivt fortegn, noe som gir en mening da det er vintersesongen, dvs. sesongen der det er minst fart i boligmarkedet, som er brukt som base.

7.5. Sammendrag og diskusjon av boligprismodellen

Jeg har estimert fire feiljusteringsmodeller, én for hver by, som forklarer prisene på blokkleiligheter forklart av fundamentale forklaringsvariabler. Alle fire modellene har

tilstrekkelig god forklaringskraft og har koeffisientestimat som i stor grad stemmer med den forventningen vi kan danne oss ut ifra økonomisk teori. Statistiske tester gir resultater som tilsier at modellen har de ønskede egenskapene. Resultatene viser at rente og arbeidsledighet er de to faktorene som har størst effekt på prisene på blokkleiligheter.

Dersom jeg skal kritisere egen modell, er det spesielt to punkter som potensielt kan skape problemer. Først og fremst er en observasjonsperiode på 14 år (60 kvartaler) relativt kort når en sammenligner med tilsvarende studier. Når perioden jeg undersøker er såpass kort betyr det at jeg ikke kan være for bastant når jeg trekker slutninger ut ifra resultatene jeg finner. Som konsekvens av at jeg undersøker boligmarkedet på bynivå i stedet for hele landet har jeg også blitt møtt med visse begrensninger når det kommer til tilgjengelig data. Dette er grunnen til at observasjonsperioden min er såpass kort, og at noen av variablene har litt andre egenskaper enn det som ville vært optimalt, for eksempel realinntekt som ble transformert fra årlige data om til kvartalsdata. I tillegg til dette kan variabelen for boligbygging by på simultanitetsproblematikk, som diskutert i avsnitt 7.3.7. Bruk av kvartalsdata gir kortere tidsserier enn om jeg hadde valgt årlige data. Derfor skaper bruk av kvartalsdata en kostnad, nemlig at koeffisientestimatene vil være mindre konsistente på grunn av at tidsserien er relativt kort. Desto lengre tidsserie desto mer konsistente estimatorer får vi. En annen svakhet med min analyse er at jeg ikke får noen statistisk signifikante koeffisienter for boligbygging. På en annen side viser den teoretiske boligprismodellen i kapittel 3 at boligbygging er en viktig faktor for boligprisutviklingen på lang sikt. Dette støttes også av tidligere studier i kapittel 2, som sier at boligbygging er en fundamental faktor for boligprisutviklingen.

En styrke med min analyse er at observasjonsperioden som undersøkes inneholder et økonomisk sjokk (finanskrisen), og modellen min ser ut til å takle dette godt. En annen styrke med min analyse er at jeg undersøker boligmarkedet for én boligtype, blokkleiligheter. Dette er for å prøve å redusere problemet med endret sammensetning av boliger. Forklaringskraften i modellen jeg estimerer er høy, der forklaringskraften er mellom 65-69 % for Bergen, Oslo, Stavanger, mens den er ca. 55 % for Trondheim. Dette kan ses på som et tegn på at boligprisene i Bergen, Oslo og Stavanger forklares av fundamentale forklaringsvariabler i større grad enn i Trondheim. På den ene siden argumenterer Algieri (2013) om at lav forklaringskraft i økonometriske boligprismodeller forklart av fundamentale faktorer kan ses på som en mulig indikasjon for boligboble. Basert på Algieri (2013) kan resultatene tolkes som at ca. 45 % av variasjonen i Trondheims priser på blokkleiligheter forklares av andre variabler enn forklaringsvariablene i modellen, og at andelen er mellom 30-35 % i de

resterende byene. Dersom det tolkes på denne måten indikerer resultatene at det er større risiko for en boligboble for blokkleiligheter i Trondheim enn i de tre andre byene jeg undersøker. På en annen side vil en økonometrisk modell, som feiljusteringsmodellen som jeg også bruker som modellstruktur, ikke være spesielt velegnet til å påvise boligbobler.

Begrunnelsen for dette er at dersom en boligboble tolkes etter føyning eller forklaringskraft bør modellen ha en korrekt spesifisering som inkorporerer alle fundamentale faktorer som påvirker boligpriser. En slik korrekt spesifisering er særlig vanskelig i en regional analyse, ettersom det er manglende tilgang på tilstrekkelig god data. Samtidig vil dummyvariabler som sesongvariabler ol. i min modell, og andre boligprismodeller, bidra til å øke modellenes forklaringskraft. Forklaringskraften fra mine boligprismodeller er nokså tilsvarende resultatene til Jacobsen og Naug (2004) og Netland (2016), men er likevel litt lavere enn disse tidligere studier. En årsak til dette kan være at jeg i motsetning til Jacobsen og Naug, og Netland, undersøker prisutviklingen for blokkleiligheter.

En annen styrke i min analyse er at koeffisientestimatene som estimeres stort sett er statistisk signifikant. Disse koeffisientestimatene stemmer godt overens med hva økonomisk teori sier om fortegnet til estimatene. Det er kun én statistisk signifikant koeffisient som ikke stemmer overens med forventninger til økonomisk teori på kort sikt, nemlig inntekt. Resultatene viser at om inntektsnivået øker vil det medføre en negativ endring på boligpriser. Dette er imidlertid en statistisk signifikant koeffisient på 10 %, derfor vil det følgelig ikke legges stor vekt på dette resultatet. På en annen side viser den teoretiske boligprismodellen i kapittel 3 at en økning i inntekt har positiv effekt på boligpriser. Dette samsvarer også med tidligere studier som ble presentert i kapittel 2, der det presiseres at en inntekts økning har en positiv effekt på boligpriser. En annen styrke med min analyse er at jeg i motsetning til Jacobsen og Naug, men i likhet med Netland, undersøker realverdier. Mer spesifikt brukes det realboligpris, realinntekt og realrente etter skatt. Dette er for å ta høyde for at jeg kan undersøke boligprisutviklingen uten å måtte tenke på at deler av utviklingen skyldes inflasjon.

På tross av at inntekt og boligbygging ikke viser statistisk signifikante koeffisienter for samtlige byer (med unntak av inntektsestimatet i Bergen på kort sikt), vil jeg si at modellen min reflekterer økonomisk teori om boligprisutvikling på en tilfredsstillende god måte. I tillegg til dette viser statistiske tester at modellene mine stort sett oppfyller de kravene teorien stiller. Modellspesifiseringen jeg benytter er også i tråd med det økonomisk teori definerer som en feiljusteringsmodell, samtidig som at modellspesifiseringen er godt forankret i strukturell økonomisk teori.

Styrker og svakheter tatt i betraktning mener jeg at modellen jeg har konstruert i denne oppgaven kan brukes til å diskutere boligmarkedene i Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. Jeg mener jeg kan bruke modellen til å undersøke boligprisutviklingen i de respektive boligmarkedene. Oslo er den byen som skiller seg ut i min modell ved at prisene på blokkleiligheter forklares best og sterkest av fundamentale faktorer, og i tillegg har hovedstaden tregest halveringstid på ca. 13 måneder. Rente og arbeidsledighet har størst kortsiktig og langsiktig effekt på prisene på blokkleiligheter i Oslo ifølge mine resultater. Feiljusteringsmodellen for Oslo er den modellen som har høyest forklaringskraft, ca. 69 %. Bergen er den eneste byen med en statistisk signifikant koeffisient på 10 % for inntekt på den kortsiktige delen. Feiljusteringsmodellen for Bergen har en høy forklaringskraft, ca. 65 %. Stavanger er den byen der forventninger har størst, men om beskjeden, langsiktig effekt på prisene på blokkleiligheter. Feiljusteringsmodellen for Stavanger har høy forklaringskraft, ca. 68 %. Trondheim er den byen som skiller seg ut ved at den har lavest forklaringskraft, ca. 58 %, og har raskest halveringstid, ca. 8 måneder. Trondheim har også lavest renteeffekt på prisene på blokkleiligheter i den langsiktige likevekten. Det kan være flere årsaker til at boligmarkedet i Trondheim oppfører seg annerledes enn de tre andre byene. En årsak kan være at næringsstrukturen i Trondheim relativt til de tre andre byene er ulik. En annen årsak kan være at Vestlandet og Oslo har mange arbeidsplasser knyttet med oljevirkosomhet og annen privat næring. Følgelig kan disse regionen være mer utsatt for konjunktursvingninger enn Trondheim.

Modellresultatene er nokså like resultatene til Jacobsen og Naug, og Netland. I likhet med Netland viser resultatene mine at rente og arbeidsledighet er de viktigste forklaringsfaktorene for boligpriser. Av disse er ledighet den forklaringsfaktoren som har størst effekt på boligprisene. Mine resultater viser imidlertid at renteeffektene har sterke effekt enn renteeffektene som Netland finner.

Modellresultatene viser at arbeidsledighet har tilnærmet lik effekt på prisen på blokkeleiligheter i alle byene. Dette stemmer godt overens med den deskriptive presentasjonen i kapittel 6, der arbeidsledigheten for hver by også er tilnærmet lik. Arbeidsledigheten i Stavanger ligger høyere enn i Bergen og Trondheim frem til 2006, da den minker til et nivå under ledighetsnivået til de to andre byene. Det er også slik i Stavanger at etter 2006 vokser prisene på blokkleiligheter til et nivå høyere enn Bergen og Trondheim. Oslo er den byen som skiller seg fra de fire byene som undersøkes. Hovedstaden har hatt de høyeste boligprisene i perioden som undersøkes, og har samtidig høyest ledighetsnivå fra og med 2004. Rentenivået

har falt med flere prosentpoeng relativt til arbeidsledigheten som har økt i perioden som undersøkes. Dette kan ha motvirket de negative effektene av arbeidsledigheten har på prisen på blokkleiligheter. Det gjennomsnittlige inntektsnivået i Oslo er høyest frem til 2005, da den forbigås av gjennomsnittlig inntektsnivå i Stavanger. På den ene siden viser modellresultatene (med unntak av ett koeffisientestimat) ingen signifikante koeffisienter for inntekt. På den andre siden vil en inntektsøkning gi positiv effekt på boligpriser, dette er omtrent som etablert fakta å regne innen økonomisk teori. Følgelig kan inntekt være en mulig forklaring på det høye prisnivået på blokkleiligheter i Oslo. Det er nivåforskjeller på prisen på blokkleiligheter i byene som undersøkes. Disse forskjellene kan være forårsaket av nivåforskjeller i fundamentale faktorer som brukes i modellen. På bakgrunn av nivåforskjeller i fundamentale faktorer i løpet av perioden som undersøkes, er det naturlig å ha nivåforskjeller på prisen på blokkleiligheter i samme periode. Perioden som undersøkes er relativt kort, noe som gjør at jeg ikke kan bastant trekke slutninger ut ifra resultatene.

Dersom vi ser på den faktiske boligprisutviklingen, fra den deskriptive presentasjonen av data i kapittel 6, i lys av modellresultatene fra kapittel 7 kan vi diskutere om prisnivået er kunstig høy eller ikke. Modellresultatene viser at arbeidsledighet er den fundamentale faktoren som påvirker prisene på blokkleiligheter negativt med størst effekt. Dette gjelder for samtlige byer som undersøkes. Samtidig har Oslo høyst ledighet og høyest priser på blokkleiligheter. Denne økningen i ledighet som Oslo har opplevd vil i teorien om fundamentale faktorer gi kraftige negative effekter på prisene på blokkleiligheter. Det at ledigheten i hovedstaden har økt betydelig i perioden som undersøkes uten at prisene på blokkleiligheter har hatt en negativ utvikling kan ses på som en prisutviklingen som avviker fra utvikling i fundamentale faktorer. Dette kan tyde på at prisnivået i Oslo er kunstig høyt. På bakgrunn av dette kan det hevdes at boligmarkedet i hovedstaden er kanskje i en boble.

Modellstrukturen som brukes i min oppgave er velegnet for å undersøke prisutviklingen i de respektive byene hver for seg, noe jeg er opptatt av i denne oppgaven for å besvare på problemstillingen. Det må understrekes at vi ikke kan uten videre sammenligne koeffisientestimatene mellom de ulike byene med denne modellstrukturen, noe jeg verken foretar eller er opptatt av i denne oppgaven. Begrunnelsen for at jeg ikke kan sammenligne er fordi jeg bruker lokale data for hver by, med unntak av rente som er en forklaringsvariabel lik for hele landet. Dersom det skal være at interesse av å finne regionale forskjeller og statistisk sammenligne koeffisientestimatene mellom byene, ville jeg heller ha brukt paneldatamodell med interaksjonsvariabler.

Kapittel 8: Diskusjon og konklusjon

Denne oppgaven har analysert boligmarkedet for blokkleiligheter i Norges fire største byer: Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. Problemstillingen for oppgaven var «Hvordan har den norske prisutviklingen for blokkleiligheter vært i nyere tid, og hvilke fundamentale faktorer driver prisutviklingen i Norges fire største byer?»

For å svare på denne problemstillingen er det i kapittel 3 utført en teoretisk gjennomgang av hvordan likevekt i boligmarkedet blir bestemt på kort og lang sikt. I teorikapittelet er det vist dannelsen av boligpriser og privat etterspørsel i boligmarkedet. Her er det vist at på kort sikt må en etterspørselsøkning medføre prisstigning, mens det på lengre sikt vil føre til økt boligbygging som i sin tur medfører en demping av prisvekst. Dette betyr følgelig at boligpriser vil konvergere mot en likevektspris bestemt av tilbud og etterspørsel, der tilbud og etterspørsel er bestemt av makroøkonomiske variabler i modellen. Samtidig er det vist at boliggetterspørsel stiger med inntekt og faller med rente og depresieringsraten.

Videre i oppgaven er det vist at det er et politisk mål i Norge at flest mulig innbyggere skal eie sin egen bolig, og at denne politikken er vellykket. Eiendomsbeskatning er lav i Norge, også i forhold til andre OECD-land. Lav eiendomsbeskatning kan være en av årsakene til den høye prisveksten i det norske boligmarkedet. Det er også vist at andelen som eier sin egen bolig er høy både regionalt og nasjonalt. I lys av dette er andelen som eier egen bolig høy i internasjonal sammenheng. En naturlig ringvirkning av denne politikken er at boliggetterspørselen i Norge er høy. Samtidig er det vist at nybygging relativt til befolkning er lav. En naturlig konsekvens av den lave nybyggingen er at boligtilbudet i Norge er lavt. Beskjeden nybygging sammen med høy etterspørsel av boliger presser boligprisene oppover. Videre er det vist at etter oljeprisfallet i sommer 2014, med påfølgende økt arbeidsledighet, har boligprisutviklingen for blokkleiligheter på Vestlandet vært negativ. Spesielt er Stavanger den byen som har hatt størst negativ prisutviklingen for blokkleiligheter. Oslo har imidlertid fortsatt prisvekst. Hovedstaden er også den byen med høyest befolkningstetthet av de fire byene som undersøkes. Befolkningstetthet kan i så måte være enda en mulig forklaring med tanke på det høye boligprisnivået i Oslo. Det er også vist at boligprisene for blokkleiligheter i Norge vokser raskere enn både inflasjon, byggekostnader og husholdningenes inntekter. Dette kan ses på som indikatorer på at prisveksten for blokkleiligheter ikke er bærekraftig på lang sikt. De norske boligprisene har også hatt en sterkere vekst enn sine naboland. Renten er på et

historisk lavt nivå, og med en høy gjeldsbelastning vil en eventuell renteøkning i fremtiden potensielt sett få kraftige konsekvenser for boligmarkedet og resten av norsk økonomi.

I kapittel 7 er det gjennomført en økonometrisk analyse basert på en økonometrisk boligprismodell for Bergen, Oslo, Stavanger og Trondheim. Analysen viser blant annet justeringshastigheten tilbake mot en likevektspris bestemt av fundamentale faktorer. Her viser resultatene at Oslo er den byen med tregest justering tilbake mot en likevekt etter avvik, mens Trondheim har den raskeste justeringen. Det er forventet ulike halveringstider i byene, ettersom det er nivåforskjeller i de fundamentale faktorene. Denne analysen viser også at rente og arbeidsledighet er de faktorene som påvirker boligprisene med høyest styrke. Spesielt er det faktoren arbeidsledighet i Oslo som har størst effekt på prisen på blokkleiligheter på lang sikt. Nivåforskjeller i pris på blokkleiligheter mellom byene kan være forårsaket av nivåforskjeller i fundamentale faktorer og andre utelatte faktorer i boligprismodellen.

Resultatene viser at Trondheims priser på blokkleiligheter forklares mindre av fundamentale faktorer. Samtidig er Trondheim den byen med kortest halveringstid tilbake mot en likevekt etter avvik. I tillegg er Trondheim den eneste byen av de som undersøkes som ikke får en signifikant koeffisient med tanke på arbeidsledighet. Begrunnelsen for dette kan være at Vestlandet og Oslo har flere arbeidsplasser knyttet opp mot privat sektor enn i Trondheim. Følgelig kan arbeidsmarkedet i Vestlandet og Oslo bli mer påvirket av konjunktursvingninger enn arbeidsmarkedet i Trondheim. For å konkludere: Den norske prisutviklingen for blokkleiligheter i nyere tid har vært relativt bratt i nyere tid, men det er periodevis unntak. Alle byene opplevde en priskorreksjon i finanskrisen. Prisutviklingen var brattest for Stavanger frem til oljeprisfallet i sommer 2014, der prisutviklingen forbigås av Oslo. Effekter av oljeprisfallet har også medført at prisutviklingen i Bergen og Trondheim har stagnert og delvis sunket. Hovedstaden har imidlertid fortsatt vekst. Det meste av prisutviklingen for blokkleiligheter drives av fundamentale faktorer som rente, inntekt, arbeidsledighet, boligbygging og forventninger. På en annen side viser oppgaven at det finnes andre faktorer som er viktig for boligprisutviklingen, men som har blitt utelatt i min boligprismodell. Et eksempel er befolkningsøkning i de ulike byene.

Som nevnt har boligpriser i Oslo unnsloppet ringvirkningene av økt arbeidsledighet etter oljeprisfallet. Sett i lys av mine modellresultater vil økning i arbeidsledighet medføre fall i boligpriser. Stavanger og Bergen har i etterkant av ledighetsøkningen opplevd synkende boligpriser. Dersom denne ledighetsøkningen sprer seg til hovedstaden i fremtiden uten påfølgende boligprisfall kan det bety at prisutviklingen avviker fra utviklingen i fundamentale

faktorer. Dersom dette forekommer kan det bety at boligprisene i Oslo er kunstig høy. Det vil si at boligprisutviklingen ikke kan forklares av realøkonomiske forhold.

Modellresultater og data som presenteres i denne oppgaven gir ingen grunnlag for å påvise at boligmarkedene i byene som undersøkes er inne i en boligboble. Boligprisutviklingen i nyere tid forklares for det meste av utviklingen i fundamentale faktorer som brukes i min modell.

Den økonometriske boligprismodellen som brukes gir verdifull innsikt i hvordan de fundamentale faktorene driver boligprisene. Forklaringsvariablene som brukes i min modell forklarer mellom 65-69 % av prisutviklingen for blokkleiligheter for Bergen, Oslo og Stavanger. Trondheim har imidlertid en lavere forklaringskraft enn de andre byene, ca. 55 %. Det er viktig å presisere at ikke absolutt alle relevante faktorer er inkludert i modellen, men likevel er det interessant at Oslo har en så høy forklaringskraft. Dette fordi dersom ledighetsøkningen sprer seg til hovedstaden i fremtiden uten påfølgende boligprisfall kan det bety at prisutviklingen avviker fra utviklingen i fundamentale faktorer.

Etterspørselsveksten av boliger kan skyldes fundamentale faktorer og andre relevante faktorer. Forventninger om og varig lave renter gjør det billigere å finansiere store lån, og befolkningsøkning gir flere personer som ønsker et sted å bo. Alle disse makroøkonomiske faktorene har betydning for prisveksten, men et mer omdiskutert spørsmål er om vi har fått en økt etterspørsel basert på tro på videre boligprisvekst i fremtiden. Dette er et viktig spørsmål fordi det er denne troen på videre boligprisvekst Stiglitz (1990, s. 13) sikter til når han definerer en boligboble. Dersom en stor del av etterspørselsveksten er basert på en prisforventning, gitt at forventningene ikke er knyttet til fundamentale forhold, da eksisterer det en boble i boligmarkedet.

Som nevnt blir det ikke påvist om det eksisterer en boligboble i byene, men mine data og modellresultater viser at boligprisutviklingen ikke er bærekraftig. Modellresultatene viser at prisutviklingen forklares mye av de fundamentale faktorene, men det er andre faresignaler som må tas høyde for. Samtidig som det er beskjedne nybygging er det også høy boliggetterspørsel i byene. Spesielt sentralt i byene der tilgang på nye eller ledige brukte boliger er lav. En slik ubalanse i tilbud og etterspørsel medfører at prisene presses oppover. Dessuten vokser boligprisene raskere enn inflasjon, byggekostnader og husholdningenes inntekter. Det vil si at denne prisveksten kan regnes ifølge litteratur som kunstig høy, og kan tyde på at det ikke er en bærekraftig prisutviklingen for blokkleiligheter på lang sikt. Dette betyr at boligprisene må ned på sikt. På en annen side er den totale bokostnaden som prosentandel av disponibel inntekt i Norge relativt mindre enn Danmark, Sverige og snittet for

medlemslands i EU. Dette kan tyde på at det er bærekraftig prisutvikling i Norge. I tillegg viser modellresultater at halveringstiden alltid vil returnere tilbake til den fundamentale verdien bestemt av rente, inntekt, ledighet, boligbygging og forventninger. Dette kan også tyde på at det er en bærekraftig prisutvikling byene som undersøkes.

For å få et sikrere svar på om det er en bærekraftig prisutvikling på blokkleiligheter, og om det er andre faktorer som påvirker boligpriser, er det nødvendig med en utvidet økonometrisk modell hvor en også undersøker leiepriser og andre relevante faktorer i de respektive byene. En mer grundig analyse av hvor mye befolkningsøkning påvirker boligprisene for hver by er også nødvendig. Dette for at en skal kunne si noe mer konkret om disse effektene.

Kapittel 9: Referanseliste

- Algieri, B. (2013) House Price Determinants: Fundamentals and Underlying Factors. *Comparative Economic Studies* 55 (2), s. 315-341. DOI:10.1057/ces.2013.3
- Banerjee, A. (1993) *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press.
- Bernhardsen, T. og Øistein R. (2000) Hvilken faktorer påvirker kronekursen? *Penger og kreditt* 29 (3), s. 187-194.
- Birch Sørensen, P. og Whitta-Jacobsen, H. J. (2010) *Introducing advanced macroeconomics : growth and business cycles*. London: McGraw-Hill.
- Box, G. E. P. og Pierce, D. (1970) Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association* 65 (332), s. 1509-1526. DOI:10.1080/01621459.1970.10481180
- Bråten, A. (1996) *Populasjon og utvalg : konsumprisindeksen*. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: https://www.ssb.no/a/histstat/not/not_9661.pdf [Lest 15. november 2015]
- Burns, P. (2002) *Robustness of the Ljung-Box Test and its Rank Equivalent* [Internett]. Tilgjengelig fra: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=443560 [Lest 21. februar 2016].
- Bø, E. E. (2015) *Taxation of housing. Killing several birds with one stone* [Internett]. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: http://www.ssb.no/en/forskning/discussion-papers/_attachment/246808 [Lest 05. mars 2016].
- Case, K. og Shiller, R. (2003) Is there a bubble in the housing market? *Brook. Pap. Econ. Act.* (2), s. 299-362.
- Dolado, J. J. (1992) A note on weak exogeneity in VAR cointegrated models. *Economics Letters* 38 (2), s. 139-143. DOI:10.1016/0165-1765(92)90044-Y
- Engle, R. F. og Granger, C. W. J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55 (2), s. 251-276. DOI:10.2307/1913236
- Eurostat (2016) *Share of housing cost in disposable household income, by type of household and income group (source: SIL)* [Internett]. Tilgjengelig fra: http://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/ilc_md01 [Lest 10. juli 2015].
- Finanstilsynet (2014) *Boliglånsundersøkelsen 2014* [Internett]. Oslo: Finanstilsynet. Tilgjengelig fra: http://www.finanstilsynet.no/Global/Bank%20og%20Finans/Banker/Analyser%20og%20statistikk/Boliglansundersokelsen_host_2014.pdf [Lest 10. desember 2015].

- Finanstilsynet (2016) *Boliglånsundersøkelsen 2015* [Internett]. Oslo: Finanstilsynet. Tilgjengelig fra: http://www.finanstilsynet.no/Global/Bank%20og%20Finans/Banker/Analyser%20og%20statistikk/Boliglansundersokelsen_2015.pdf [Lest 14. august 2016].
- Fredriksen, H. (2007) *En kritisk gjennomgang av Jacobsen og Naug sin modell for hva som driver boligprisene* [masteroppgave]. Universitetet i Bergen.
- Grytten, O. (2009) Boligboble; empiriske indikatorer i historisk perspektiv. *Magma* 12 (5).
- Husbanken (2015) *Hvem gjør hva i boligpolitikken?* [Internett]. 30.07.2015. Drammen: Husbanken. Tilgjengelig fra: <http://www.husbanken.no/boligpolitikk/hvem-gjor-hva-i-boligpolitikken/> [Lest 24 februar 2016].
- Husbanken (2016) *Mål og styring* [Internett]. 25.01.2016. Drammen: Husbanken. Tilgjengelig fra: <http://husbanken.no/om-husbanken/mal-og-strategier/> [Lest 24. februar 2016].
- Jacobsen, D. H. og Naug, B. E. (2004) Hva driver boligprisene? *Penger og kreditt* (4), s. 229-240.
- Kostøl, A. R. og Holiløkk, S. E. (2010) *Reestimering av modell for beregning av boligformue*. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201039/notat_201039.pdf [Lest 15. november 2016]
- Ljung, G. M. og Box, G. E. P. (1978) On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika* 65 (2), s. 297-303. DOI:10.2307/2335207
- Mack, A. og Martínez-García, E. (2011) A cross-country quarterly database of real house prices: a methodological note. *IDEAS Working Paper Series from RePEc* s. 1-98.
- Marschhäuser, S. H. (2015) Fem grunner til at du bør leie bolig. *Aftenposten* [Internett], 08. oktober. Tilgjengelig fra: http://www.aftenposten.no/bolig/Fem-grunner-til-at-du-bor-leie-bolig-613869_1.snd [Lest 20. desember 2015]
- Netland, D. (2016) *Prisutvikling og regionale forskjeller i det norske boligmarkedet* [masteroppgave]. Universitetet i Bergen.
- Finan Norge (2012) *Stor boligoptimisme* [Internett]. Oslo: Finans Norge. Tilgjengelig fra: <https://www.finansnorge.no/aktuelt/sporreundersokelser/husholdningsundersokelsen1/husholdningsundersokelsen-2012/stor-boligoptimisme-/> [Lest 14. desember 2015].
- Finans Norge (2015) *Ser større risiko i boligmarkedet* [Internett]. Oslo: Finans Norge. Tilgjengelig fra: <https://www.finansnorge.no/aktuelt/nyheter/2015/03/ser-storre-risiko-i-boligmarkedet/> [Lest 12. desember 2015].
- NOU 2011: 15. *Rom for alle: en sosial boligpolitikk for framtiden*.
- Olsen, Ø. (2015) *Økonomiske perspektiver* [Internett]. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: <http://static.norges->

- bank.no/pages/102666/aarstale_2015.pdf?v=12022015131350&ft=.pdf [Lest 30. september 2015].
- Omholt, E. L. og Strøm, F. (2014) Sterk vekst i boligformuen. *Samfunnsspeilet* (5), s. 35-39.
- Online, H. (2015) Må senke prisforventninger. *Dagbladet* [Internett], 6. oktober. Tilgjengelig fra:
<http://www.dagbladet.no/2015/10/06/nyheter/hegnarno/okonomi/eiendom/bolig/41370375/> [Lest 14. desember 2015]
- Statistisk sentralbyrå (2012) *Folke- og bolig telling, husholdninger, 2011* [Internett]. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra:
<https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/Define.asp?MainTable=FOBhushEiePros&KortNavnWeb=fobhushold&PLanguage=0&checked=true> [Lest 11. oktober 2015].
- Statistisk sentralbyrå (2015a) *Boforhold, levekårsundersøkelsen, 2015* [Internett]. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/bo/hvert-3-aar/2015-11-25> [Lest 20. januar 2016].
- Statistisk sentralbyrå (2015b) *Leiemarkedsundersøkelsen, 2015* [Internett]. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/lmu/aar/2015-12-14> [Lest 10 januar 2016].
- Steigum, E. (2004) *Moderne makroøkonomi*. Oslo: Gyldendal akademisk.
- Steinnes, M. (2014) *Justert tettstedsavgrensing : dokumentasjon av metode*. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: https://www.ssb.no/natur-og-miljo/artikler-og-publikasjoner/_attachment/184413?_ts=146c7fba50 [Lest 20. november 2015]
- Stiglitz, J. E. (1990) Symposium on Bubbles. *Journal of Economic Perspectives* 4 (2), s. 13-18. DOI:10.1257/jep.4.2.13
- Sørvoll, J. (2011) *Norsk boligpolitikk i forandring 1970-2010 : dokumentasjon og debatt*. Oslo: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring. Tilgjengelig fra:
<http://biblioteket.husbanken.no/arkiv/dok/Komp/Norsk%20boligpolitikk%20i%20forandring.pdf> [Lest 02. desember 2015]
- Takle, M. (2012) *Boligprisindeksen : dokumentasjon av metode*. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra:
https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201210/notat_201210.pdf [Lest 02. februar 2016]
- Terrones, M. og Otrok, C. (2004) The global house price boom. *IMF World Economic Outlook (September 2004)*. Washington D.C.: IMF
- Thomas, R. L. (1997) *Modern econometrics: an introduction*. Harlow, England: Addison Wesley Longman.

Tobin, J. (1969) A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1), s. 15-29. DOI:10.2307/1991374

Verbeek, M. (2012) *A guide to modern econometrics*. Chichester: Wiley.

Wooldridge, J. M. (2009) *Introductory econometrics : a modern approach*. Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning.

Appendiks:

A.1 Prosentandel av privathusholdninger som eier egen bolig.

Prosentandel som eier sin egen bolig (privat), for alle boligtyper				
	Oslo	Stavanger	Bergen	Trondheim
2001	70.5	76.1	73.7	74.1
2011	69.2	76.1	73.3	71.5

A.2 Prosentandel husholdninger med gjeld større enn 3 ganger samlet inntekt.

Prosentandel med gjeld større en 3 ganger inntekt				
År	Oslo	Stavanger	Bergen	Trondheim
2009	18	17	16	16
2010	18	18	17	17
2011	18	19	17	17
2012	19	20	17	18
2013	20	20	18	19
2014	21	21	18	21

A.3 Regresjonsresultater for forventningsmodellen, t-verdi i parentes

	Variabel	Bergen Koeffisient	Oslo Koeffisient	Stavanger Koeffisient	Trondheim Koeffisient
	Δ Realrente etter skatt _t	-1.490* (-1.89)	-1.441* (-1.70)	-1.395* (-1.71)	-1.452* (-1.94)
	Δ Arbeidsledighet _t	-11.22* (-1.78)	-24.841*** (-3.66)	-5.717 (-1.19)	-14.779*** (-2.45)
Feiljusterings- parameter	Δ Forventning _t	-0.425*** (-4.27)	-0.557*** (-5.23)	-0.412*** (-3.91)	-0.483*** (-4.60)
	Realrente etter skatt _{t-1}	-0.949 (-1.16)	1.064 (1.15)	-1.129 (-1.32)	-0.520 (-0.67)
	Arbeidsledighet _{t-1}	1.776 (1.44)	3.176** (2.57)	0.982 (1.27)	1.750 (1.49)
	Sesong 1	16.702*** (3.92)	23.460*** (5.77)	11.285*** (3.90)	21.728*** (4.11)
	Sesong 2	7.380*** (2.70)	11.897*** (3.98)	5.816** (2.13)	10.860*** (3.60)
	Sesong 3	17.762*** (4.08)	25.107*** (5.35)	13.123*** (4.22)	21.268*** (4.42)
	Konstantledd	-3.784 (-0.66)	-17.540** (-2.30)	2.055 (0.41)	-8.221 (-1.43)
	Observasjoner	63	63	63	63
	R^2	0.506	0.574	0.482	0.521
	Justert R^2	0.433	0.510	0.405	0.450
Test for feilleddene	DF-Statistikk	-7.290***	-6.066***	-7.061***	-7.181***
	Ljung-Box Statistikk	10.9122	16.1585**	11.7573	5.0537
	Signifikansmerking:	* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.			

