



Hva skjer i boligmarkedet?

*En empirisk analyse av faktorene
som påvirker boligprisene i Norge*

**Johan Kjærran Sørum
& Sondre Alexander Trøstheim**

Veileder: Tommy Stamland

Masterutredning i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

Denne utredningen studerer hvordan endringer i ulike underliggende drivkrefter i det norske boligmarkedet har bidratt til den svake boligprisutviklingen i 2017. Ved å ta for oss fundamentale forhold i økonomien generelt samt særegenhetene ved det norske boligmarkedet spesielt, har vi forsøkt å identifisere de bakenforliggende faktorene som bidrar til at boligprisene i Norge utvikler seg som de gjør. Videre har vi hatt som mål å avdekke om styrkeforholdet mellom de ulike faktorenes effekt på boligprisene har endret seg over tid, i tillegg til å undersøke om det finnes faktorer som i dag er mer relevante enn tidligere antatt. Dette har vi løst ved å presentere en empirisk gjennomgang av potensielle prisdrivere, før vi deretter har utarbeidet tre ulike modeller for å forklare boligprisutviklingen. Vi valgte å reestimere Jacobsen og Naug sin boligprismodell, konstruere en Vector Error Correction Model og en alternativ boligprismodell både for hele landet og for Oslo. Ved å studere boligprisveksten i tre ulike modeller som skiller seg fra hverandre i egenart, har vi gjennom utredningsprosessen funnet tilnærminger som evner å forklare dagens situasjon i varierende grad.

Vi finner at den reestimerte versjonen av Jacobsen og Naug sin økonometriske boligprismodell, ikke fungerer like optimalt til å forklare prisutviklingen i dagens boligmarked som den tilsynelatende gjorde da den opprinnelige modellen ble utviklet. Forklaringskraften i den reestimerte modellen er betydelig lavere enn i den originale, samtidig som tilstedeværelsen av irrelevante variabler svekker modellen.

VECM-modellen er bygget for å identifisere langsiktige likevektsforhold mellom ulike faktorer som påvirker utviklingen i boligprisene over tid. Analysen bidrar til å nyansere bildet som ble tegnet av Jacobsen og Naug ved å avdekke at gjelden påvirker boligprisene på både kort og lang sikt. Denne modellen har høyere forklaringskraft enn den reestimerte modellen, men mangel på observasjoner fra 2017 for de inkluderte forklaringsfaktorene gjør at den viser begrenset evne til å predikere fremtidig utvikling i boligprisene.

Det viser seg at den alternative boligprismodellen predikerer tidligere boligprisutvikling godt. Modellen tilsier at boligprisene i Norge ligger godt forankret i effekter som kan forklares av rentenivå, husholdningenes inntekter og skatt. For Oslo tilsier modellen at den faktiske boligprisen i hovedstaden i tredje kvartal 2017 ligger fire prosent over likevektsprisen som predikeres av modellen.

I tillegg til nevnte faktorer har vi funnet indikasjoner på at befolkningsvekst og endringer i arbeidsledigheten, byggeaktiviteten og husholdningenes forventninger kan forklare utviklingen i boligprisene. Basert på funnene i denne utredningen og den forventede utviklingen i relevante forklaringsfaktorer, trekker konklusjonen i retning av en svak boligprisutvikling i nærmeste fremtid.

Forord

Denne masterutredningen er skrevet høsten 2017 og inngår som et ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon med fordypning i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole.

Oppgavevalget begrunnes med at temaet er særdeles dagsaktuelt samtidig som vi fra starten av var genuint opptatt av å forstå hvorfor vi opplever en priskorreksjon i boligmarkedet. Arbeidet har vært veldig lærerikt og tidvis krevende. Noe av det mest interessante med prosessen har vært å kunne benytte ulike kreative innfallsvinkler og bestemme fritt hvilke modeller vi mente var mest relevante for å forklare utviklingen i boligprisene.

Vi vil gjerne rette en særskilt takk til vår veileder Tommy Stamland for konstruktive og ærlige tilbakemeldinger, og også for å ha pekt oss i retning av hvilket detaljnivå man må ligge på i slike utredninger. Videre ønsker vi å takke Joachim Bernhardsen fra Nordea, Bjørn Gran fra Samfunnsøkonomisk Analyse, Alexander Staubert fra Kantar TNS, Eilev Jansen og Marius Scheele fra Statistisk Sentralbyrå, Nejra Macic fra Prognosesenteret, Mari O. Mamre fra NyAnalyse, Ola Grytten fra NHH og Morten Trasti fra Lindorff for deres bidrag.

Bergen, 20. desember 2017

Johan Kjærran Sørum

Sondre Alexander Trøstheim

Innholdsfortegnelse

1. Innledning	1
2. Prisdannelsen i boligmarkedet	2
2.1 Eterspørselssiden	2
2.2 Tilbudssiden	3
2.3 Likevektspris på kort og lang sikt	3
2.4 Potensielle forklaringsfaktorer	5
2.4.1 Tilbudssiden	5
2.4.2 Eterspørselssiden	6
3. Måling av boligpriser	8
3.1 Den hedonistiske metoden	9
3.2 Gjensalgsmetoden	10
3.3 Boligprisstatistikken	11
3.4 Boligprisstatistikken	12
3.5 Sesongjustering	13
3.6 Inflasjon	13
4. Det norske boligmarkedet	16
4.1 Reguleringer	16
4.2 Historisk boligprisutvikling i Norge 1945-2016	17
4.3 Historisk boligprisutvikling i Oslo 1945-2016	20
4.4 Boligprisene i 2017 – Fremtidsutsikter	21
4.5 Den norske boligmodellen	22
4.6 Reduserer inntektsbeskatningen	23
4.7 Reduserer formuesbeskatningen	25
4.8 Skattefavouriseringens innvirkning på boligprisene	26
4.9 Risiko og kostnader ved boliginvesteringer	26
5. Statistisk teori og metode	29
5.1 Modellspefikasjon	29
5.2 Regresjonsanalyse og minste kvadraters metode (OLS)	29
5.3 Normalitet	30
5.4 Homoskedastisitet	31

5.4.1	Grafisk test for homoskedasitet	31
5.5	Autokorrelasjon	32
5.5.1	Grafisk test for autokorrelasjon	32
5.5.2	Statistiske tester for autokorrelasjon	34
5.6	Stasjonæritet	36
5.6.1	Testing for stasjonæritet	37
5.7	Kointegrasjon	40
5.8	Feiljusteringsmodeller	40
5.9	Vector Error Correction Model	41
5.9.1	Johansens test for kointegrasjon	42
5.9.2	Informasjonskriterier I VECM	43
5.10	Feilspesifikasjon	44
5.10.1	Utelatte variabler	44
5.10.2	Irrelevante variabler	45
5.10.3	Utelatte sesongfaktorer	45
5.10.4	Feil funksjonsform	45
5.10.5	Simultanitet	45
5.11	Datamining	46
6.	Empirisk gjennomgang av utvalgte faktorer	47
6.1	Gjeld	47
6.2	Inntekt	50
6.3	Arbeidsledighet	52
6.4	Rente	55
6.4.1	Sentralbankens dilemma	58
6.5	Boliglånsforskrifter	58
6.5.1	Nye endringer i boliglånsforskriftene	59
6.6	Igangsatte boliger	61
6.6.1	Veien fremover	63
6.6.2	Salg av nye boliger	64
6.7	Sekundærboliger	65
6.8	Befolkningsvekst	66
6.9	Betalingsanmerkninger	69
6.10	Forventninger	71

7. Stasjonæritetstesting og innhenting av data	75
7.1 Boligpris	75
7.2 Disponibel inntekt	76
7.3 Gjeld	77
7.4 Forventningsbarometeret	78
7.5 Rente	79
7.6 Boligmasse (K83)	79
7.7 Arbeidsledighet	80
8. Jacobsen og Naug sin boligprismodell	81
8.1 Forventningsvariabelen	84
8.2 Reestimering av modellen	87
8.3 Tolkning av koeffisientene fra reestimeringen 1996-2017	89
8.3.1 Har inntekt og boligmasse den samme langtidseffekten på boligprisveksten?	93
8.4 Modifisering og datamining	93
8.4.1 Kommentarer til datamining	95
8.5 Diskusjon av Jacobsen og Naug sin boligprismodell	96
9. Vector Error Correction Model	100
9.1 Lagstruktur	101
9.2 Testing for kointegrasjon	102
9.3 Modellestimering	103
9.4 Stabilitetstesting	106
9.5 Autokorrelasjon	108
9.6 Normalitet	109
9.7 Prognostisering	110
9.7.1 In-sample	111
9.7.2 Out-of-sample	111
9.8 Oppsummering av VECM	112
10. En alternativ boligprismodell	114
10.1 Forutsetninger og innhenting av variabler	115
10.2 Utforming av modellen	116
10.3 Modellen	119
11. Oppsummering	122

11.2	Konklusjon	126
	Litteraturliste	127
	Vedlegg	138
	Vedlegg 1: Gjeld	138
	Vedlegg 2: Befolkningsvekst	138
	Vedlegg 3: Jacobsen og Naug sin boligprismodell	139
	Vedlegg 4: VECM	141

Figurer

Figur 1: Prisdannelsen på kort sikt	4
Figur 2: Prisdannelsen på lang sikt.....	5
Figur 3: Årlig endring i inflasjon 1995-2016.....	14
Figur 4: Inflasjonsjustert utvikling i boligprisindeksene 1992-2016.....	15
Figur 5: Reell boligprisindeks 1945-2016.....	18
Figur 6: Reel boligprisutvikling 1992-2016.....	20
Figur 7: Boligprisutvikling jan. 2016 – nov. 2017	22
Figur 8: Normalfordelingskurven.....	30
Figur 9: Grafisk fremstilling av homoskedastisitet og heteroskedastisitet	31
Figur 10: Grafisk fremstilling av positiv autokorrelasjon.....	33
Figur 11: Grafisk fremstilling av negativ autokorrelasjon	33
Figur 12: Grafisk fremstilling av ingen autokorrelasjon	33
Figur 13: Durbin-Watson-test for autokorrelasjon.....	34
Figur 14: Grafisk fremstilling av stokastisk og deterministisk (random walk med drift) trend	37
Figur 15: Grafisk fremstilling av stasjonær og ikke-stasjonær tidsserie	38
Figur 16: Husholdningenes samlede innenlandske lånegjeld.....	49
Figur 17: Husholdningene gjeldsbelastning, gjeldsbetjeningsgrad og rentebelastning	50
Figur 18: Utviklingen i disponibel inntekt og boligpris	51
Figur 19: Utviklingen i husholdningenes disponible realinntekt	52
Figur 20: Utviklingen i arbeidsledighet og boligprisindeks.....	53
Figur 21: Arbeidsledige som andel av arbeidsstyrken. AKU og NAV	53
Figur 22: Utviklingen i arbeidsledighet	54
Figur 23: Utviklingen i realrente etter skatt og boligpris.....	55
Figur 24: Rente- og gjeldsbelastning 1996-2017	57
Figur 25: Boliglånsforskrifter	59
Figur 26: Husholdningenes etterspørsel etter lån og bankenes kredittpraksis	61
Figur 27: Igangsatte boliger i hele landet.....	62
Figur 28: Igangsatte boliger i norske storbyer	62
Figur 29: Prisutviklingen i Norge	63
Figur 30: Årlig vekst i boliginvesteringer og boligpriser	64
Figur 31: Nyboligsalg - Sum siste tolv måneder januar 2012 - august 2017.....	65
Figur 32: Sekundærboligstatistikken	65

Figur 33: Befolkningsendringer 1993-2016.....	67
Figur 34: Nettoinnvandring og befolkningsvekst.....	67
Figur 35: Prosentvis endring i folkemengde fra samme kvartal året før.....	68
Figur 36: Endring i antall personer med betalingsanmerkning og	
Figur 37: Betalingsanmerkninger	69
Figur 38: Arbeidsstyrken, sysselsatte og arbeidsledige	70
Figur 39: Utviklingen i husholdningenes forventninger og nominell boligprisvekst	73
Figur 40: Realboligpris	76
Figur 41: Husholdningenes disponible realinntekt.....	77
Figur 42: Husholdningenes realbruttogjeld	77
Figur 43: Forventningsbarometeret	78
Figur 44: Realrente etter skatt.....	79
Figur 45: Boligmasse (K83).....	80
Figur 46: Arbeidsledighet	80
Figur 47: Grafisk fremstilling av feilleddet i forventningsmodellen.....	85
Figur 48: Forventningsmodellen sammenlignet med endring i trendindikatoren	87
Figur 49: Reestimering av Jacobsen og Naug, 1996-2017 og 1996-2004	89
Figur 50: Følgematrise med plot av egenverdi i VECM	107
Figur 51: Resultater fra stabilitetstesting av VECM	107
Figur 52: Grafisk test for autokorrelasjon i VECM	108
Figur 53: Bartlett's test for hvit støy i VECM	109
Figur 54: Grafisk test for normalitet i VECM.....	110
Figur 55: Resultater fra in-sampleprognostisering med VECM.....	111
Figur 56: Resultater fra out-of-sampleprognostisering med VECM	112
Figur 57: Boligprismodell for Norge	119
Figur 58: Boligprismodell for Oslo	120
Figur 59: Utviklingen i husholdningenes innenlandske lånegjeld og boligprisvekst.....	138
Figur 60: Befolkningsendringer	138
Figur 61: Utviklingen i befolkningen og boligprisindeksen.....	138

Tabeller

Tabell 1: Potensielle forklaringsfaktorer på tilbudssiden.....	6
Tabell 2: Potensielle forklaringsfaktorer på etterspørselssiden	6

Tabell 3: Sentrale reguleringer på tilbudssiden i det norske boligmarkedet.....	17
Tabell 4: Resultater fra reestimering av forventningsmodellen.....	86
Tabell 5: Jacobsen og Naug sin boligprismodell. Opprinnelig og reestimerte modeller	88
Tabell 6: De kortsiktige effektene i Jacobsen og Naug	90
Tabell 7: De langsiktige effektene i Jacobsen og Naug	91
Tabell 8: Resultater fra datamining	95
Tabell 9: Lagstruktur: ulike informasjonskriteriers forslag til lagstruktur i VECM.....	101
Tabell 10: Resultater fra Johansens test for kointegrasjon i VECM.....	102
Tabell 11: Resultater fra VECM(3).....	104
Tabell 12: Resultater fra lineæritetstesting i VECM.....	105
Tabell 13: Resultater fra Lagrange multiplikator-test i VECM.....	108
Tabell 14: Resultater fra Jarque-Bera-test for normalitet i VECM	109
Tabell 15: Shapiro-Wilk test for normalitet i VECM.....	110
Tabell 16: En alternativ boligprismodell: forutsetninger og beregninger.....	116
Tabell 17: Oppsummering av forventet utvikling i driverne og forventet effekt på boligprisene....	122

1. Innledning

Etter flere år med sterk vekst i boligprisene skjøt utviklingen virkelig fart i 2016, og gjennom 2017 har vi vært vitne til noe som kan ligne en korreksjon av prisene i boligmarkedet. Vi har observert at flere underliggende faktorer i boligmarkedet har hatt en interessant utvikling, og da boligprisene begynte å falle var dette med på å gi oss inspirasjon til oppgaven. Vi er genuint opptatt av å forstå hva som skjer i boligmarkedet og hvordan utviklingen i boligprisene henger sammen med økonomien for øvrig. Det er i tider der vi kan observere avvik fra historisk trend nytteverdien av slike utredninger er høy. Samtidig øker vanskelighetsgraden i takt med nytteverdien.

I denne utredningen har vi som formål å få bedre innsikt i hvilke faktorer som potensielt kan forklare utviklingen i boligprisene og hvorfor vi etter flere år med sterk vekst i boligprisene opplever at prisene faller i 2017. Vi vil gjennomgå eksisterende empiri for å se hvilke faktorer som det tidligere har vært antatt at påvirker boligprisveksten, og undersøke om styrkeforholdet mellom de ulike faktorenes effekt på boligprisene har endret seg over tid. Videre er vi interessert i å studere gjeldsutviklingen og finne ut om denne har blitt en tydeligere determinant for boligprisene, spesielt etter de seneste endringene av boliglånsforskriftene. Videre har vi til hensikt å finne ut hvordan det er med framtidsutsiktene i boligmarkedet. Med utgangspunkt i en empirisk analyse av den historiske boligprisutviklingen og utvalgte forklaringsfaktorer, vil vi konstruere tre ulike boligprismodeller som skal forklare den historiske utviklingen i boligprisene. Deretter vil vi benytte resultatene fra disse analysene til å predikere utviklingen fremover. Modellene baserer seg på kvartalsdata, og vårt mål vil hele tiden være å fremskaffe det mest solide datagrunnlaget som er tilgjengelig. Utredningen vil også gi indikasjoner på hvor godt egnet de tre ulike modelltypene er til å forklare historisk og fremtidig utvikling i boligprisene, noe som kan anses som relevant i fremtidig forskning.

Utredningen starter med å presentere prisdannelsen i boligmarkedet i kapittel 2, før vi ser nærmere på hvordan boligpriser måles i kapittel 3. Kapittel 4 redegjør for særegenheter og utviklingen i det norske boligmarkedet. Statistisk teori og metode vil bli gjennomgått i kapittel 5. I kapittel 6 presenteres en empirisk gjennomgang av utvalgte faktorer. Stasjonærhetstesting av variabler kombinert med en gjennomgang av hvordan vi innhentet vår data vises i kapittel 7. Kapittel 8 presenterer Jacobsen og Naug sin boligprismodell. I kapittel 9 gjennomgås vår Vector Error Correction Model. En alternativ boligprismodell vil bli presentert i kapittel 10. Til slutt oppsummerer vi utredningens hovedfunn og konklusjon i kapittel 11.

2. Prisdannelsen i boligmarkedet

I dette kapittelet vil vi redegjøre for teorien som ligger til grunn for prisdannelsen i boligmarkedet. Boligprisene påvirkes generelt av de samme mekanismene som prisdannelsen i de fleste markeder, men kjennetegnes i tillegg ved enkelte sætrekk. Videre vil vi ta for oss betydningen av tidshorisont og presentere potensielle faktorer som kan bidra til å forklare endringer i boligprisene.

En bolig kjennetegnes ved at den er dyr å produsere, har lang levetid og tilhører et geografisk område. Boliger er også ulike og må derfor betraktes som et heterogent gode (Osland, 2001). Videre kan boligmarkedet ikke karakteriseres som et perfekt marked med fri konkurranse. Det inneholder blant annet elementer av asymmetrisk informasjon og kostnader knyttet til søk, transaksjoner og flytting. I tillegg er markedet regulert av offentlige myndigheter. Kompleksiteten knyttet til å ta hensyn til alle disse faktorene gjør det mer hensiktsmessig å foreta forenkende forutsetninger når det gjelder markedstilpasningen. Vi forutsetter blant annet at ingen aktører har markedsmakt og derfor ingen anledning til å påvirke boligprisene. Videre antas at utvalget av boliger er så stort at alle mulige kombinasjoner av ulike egenskaper ved boliger finnes. Det er ingen søke-, transaksjons- eller flyttekostnader ved kjøp og salg, og alle aktører har kunnskap om alle egenskapene til alle boliger.

En bolig kan sies å ha både en teknisk og en subjektiv verdi. Den tekniske verdien til en bolig reflekterer hvor mye det koster å ferdigstille eller gjenskaffe den, mens boligens subjektive verdi er det noen er villig til å betale eller ta betalt for den (Larsen og Sommervoll, 2004). Sistnevnte betyr at likevektsprisen i boligmarkedet dannes i krysningspunktet mellom tilbud og etterspørsel. Økt tilbud og redusert etterspørsel leder til prisedgang, og motsatt vil redusert tilbud og økt etterspørsel presse prisene opp. I vår utredning er det denne likevektsprisen som ligger til grunn for analyser og diskusjon.

2.1 Etterspørselssiden

Boligmarkedet skiller seg fra de fleste andre markeder ved at boligmassen er heterogen langs en rekke dimensjoner (Nordvik & Medby, 2007). Det betyr at dette markedet kan segmenteres i flere delmarkeder basert på ulike egenskaper som for eksempel boligens type, størrelse, standard eller beliggenhet. Etterspørselen etter boliger kan dermed variere mellom disse delmarkedene, samtidig som ulike faktorer kan påvirke etterspørselen innen de enkelte delmarkedene. Med dette utgangspunktet vil en separat analyse av prismekanismene innen hvert enkelt delmarked være optimalt. For å redusere kompleksiteten vil det imidlertid være mer formålstjenlig å benytte aggregerte størrelser i videre utredning.

Etterspørselskurven i boligmarkedet forklarer etterspurt volum for gitt pris. Vi finner det nærliggende å betrakte bolig som et normalt gode med negativ priselastisitet, der kurven er fallende og konveks. En

prisøkning vil redusere etterspurt volum, men volumet som etterspørres vil synke mer ved en prisøkning fra et lavt prisnivå enn ved en tilsvarende økning fra et høyere prisnivå.

2.2 Tilbudssiden

Dagens boligmasse representerer tilbudet i markedet, som ikke må forveksles med antall boliger til salgs. Endring i tilbudet fra en periode til den neste vil i stor grad være et resultat av antall ferdigstilte boliger i perioden (Rosen, 1974). Boligbygging er en tidkrevende prosess, der kortsiktige kapasitetsbegrensninger i byggebransjen, byråkrati, byggetekniske krav og kommunal tomteregulering bidrar til forsinkelser. Nylig ferdigstilte boliger vil derfor kun utgjøre en liten andel av total boligmasse til enhver tid. Boligmarkedets heterogenitet kompliserer prosessen ytterligere ettersom det faktum at ingen prosjekter er identiske begrenser muligheten for standardisering av prosedyrer. Disse tilpasningstregighetene gir tilbudssiden i boligmarkedet begrenset fleksibilitet sammenlignet med mer standardiserte konsumgoder som raskt kan tilpasse produkttilbudet ved et etterspørselssjokk. Følgelig vil prisen i boligmarkedet hovedsakelig bestemmes av etterspørselen på kort sikt, og det vil kunne oppstå sterke prissvingninger avhengig av svingninger i komponentene som styrer boligetterpørselen.

Tilbudskurven i boligmarkedet forklarer tilbudt volum for gitt pris, og er rimelig konstant på kort sikt. En perfekt uelastisk tilbudskurve vil være vertikal. En slik situasjon reflekterer at netto endring i boligmassen er null, og innebærer at boligprisene utelukkende bestemmes av endringer i etterspørselen. I nyere tid har vi imidlertid vært vitne til forhold i det norske markedet som forsvare en antakelse om positiv netto endring i boligmassen også på kort sikt, og dermed at tilbudskurven kun er tilnærmet perfekt uelastisk og gjør små skift mot høyre¹. På kort sikt innebærer det at selv om boligbyggingen avtar i en situasjon med prisnedgang, vil byggingen neppe stoppe helt med umiddelbar virkning. På grunn av den relativt lave volumendringen vil prisene likevel avhenge mer av etterspørselsrelaterte faktorer. På lang sikt vil det imidlertid være større muligheter for endringer i kapasiteten i byggebransjen og ferdigstillingen av boliger. Over tid vil dette kunne medføre en mer balansert tilpasning mellom tilbud og etterspørsel i boligmarkedet.

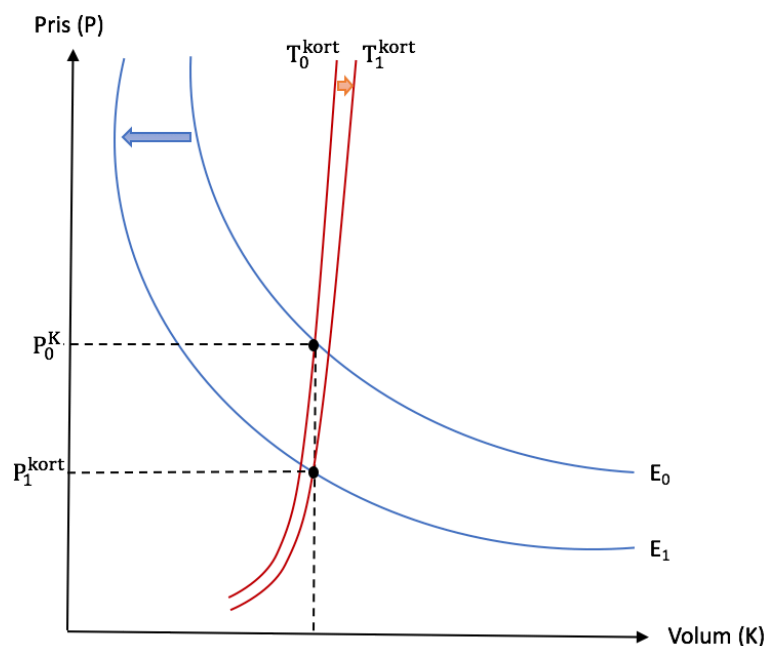
2.3 Likevektspris på kort og lang sikt

I likhet med markeder generelt dannes likevektsprisen for boliger i skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven. I figur 1 er likevektsprisen i utgangspunktet gitt ved P_0^K der kurvene for kortsiktig

¹ Antakelsen baseres på det faktum at boligmassen har økt hvert eneste år siden 2006, dvs. netto endring i boligmassen har vært positiv hvert eneste år i perioden (SSB, 2017). En av årsakene til dette er at myndighetene ønsker å stimulere til høy byggeaktivitet (se kapittel 5). Den høye byggeaktiviteten gjør at det stadig tilføres nye boliger til markedet, og tilbudet øker.

tilbud T_0^{kort} og etterspørsel E_0 skjærer hverandre. Ved et negativt etterspørselssjokk i det norske boligmarkedet slik forholdene har utviklet seg de seneste årene, for eksempel som følge av nye politiske tiltak, vil etterspørselskurven skifte innover til E_1 og forårsake prisfall. Dersom antakelsen om positiv netto endring i boligmassen på kort sikt skal holde, vil tidsetterslepet medføre at tilbudet øker marginalt også i tiden etter et negativt etterspørselssjokk. Følgelig skifter tilbudskurven utover til T_1^{kort} . Dette vil forsterke den kortsiktige effekten på prisene ytterligere, som vil falle til ny likevekt i P_1^{kort} . Den nye tilpasningen indikerer et betydelig prisfall, men samtidig minimal tilbudsøkning. Et etterspørselssjokk kan dermed resultere i en kortsiktig likevektspris som skiller seg fra den langsiktige på grunn av tidsetterslepet som oppstår når boligmassen tilpasser seg endringene i boligetterterspørselen. Ifølge Jacobsen og Naug (2004) bør en langtidsmodell for boligmarkedet derfor inneholde forklaringsfaktorer for utviklingen i boligmassen, som bygge- og tomtkostnader samt nyboligpriser. I likevekt vil prisfunksjonen være en konveks funksjon av egenskapene ved boligen (Osland, 2001).

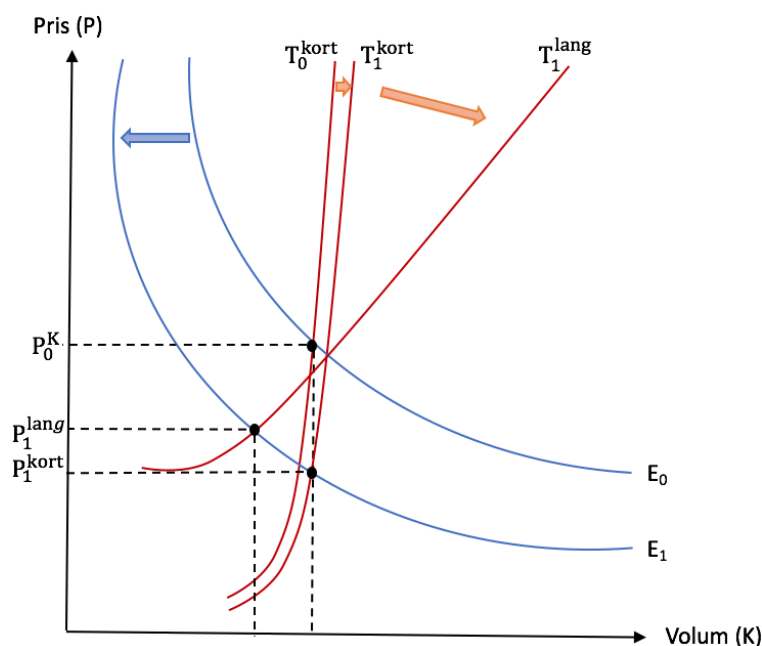
Figur 1: Prisdannelsen på kort sikt



Det kortsiktige prisfallet vil svekke lønnsomheten i byggebransjen og føre til at veksten i boligmassen avtar. Dette kan ha en dempende effekt på prisutviklingen over tid. På lang sikt vil tilbudskurven være mer elastisk enn på kort sikt slik at også endringer i netto boligmasse vil tilpasse seg de nye markedsforholdene. I figur 2 illustreres tilbudskurvens gradvise skift fra kortsiktig likevekt i P_1^{kort} til langsiktig likevekt i P_1^{lang} , som er skjæringspunktet mellom kurvene for kortsiktig tilbud T_1^{lang} og etterspørsel E_1 . Resultatet er at det store prisfallet på kort sikt har korrigert noe tilbake på lang sikt. Figuren viser at de kortsiktige effektene på boligprisene er større enn de langsiktige. Det er knapphet på

innsatsfaktorer i boligbyggingen som gjør tilbudskurven konveks. Tomter, arbeidskraft og materialer er eksempler på innsatsfaktorer. Tilbudskurven vil derfor ta formen til grensekostnadskurven over tid.

Figur 2: Prisdannelsen på lang sikt



Alternativ teori argumenterer for at tilbudet av boliger er perfekt elastisk på uendelig lang sikt. Det betyr at et skift i etterspørselen kun har effekt på boligmassen, men ikke på prisen (Kenny, 1998). Dette forutsetter at det eksisterer perfekte markeder uten inngangsbarrierer, og hvor alle faktorer på tilbudssiden er variable på lang sikt. I et slikt marked vil likevektsprisen til enhver tid være den som gir byggebransjen normal profitt. Grunnet de strenge forutsetningene anser vi denne teorien som uegnet i vår utredning.

2.4 Potensielle forklaringsfaktorer

Det er viktig å identifisere drivkreftene i boligmarkedet når vi skal forsøke å forklare prisutviklingen. I tabell 1 og tabell 2 presenteres potensielle prisdrivere på tilbuds- og etterspørselssiden.

2.4.1 Tilbudssiden

Boligtilbudet avhenger blant annet av byggekostnader, tomtepriser og kapasiteter i byggebransjen, samt mengden ferdigregulerte tomter.

På lenger sikt kan eksempelvis endringer i infrastruktur påvirke tilbudet av boliger gjennom utbedring av transportmulighetene til byene. Dette vil kunne redusere pendlertiden inn til sentrum, noe som vil stimulere til økt nybygging i utkantstrøk dersom det blir mer attraktivt å bo der. Mange av de som vurderer å selge bolig har gjort seg opp en mening om hvor mye, eller lite, de er villige til å ta betalt.

Både prisforlangende og salgstidspunkt vil naturlig inngå i en strategi der formålet er å oppnå høyest mulig salgpris. Alle forhold som kan påvirke vurderinger rundt dette vil potensielt kunne ha innvirkning på tilbudet av boliger til salgs. I tillegg kan boligmevlernes anbefalinger til kjøpere og selgere ha betydning for tilbudet av boliger. Meglere baserer ofte sine råd på bakgrunn av kunnskapen de har om lokalkmarkedet. Som vi illustrerte i figur 2 fører økt tilbud av boliger isolert sett til lavere boligpriser. Fellesnevneren for de fleste forklaringsfaktorene på tilbudssiden er at de kun har betydning på lenger sikt grunnet tidsetterslepet. Vi må derfor se på etterspørselssiden for å danne oss en bedre forståelse av hvilke faktorer som driver boligprisene på kort sikt.

Tabell 1: Potensielle forklaringsfaktorer på tilbudssiden

Boligbygging og boligavgang	Infrastruktur
Forholdet mellom andelen som eier og leier bolig	Skattesystemet
Tregheter i bygge- og bevilgningsarbeid	Lønnsomheten i byggebransjen
Kapasitetsbegrensninger	Offentlige reguleringer og tillatelser
Eiendomsmevlere	Salgsstrategi

2.4.2 Etterspørselssiden

Tradisjonelt har nordmenn investert en stor andel av sine midler i bolig. Dersom husholdningenes spareadferd endres kan det påvirke etterspørselen etter bolig. Det kan for eksempel skje et skifte mot økt sparing i andre alternativer som aksjer og fond som reduserer etterspørselen etter bolig og bidrar til fallende boligpriser.

Tabell 2: Potensielle forklaringsfaktorer på etterspørselssiden

Inntekt	Renter
Tilgangen til kreditt	Skattesystemet
Arbeidsledighet	Yrkesstruktur og utdanning
Konjunktursvingninger	Boligspekulanter
Demografi	Relativ produktivitet
Spareadferd	Befolkningens størrelse og sammensetning
Offentlige reguleringer	Innvandring, flyttemønster og sentralisering
Forventninger om fremtiden	Media
Eiendomsmevlere	Kjøpsstrategi
Priskorreksjoner	Bokostnad og alternativkostnad

Utviklingen i befolkningens størrelse og sammensetning vil også kunne påvirke boliggetterspørselen. Endringer i demografiske forhold kan tenkes å påvirke både befolkningsstørrelsen og sammensetningen

av husholdningene, og følgelig drive etterspørselen på lang sikt. Eksempelvis kan en økning i antall samlivsbrudd både redusere husholdningenes størrelse og øke antall husholdninger. Den underliggende trenden i samfunnet generelt er synkende gjennomsnittlig husholdningsstørrelse og økende antall husholdninger (SSB, 2017). I tillegg er markedet preget av urbanisering som følge av personlige preferanser og et ønske om å bo sentralt, men også andre sentraliseringskrefter. Overgangen fra jordbruks- og industrinæringer til tjenesteytende næringer de siste tiårene har endret yrkesstrukturen og hevet kompetansekravene i arbeidslivet. Arbeidsmarkedet for høykvalifisert arbeidskraft er ofte lokalisert i storbyene, noe som gjør at etterspørselen etter bolig kan øke med etterspørselen etter kompetente arbeidstakere. Videre kan boligprisene presses ytterligere opp ved at selskapene som er lokalisert i urbane strøk i gjennomsnitt betaler høyere lønninger som øker betalingsevnen. Begrenset boligtilbud i storbyene gjør at boligprisene i disse områdene er spesielt sensitive for endringer i flyttemønster og husstandssammensetning.

Etterspørselen antas å falle dersom bokostnaden ved å eie i forhold til å leie øker. Mange finansierer boligkjøpet med gjeld, og renter utgjør en betydelig andel av den løpende bokostnaden. Derfor påvirker bankrenten boligprisene ved at bokostnaden øker og boliginvesteringens lønnsomhet faller når realrenten stiger. Dette fører til at både etterspørselen og tilbudet av boliger reduseres, fordi det også påvirker byggebransjens tilgang på finansiering. På den annen side vil lavere realrente påskynde investeringer og bidra til prisoppgang, noe vi har kunnet se antydninger til i boligmarkedet de siste årene (Norges Bank, 2017). Bankenes utlånspraksis avhenger av lønnsomhet, husholdningenes betalingsevne, boligens panteverdi og offentlige reguleringer. Strengere reguleringer fra myndighetene kan gi prisfall fordi det tvinger bankene til å stramme inn på sine lånetilbud (Regjeringen, 2016). Samtidig har renten innvirkning på husholdningenes forventninger om fremtiden (Jacobsen og Naug, 2004). Boligbeskatningen spiller også en rolle for boligprisutviklingen gjennom husholdningenes skattetilpasning.

I likhet med selgere, har også mange av de som vurderer å kjøpe bolig gjort seg opp en mening om hvor mye de er villige til å betale for et objekt som oppfyller gitte preferansekrav. Dersom de observerer at boliger av denne typen konsekvent blir solgt for en høyere pris, blir det muligens nødvendig å oppjustere sin betalingsvillighet eller endre sine preferanser. En oppjustering av betalingsvilligheten forekommer spesielt under oppgangstider når forventningene om fremtidig inntekt og betalingsevne er optimistiske, og kan bidra til boligprisstigning. Det kan også tenkes at medier, boligmeglere og andre aktører er med å drive etterspørselen etter boliger ved at de bidrar til å forme husholdningenes forventninger om fremtiden. Økt arbeidsledighet kan imidlertid skape større økonomisk usikkerhet og resultere i redusert etterspørsel med boligprisfall som konsekvens.

3. Måling av boligpriser

En prisindeks reflekterer prisutviklingen til et gode mellom to ulike tidspunkt. Boligprisindekser skal beskrive utviklingen i prisene på boliger som er kjøpt av husholdninger med utgangspunkt i et basisår. En boligprisindeks kan ha flere nyttige bruksområder, og benyttes blant annet som en indikator på økonomisk vekst og stabilitet, samt ved utformingen av finans- og pengepolitikk (Eurostat, 2017). I dette kapittelet skal vi se nærmere på ulike fremgangsmåter som benyttes for å løse utfordringene man står overfor vedrørende målingene som inngår i en indeks for boligprisene. Den første utfordringen er knyttet til boligmarkedets heterogenitet og det faktum at prisene generelt varierer mellom flere dimensjoner. Eksempelvis kan to tilsynelatende identiske boliger verdsettes forskjellig grunnet ulik beliggenhet. For det andre omsettes hver enkelt bolig relativt sjelden. Den lave omsetningshastigheten i boligmarkedet kompliserer oppgaven med å følge prisutviklingen til den enkelte bolig over tid. Dersom boligen gjennomgår en oppgradering som medfører en verdistigning i perioden vil dette komplisere måleprosessen fordi det er svært krevende å ta hensyn til slike forhold i alle tilfeller. Det samme gjelder dersom dårlig vedlikehold forringer boligverdien. For det tredje kan begrenset tilgang til historisk datamateriale vanskeliggjøre utarbeidelsen av en god boligprisindeks.

Ulike metoder er utviklet og anvendt for utarbeidelse av boligprisindekser. Enkelte metoder baserer seg på endringer i gjennomsnitts- eller medianpris mellom boliger som er omsatt i ulike perioder. Dersom boligene som omsettes i de ulike periodene er av ulik type eller kvalitet er det en risiko for at det oppstår skjevheter i datamaterialet mellom periodene. Dette gir opphav til potensielle feilkilder i disse indeksene. Det at boliger som omsettes i ulike perioder vil være kvalitativt forskjellige bør ikke påvirke en indeks for boligprisene (Takle, 2012). I utarbeidelsen av boligprisindekser er det dermed blitt normalt å anvende konstante kvalitetsmetoder som den hedonistiske metoden, gjensalgsmetoden eller en kombinasjon av disse. Disse metodene gjør boligene sammenlignbare ved at de justerer for kvalitetsmessige ulikheter slik at man ikke er avhengig av å kjenne egenskapene ved hver enkelt bolig i detalj (Takle, 2012).

I utarbeidelsen av indekser er det også viktig å ta hensyn til de særtrekkene som kjennetegner det enkelte markedet som analyseres. Det har vært en jevn økning i prisene i det norske boligmarkedet de siste tjue årene, men innenfor hvert år har prisene hatt en tendens til å stige gjennom våren og flate ut eller falle utover høsten (SSB, 2017). Dette kan skyldes faste sesongvariasjoner på tilbuds- og eller etterspørselssiden, men det kan også være sesongvariasjoner i ulike boligdimensjoner som indeksen ikke klarer å fange opp. Ved å sesongjustere indeksen kommer den underliggende utviklingen i boligprisene tydeligere frem. Dersom en indeks reflekterer boligprisutviklingen i nominelle verdier, må den også inflasjonsjusteres for at den skal kunne sammenlignes med prisutviklingen i økonomien generelt. Ved å korrigere indeksen for inflasjon får man den reelle prisutviklingen for boliger i forhold til varer og tjenester

i økonomien for øvrig. Når vi analyser utviklingen i det norske boligmarkedet som helhet, er det også viktig å være oppmerksom på at indeksene baserer seg på gjennomsnittlige størrelser. I dette kapittelet vil vi presentere den hedonistiske metoden og gjensalgsmetoden, samt to sentrale boligprisindekser utarbeidet av Eiendom Norge og Statistisk Sentralbyrå (SSB). Norges Bank (NB) publiserer også en boligprisindeks og kvadratmeterpris som dekker den historiske perioden tilbake til 1819. Deres indeks vil vi komme tilbake til i kapittel 4. Vi redegjør også kort for sesongjustering og ulike mål på inflasjon for deflatering av nominelle til reelle verdier.

3.1 Den hedonistiske metoden

I økonomifaget forbindes den hedonistiske metoden med heterogene goder, og er derfor mye anvendt i studier av boligmarkedet (Osland, 2001). Det europeiske statistikkbyrået Eurostat skriver i sin håndbok for boligprisindekser at den hedonistiske metoden antageligvis er den beste metoden for å beregne en kvalitetsuavhengig indeks for ulike boligtyper (Eurostat, 2013). Metoden tar utgangspunkt i at boliger er karakterisert ved ulike egenskaper, og at det er en sammenheng mellom disse egenskapene og boligens markedspris. Boligprisen kan bli påvirket av både interne og eksterne egenskaper. Interne egenskaper er knyttet til selve boligen, som blant annet boligens størrelse, type og standard. Eksempler på eksterne egenskaper kan være avstandsvariabler som nærhet til sentrum eller friluftsområder, eksternaliteter som forurensningsnivået eller luftkvaliteten i området, og sosiale faktorer som statusen til nabolaget. Den hedonistiske metoden har som formål å beskrive hvordan boligprisen er et resultat av samspillet mellom tilbudet og etterspørselen for alle egenskapene til boligen (Rosen, 1974). Basert på gjennomsnitts- eller medianverdiene til egenskapene kan en standardbolig defineres. Alle boligtransaksjoner kan dermed tilpasses standardboligen og legges til grunn for blant annet tidsserieanalyser. Med andre ord vil en hedonistisk boligprisindeks gjøre boliger sammenlignbare slik at det blir mulig å måle den historiske prisutviklingen justert for kvalitetsforskjeller mellom de solgte boligene.

Hedonistisk prising baseres på at det er summen av prisene til alle egenskapene ved boligen som til sammen utgjør boligens totale markedspris. Ulike sammensetninger av egenskaper vil dermed gi ulik totalpris for boligen. Metoden har derfor som formål å måle den implisitte prisen til hver enkelt egenskap. Prisene kalles implisitte fordi de observeres indirekte via totalprisen. De implisitte prisene kan tolkes som marginal betalingsvillighet, der en marginal endring i en egenskap vil føre til en endring i totalprisen. For å identifisere betalingsvilligheten for egenskapene, kan man benytte lineære, logaritmiske eller kvadratiske regresjonsanalyser til å utlede en hedonistisk prisfunksjon. I en slik funksjon er boligprisen den avhengige variabelen, mens de ulike egenskapene ved boligen utgjør de uavhengige variablene, også kalt forklaringsvariablene. Forklaringsvariablene kan være enten numeriske (størrelse, alder, avstand m.m.) eller klassifiserende (type, utsikt, tilhørende hybel m.m.). Regresjonsanalysen vil gi en forenklet

matematisk beskrivelse av den virkelige sammenhengen mellom boligprisen og boligens ulike egenskaper ved å forklare hvilke variabler som er statistisk signifikante i tillegg til å gi en oversikt over forklaringsvariablenes koeffisienter. Koeffisientene gir en verdi for effekten en marginal endring i en tilfeldig valgt egenskap har på boligprisen, gitt at de andre egenskapene ikke endres¹. Se kapittel 5 for mer om regresjonsanalyser og statistisk metode.

To sentrale utfordringer ved den hedonistiske metoden, er (1) å identifisere og inkludere alle egenskapene som påvirker boligprisen og (2) å definere prisfunksjonens optimale form (Rosen, 1974). Det kan også være problematisk om det er perfekt korrelasjon mellom to forklaringsvariabler. Dette kalles multikollinearitet, og kan oppstå dersom det viser seg å være en systematisk sammenheng mellom eksempelvis boligens alder og beliggenhet. I dette eksempelet kan det tenkes at majoriteten av boligene i ulike områder er bygget innenfor korte tidsrom i forskjellige perioder, slik at det blir vanskelig å estimere hvor mye av prisen i området som skyldes boligens alder, og hvor mye som er påvirket av beliggenheten. Boligprisindeksene som utgis av Eiendom Norge og SSB er begge utarbeidet etter hedonistisk metode og oppgis i nominelle verdier.

3.2 Gjensalgsmetoden

Boligprisindekser basert på gjensalgsmetoden benytter opplysninger om boligtransaksjoner der den samme boligen har blitt solgt flere ganger i løpet av en gitt periode (Nagaraja et al, 2012). Den største fordel med metoden er at den unngår problemer knyttet til variasjoner i boligens egenskaper, ettersom man kun inkluderer observasjoner som er partransaksjoner. Gjensalgsmetoden behøver i utgangspunktet kun informasjon om transaksjonspris- og dato samt boligens adresse, og er derfor mye mindre dataintensiv enn den hedonistiske metoden. Inkluderingen av adresseopplysninger innebærer også at gjensalgsmetoden automatisk kontrollerer for beliggenhet på detaljnivå, noe den hedonistiske metoden ikke er i stand til (Eurostat, 2013). Ulempen er at boliger som er solgt kun én gang i estimeringsperioden vil ekskluderes fra utvalget. Ettersom boliger er relativt illikvide, kan kravet om

¹ En lineær hedonistisk prisfunksjon kan formuleres som:

$$p_n^t = \beta_0^t \sum_{k=1}^K \beta_k^t \cdot \text{egenskap}_{nk}^t + \varepsilon_n^t$$

Regresjonskoeffisientene β_0^t og β_k^t kan tolkes som konstantleddet og koeffisientene til de ulike egenskapene ved boligen. Konstantleddet kan tolkes som en ikke-navngitt egenskap hvis kvantum alltid er lik 1 for én vare, og kan betraktes som det generelle prisnivået (Zhang, 2006). Forklaringsvariablene kan ha flere funksjonsformer. Funksjonen forklarer hvor mye prisen p_n^t varierer med en bestemt egenskap n på tidspunkt t når alle andre egenskaper holdes konstant (Eurostat, 2013). Dermed tas det hensyn til at sammensetningen i den omsatte boligmassen kan ha endret seg over tid med tanke på de egenskapene som inkluderes i modellen og markedsværdien av disse. Residualen ε_n^t er differansen mellom faktisk boligpris og den prisen som estimeres ved bruk av regresjonslikningen. Dette er en stokastisk variabel med forventningsverdien 0 og konstant variasjon.

partransaksjoner gi et datagrunnlag bestående av relativt få observasjoner og føre til utvalgsbias. Videre kan kravet om partransaksjoner potensielt føre til at boliger som typisk omsettes relativt frekvent blir overrepresentert i utvalget. Dette kan eksempelvis være førstegangshjem eller boliger som er populære spekulasjonsobjekter. Dersom denne type boliger kan tenkes å holde en lavere standard enn markedet for øvrig, kan en overrepresentasjon av disse boligene forårsake skjevheter i datagrunnlaget. I tillegg er en rimelig antakelse at nye boliger vil være underrepresentert i datagrunnlaget mot slutten av estimeringsperioden. Den kanskje mest kjente boligprisindeksen som bruker gjensalgsmetoden, er analyseselskapet Standard and Poor's *Case-Shiller Home Price Index* for det amerikanske boligmarkedet.

3.3 Boligprisstatistikken

Hver måned utarbeider og publiserer Eiendom Norge eiendomsmeidlerbransjens boligprisstatistikk i samarbeid med Eiendomsverdi AS og Finn.no. Frem til og med oktober 2011 var statistikken drevet i et samarbeid mellom Eiendom Norge og Norges Eiendomsmeidlerforbund (NEF), men fra november 2011 er Eiendom Norge eier av statistikken¹. Eiendom Norge er en bransjeorganisasjon for norske eiendomsmeidlerforetak. Foreningens medlemmer står for omtrent 96 prosent av alle boligtransaksjoner i Norge, noe som tilsvarer om lag 132 000 transaksjoner i 2016 (Eiendom Norge, 2017). Statistikken kartlegger prisutviklingen for sammenlignbare bruktboliger i det norske markedet, og har en viktig funksjon i landets økonomi og det norske samfunnet. Mellom 1985 og 2002 baserte datagrunnlaget i statistikken seg på frivillig rapportering fra NEFs medlemmer². Fra 2002 er datagrunnlaget basert på salg som er formidlet av meglere og annonsert på Finn.no. Boligprisstatistikken inkluderer med andre ord ikke en totaltelling over solgte boliger, men omfatter om lag 70 prosent av alle bruktboliger som omsettes i løpet av et år (Eiendom Norge, 2017).

Boligprisstatistikken (BPS) oppgir gjennomsnittlig kvadratmeterpris for eneboliger, delte boliger og leiligheter på nasjonalt og regionalt nivå³. BPS-indeksen rapporterer endringer i kvadratmeterprisene for sammenlignbare boliger ved å benytte en basisperiode, som presenteres som prosentvise endringer i indeksnivået. Ved å benytte kvadratmeterpriser ivaretas behovet for å forankre prisene til et nivå i en gitt region til en gitt tid. Eiendomsverdi utarbeider indeksen basert på en hedonistisk verdianslagsmodell som estimerer sammenhengen mellom boligens omsetningspriser og boligens observerbare

¹ Boligprisstatistikken ble tidligere publisert av NEF i samarbeid med Eiendom Norge, frem til september 2013. Frem til og med april 2013 ble boligprisstatistikken utarbeidet av Pöyry Management Consulting, men i dag utarbeides den av Eiendomsverdi AS. Fra og med januar 2014 benyttes Eiendomsverdies datakilder også for perioden før Eiendomsverdi overtok beregningsansvaret. Eiendom Norge het tidligere Eiendomsmeidlerforetakenes Forening (EFF), skiftet navn til Eiendom Norge i april 2014 (Eiendom Norge, 2017).

² Tallgrunnlag før 2002 eies av NEF (Eiendom Norge, 2017).

³ Kvadratmeterpris er basert på gjennomsnittsboligen på ca. 100 m² og oppgis i 1000 NOK.

egenskaper langs dimensjoner som fysisk utforming, alder og geografi¹. Modellen estimerer en implisitt pris for hver egenskap som summerer til en antatt totalverdi for hele boligen. Videre beregnes forholdet mellom faktiske og modellestimerte omsetningspriser for de nyeste boligtransaksjonene. Ved å identifisere medianbrøken for forholdet mellom faktiske og estimerte priser kan man beregne typisk prisendring innenfor de ulike boligtypene og geografiske områdene. Medianen angir den prisendringen hvor en like stor andel av observasjonene er høyere og lavere enn anslagene. Ved å kontrollere for kvalitetsforskjeller på denne måten blir det mulig å sammenligne prisutviklingen for ulike boliger. Indeksen på landsbasis beregnes som et vektet gjennomsnitt av indeksene for hele landet etter boligtyper, og ikke etter geografi. Det ble tidligere benyttet vektet som var avhengige av transaksjonsvolum per måned, men i dag er alle måneder vektet likt uavhengig av transaksjonsvolum.

3.4 Boligprisstatistikken

Statistisk Sentralbyrå startet publiseringen av en kvartalsvis prisindeks for brukte boliger i 1993 med historikk tilbake til og med første kvartal 1991. Frem til 2002 ble opplysninger om boligtransaksjoner anskaffet gjennom skjemaundersøkelser til kjøpere av selveierboliger som ifølge tinglysingsregisteret var omsatt i fritt salg. Etter hvert utarbeidet SSB også prisindekser for borettslagsleiligheter med data fra Norske boligbyggelag (NBBL). De to eieformene ble sammenslått til en totalindeks i 2002. Den nye indeksen fikk navnet Boligprisindeksen (BPI), og baserte seg på data hentet direkte fra Finn.no, NBBL og senere også meglerfirmaet Notar. Med formål om å forbedre modellen og å kunne måle prisutviklingen på et mer detaljert nivå enn tidligere, gjorde SSB en større overhaling av BPI i 2008. Fra og med 2009 hentes all informasjon om boligtransaksjoner som indeksen bygger på fra Finn.no. I tillegg suppleres det med mer fullstendig informasjon om boligene fra Norges offisielle eiendomsregister, Matrikkelen (Takle, 2012).

Boligprisindeksen måler verdiutviklingen for hele boligbestanden, basert på løpende opplysninger om brukte boliger som omsettes i fritt salg². SSB beregner indekser for tre boligtyper: enebolig, småhus og blokkleilighet. Indeksene deler landet inn i 11 regioner, hvorav fire av regionene er storbyene Oslo (med Bærum), Stavanger, Trondheim og Bergen³. Til sammen utgjør dette 33 delindekser som vektet sammen til totalindekser for hele landet og for regionene. Vektene er verdien av boligbestanden innenfor hver av de 33 segmentene. Verdien estimeres ved å multiplisere gjennomsnittlig omsetningspris fra foregående

¹ Eiendomverdis hedonistiske modell inkluderer følgende observerbare egenskaper om de solgte boligene: boligtype, antall kvadratmeter boligareal (p-rom) og bruttoareal (BTA), etasje, tomtestørrelse, byggeår, eieform av tomt og bolig, antall og type bygninger og beliggenhet (Eiendom Norge, 2017).

² Før 2012 kunne 1-3 prosent av datamaterialet i BPI representere nye boliger, men SSB utelater nå boliger som er bygget inneværende år og/eller året før (SSB, 2017).

³ SSB måler i tillegg gjennomsnittlige kvadratmeter priser helt ned på kommunenivå.

år med antallet boliger av den aktuelle boligtypen i regionen. Videre benyttes den hedonistiske metoden til å korrigere delindeksene for prisendringer som skyldes forskjeller i de omsatte boligenes gjennomsnittlige type, størrelse, alder og geografiske beliggenhet¹. Det korrigeres ikke for endring i boligens standard for eksempel som følge av utbedringer eller oppgraderinger.

Den viktigste forskjellen mellom BPI og Eiendom Norges BPS er valg av vektorer og publiseringshyppigheten. SSBs vekting av geografiske områder er blant annet avhengig av prisnivået, slik at områder med høyere boligpriser veier tyngre. I tillegg er BPI basert på et bredere datamateriale ettersom den måler prisutviklingen for hele boligstanden, mens BPS måler prisutviklingen basert på de boligene som til enhver tid omsettes. BPI inkluderer også borettsleiligheter, mens BPS inkluderer kun borettsleiligheter som omsettes gjennom meglere som annonserer på Finn.no².

3.5 Sesongjustering

Selv med en underliggende trend i prisutviklingen er det en tendens til at prisene varierer mellom sesonger i et mønster som gjentar seg omtrent på samme tid hvert år. Fra 2003 til 2013 var prisstigningen sterkest i januar og svakest i desember, etter at det er kontrollert for hvilke typer boliger som selges i de ulike månedene (Eiendom Norge, 2017). Den generelle trenden er at prisene stiger mest om våren mens de synker eller flater ut på høsten. For å identifisere den underliggende prisutviklingen er det derfor viktig å kontrollere for prissvingninger som kan tilskrives et gjentakende sesongmønster. Sesongvariasjoner betegnes som differansen mellom endringen i den faktiske prisindeksen og den sesongjusterte indeksen. Både Eiendom Norge og SSB benytter standardteknikker for å fjerne sesongvariasjoner i datagrunnlaget når de utarbeider sine prisindekser.

3.6 Inflasjon

Den vedvarende vekstraten i det generelle prisnivået i økonomien betegnes som inflasjon. De tre mest benyttede målene på inflasjonen i landet er Konsumprisindeksen (KPI), bruttonasjonalprodukt-deflatoren (BNP-deflatoren) og nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum (PC). KPI publiseres månedlig av SSB, og måler den faktiske prisutviklingen for et stort utvalg varer og tjenester etterspurt av private husholdninger bosatt i Norge³. Den er med andre ord en levekostnadsindeks som forteller hvilken

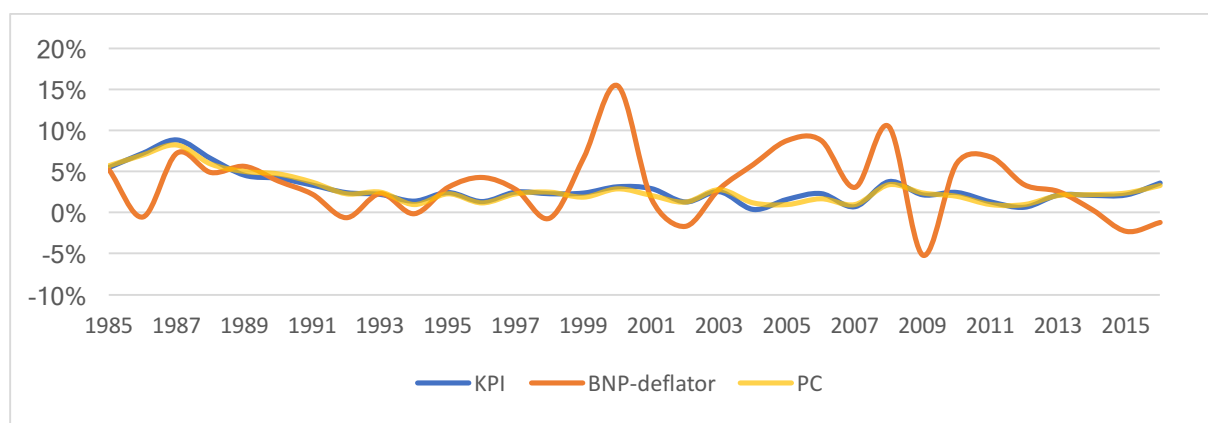
¹ I perioden 2002 til 2005 ble imidlertid ikke denne metoden brukt på borettslagsboliger ettersom datamaterialet var gjennomsnittstall for hele boligbyggelag (Takle, 2012).

² Fra 2009 henter også SSB opplysninger om borettsleiligheter fra Finn.no. Fra dette punktet er indeksene sammenfallende.

³ I tillegg måles konsumutgifter som hentes årlig fra Nasjonalregnskapet. Vektandelene som benyttes i beregningen av KPI baserer seg på disse utgiftene. Priser måles månedlig gjennom Prisundersøkelsen, som består av et utvalg av omtrent 2 200 bedrifter (SSB, 2017).

inntektsendring som må til for fullt ut å kompensere for prisendringer på de varer og tjenester en husholdning forbruker (Bye og Hægeland, 2014). Derfor benyttes KPI blant annet i lønnsforhandlinger og ved justering av leiekontrakter, samt i forbindelse med utformingen av pengepolitikken til Norges Bank. BNP er summen av alle varer og tjenester som produseres i et land i løpet av et år, minus de varene og tjenestene som blir brukt under denne produksjonen (SSB, 2017). I 2016 var BNP i Norge på 3 113 milliarder kroner. BNP-deflatoren er en prisindeks som benyttes til å justere for inflasjon når man skal sammenligne BNP fra ulike år. Den måler inflasjonen for hele økonomien, og skiller seg derfor fra KPI som kun måler inflasjonen for et representativt utvalg konsumvarer. BNP-deflatoren vil dermed kunne identifisere endringer i husholdningenes konsum- og investeringsmønster som er forårsaket av prisendringer. Konsumvarer utgjør en større andel av husholdningenes budsjett enn av BNP, og det er derfor rimelig å forvente at prisendringer på konsumvarer produsert innenlands vil ha større innvirkning på KPI enn på BNP-deflatoren.

Figur 3: Årlig endring i inflasjon 1995-2016

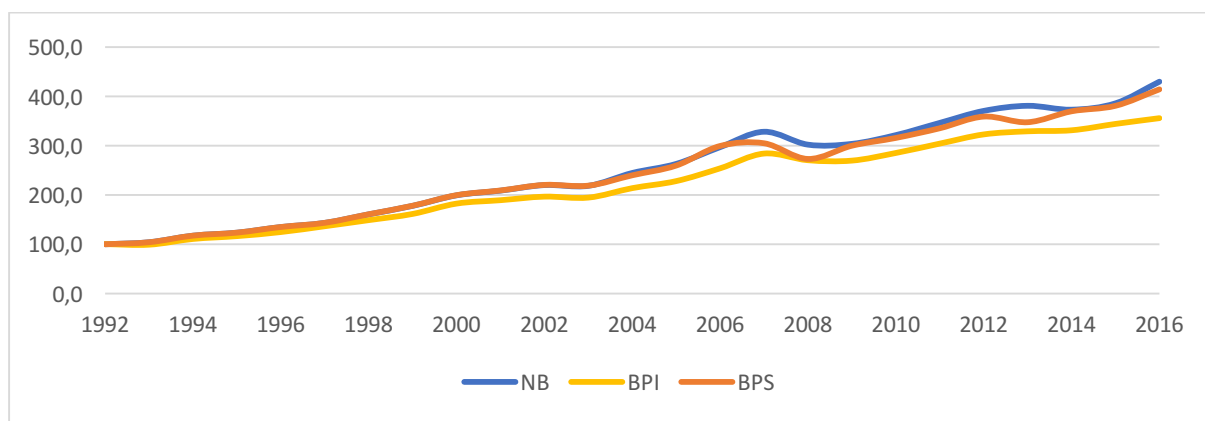


Kilder: SSB og Verdensbanken (2017)

Figur 3 viser at BNP-deflatoren historisk har vært mer volatil enn KPI. Fra 1985 frem til midten av 1990-tallet var veksten i KPI hovedsakelig høyere enn BNP-deflatoren, med året 1989 som eneste unntak. Årlig gjennomsnittlig vekst i KPI og BNP-deflatoren var henholdsvis 3,8 og 3 prosent i perioden frem til tusenårsskiftet, men så skjedde det et skifte i dette forholdet og BNP-deflatoren har ligget over KPI mesteparten av tiden siden 2000. Unntakene er perioden 2001-2002 og i 2009. I tiåret frem til 2014 var gjennomsnittlig årsvekst i KPI og BNP-deflatoren henholdsvis 1,75 og 5 prosent. Utviklingen kan antas å ha sammenheng med at prisendringer på importvarer inngår i KPI, men ikke i BNP-deflatoren. I motsetning til KPI, vil BNP-deflatoren imidlertid påvirkes av prisendringer på kapitalvarer. Tilgjengeligheten på rimelige konsumvarer fra Asia har vært økende. Samtidig har eksportprisene, særlig for olje og gass som Norge er storeeksportør av, hatt en eksplosiv vekst i store deler av perioden siden slutten av 1990-tallet (Oilprice, 2017). Lavere importpriser vil ha en dempende effekt på inflasjonen målt med KPI, mens stigende eksportpriser vil ha motsatt effekt på inflasjonen målt med BNP-deflatoren. I tillegg vil et høyere prisnivå i Norge sammenlignet med utlandet føre til en appresiering av

realvalutakursen¹. Styrking av kronen vil gjøre import enda billigere, noe som vil dempe veksten i KPI ytterligere. Disse effektene kan muligens bidra til å forklare den sterke utviklingen i BNP-deflatoren sammenlignet med KPI før 2014. Mellom juni 2014 og januar 2016 falt prisen på råolje over 70 prosent (Oilprice, 2017). Dette førte til en markant nedgang i norsk eksport, og kan forklare hvorfor KPI igjen har hatt høyere vekst enn BNP-deflatoren siden 2014. Oljeprisfallet førte også til en svekkelse av kronen mot utenlandsk valuta, som hadde en noe dempende effekt på fallet i eksporten. Sommeren 2017 er prisnivået på varer og tjenester i Norge 40 prosent høyere enn i EU/Europa (SSB, 2017).

Figur 4: Inflasjonsjustert utvikling i boligprisindeksene 1992-2016



Kilder: Eiendom Norge, Eiendomsverdi, Finn.no, SSB og Norges Bank

Indeksene i figur 4 er justert for inflasjon med KPI og basisåret er satt til 1992. I figuren ser vi at utviklingen i de ulike boligprisindeksene naturlig har fulgt hverandre relativt tett. Den aggregerte boligprisindeksen utarbeidet av Norges Bank har steget med 330 prosent i perioden 1992-2016. Boligprisindeksen til SSB har vokst med 256 prosent fra første kvartal 1992 til og med fjerde kvartal 2016, mens Eiendom Norges boligprisstatistikk har økt med 314 prosent i perioden. Til sammenligning har nivået til konsumprisindeksen kun blitt 67 prosent høyere i perioden. Inneværende år har BPI endret seg 1,3, -0,5 og -1,0 prosent i henholdsvis 1., 2. og 3. Kvartal, før man tar hensyn til inflasjonen. Vi ser den samme trenden i BPS som har falt to prosent mellom 1. januar og 1. november i år. Siden toppen i april har BPS falt med hele seks prosent før man trekker fra konsumprisveksten som har vært omtrent én prosent siden april. Det siste halvåret har boligprisene dermed snudd fra en lang positiv trend til negativ prisvekst, og det er antydninger i markedet som tilsier at boligprisveksten i nærmeste fremtid vil være lavere enn man tidligere har kunnet forvente. Dette skal vi nå se nærmere på i neste kapittel.

¹ Realvalutakursen viser prisnivået i et land i forhold til prisnivået i andre land, målt i felles valuta. Prisforholdet avhenger av både prisnivået i det enkelte land og den nominelle valutakursen. Realvalutakursen er med andre ord en relativ pris som sier noe om bytteforholdet mellom varer og tjenester og kan gis ved: $\varepsilon = \frac{E \cdot P^*}{P}$, der ε realvalutakurs for utenlandsk valuta, E er nominell valutakurs for utenlandsk valuta, P er innenlandsk prisindeks og P^* er utenlandsk prisindeks.

4. Det norske boligmarkedet

Boligmarkedet i Norge har gjennomgått flere strukturelle endringer siden andre verdenskrig. I dette kapittelet vil vi presentere den historiske utviklingen i det norske boligmarkedet for perioden 1945-2016 både på landsbasis og i Oslo ved å benytte oss av Norges Banks boligprisindeks (Eitrheim og Erlandsen, 2004). Denne indeksen strekker seg lenger tilbake i tid enn BPI og BPS, men i likhet med disse tar også Norges Banks boligprisindeks hensyn til kvalitetsforskjeller mellom boligene slik at den reflekterer et realistisk bilde av utviklingen i boligprisene¹. Årsaken til at vi velger å fremstille utviklingen over en såpass lang tidshorison, er at vi ønsker å identifisere klare fellestrekk eller ulikheter mellom situasjonen i dag og historisk. Det er spesielt oppsiktsvekkende å se den eventyrlige veksten i boligprisene fra begynnelsen av 1990-tallet.

De norske realboligprisene nådde historisk høye nivåer i 2016. Prisnivået er høyere enn ved tidligere toppe, som for eksempel i forkant av bankkrisen i 1987. Det er også høyt sammenlignet med andre land, både historisk og relativt til boligprisboblen i USA som sprakk i 2007. Vi vil ta for oss viktige begivenheter i norsk økonomi og forklare hvordan de kan ha påvirket boligprisene. Videre vil vi redegjøre for den norske boligmodellen og noen særtrekk ved det norske boligmarkedet, i tillegg til å beskrive potensielle risikofaktorer.

4.1 Reguleringer

Sett over lang tid har reguleringen av det norske boligmarkedet vært relativt mild, men med strengere tiltak i enkelte delperioder. Den store boligmangelen i etterkrigsårene medførte økt risiko for sterk økning i prisene i pressområdene, og frem til 1969 ble sterk regulering av salgsprisen på nesten alle boligtyper benyttet som et fordelingspolitisk virkemiddel for å unngå en sterk boligprisoppgang. Som følge av reguleringen holdt prisene seg på et rimelig nivå i forhold til husholdningenes inntekt og resulterte i at en større andel av befolkningen hadde mulighet til å skaffe seg egen bolig. Samtidig ønsket man å dempe prisveksten i husholdningenes boutgifter, i tillegg til å forhindre at subsidieringen gjennom kommunale tomter og lavrentepolitikk skulle føre til en overføring av formue fra de som stod utenfor boligmarkedet til de som allerede var etablerte (NOU, 2009).

I perioden 1940-1954 var prisnivået på boliger fryst til nivået før krigen. De nominelle prisene økte med kun 15 prosent, og sammenlignet med konsumprisindeksen som økte med 90 prosent i perioden gir det

¹ Norges Banks prisindeks frem til 1986 baserer seg på gjentatte salgs metode, med beregninger gjort av Eitrheim og Erlandsen. For årene 1986-2013 er datamaterialet hentet fra NEF, mens Eiendom Norges boligprisstatistikk er benyttet fra 2014 (Eitrheim og Gulbrandsen 2004).

en negativ realprisvekst. Boligprisindeksene gjorde et hopp det året pridfrysingen ble opphevet, til tross for fortsatt regulering av bolig- og leiepriser. Selveierboliger var prisregulerte frem til 1969, men gradvis reduksjon i utstrekningen og omfanget av reguleringen resulterte i en betydelig nominell oppgang for boligprisene i perioden 1954-1969 (Eitrheim og Erlandsen, 2004). Reguleringen av aksje-, obligasjons- og borettsleiligheter ble imidlertid videreført inntil avviklingen på 1980-tallet. Mellom 1976-1983 var det i tillegg forbud mot å konvertere borettsleiligheter til selveierleiligheter. Som vist i tabell 3 har det vært flere perioder med regulering av leieprisene. Første perioden med leiepriskontroll fant sted tilbake mellom 1916-1935, mens umøblerte leiligheter i eldre byer i enkelte byer var regulert i hele 70-årsperioden mellom 1940-2010. Fra 1985 gjaldt sistnevnte regulering kun for storbyene Oslo og Trondheim, og ordningen ble gradvis avviklet gjennom en tiårig dereguleringsperiode som sluttet i 2010.

Tabell 3: Sentrale reguleringer på tilbudssiden i det norske boligmarkedet¹

Boligtype	Periode	Reguleringsform
Utleieboliger	1916 – 1935	Leiepriskontroll på enkelte type leiligheter
	1940 – 2010	Leiepriskontroll på enkelte type leiligheter
	1976 – 1983	Forbud mot å konvertere borettsleie- til selveierleiligheter
Selveierboliger	1940 – 1954	Prisfrys
	1954 – 1969	Prisreguleringer
Borettslag	1940 – 1954	Prisfrys
	1954 – 1982/88	Prisregulering på nye/gamle leiligheter
	1976 – 1983	Forbud mot å konvertere borettsleie- til selveierleiligheter

De overnevnte reguleringene har stort sett lagt en demper på tilbudet av boliger i markedet. I senere tid har det imidlertid kommet flere nye reguleringer som i større grad påvirker etterspørselssiden i boligmarkedet, blant annet gjennom innføring av regler og krav som setter begrensninger for husholdningenes tilgang på kreditt og muligheter til å gjeldsfinansiere boliginvesteringen. Vi vil komme nærmere inn på disse reguleringene og hvordan de påvirker boligprisene senere i utredningen.

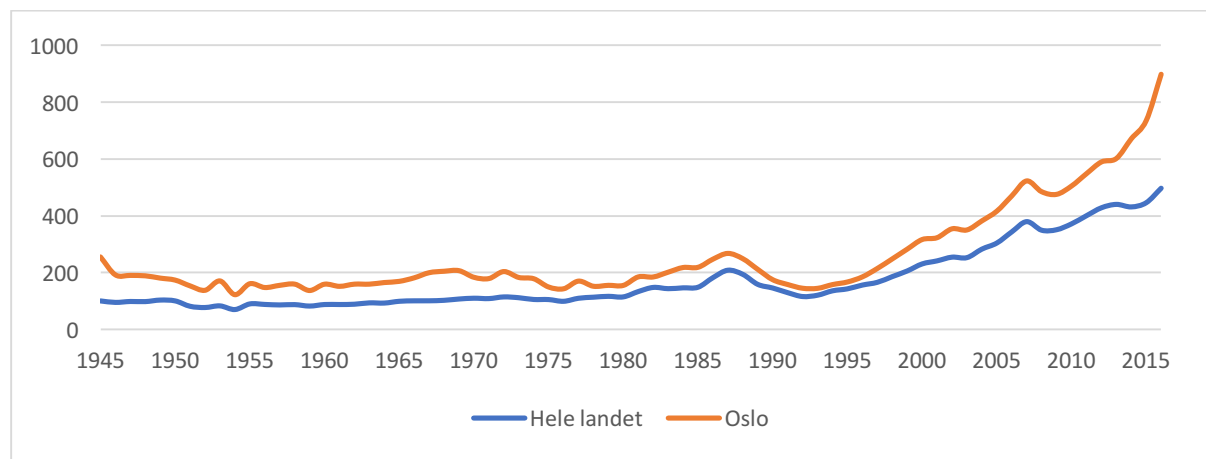
4.2 Historisk boligprisutvikling i Norge 1945-2016

Vi har tidligere skrevet at det er viktig å skille mellom reelle og nominelle verdier når man skal studere utviklingen i boligpriser over tid. For å kunne sammenligne prisnivåene på ulike tidspunkt har vi tatt

¹ Basert på (Eitrheim og Erlandsen, 2004).

hensyn til endringer i pengeverdien og korrigert for inflasjon ved å deflatere boligprisindeksen med den historiske konsumprisindeksen fra SSB. I figur 5 fremstilles reell utvikling i boligprisene for hele landet og for Oslo i perioden fra 1945 til utgangen av 2016¹.

Figur 5: Reell boligprisindeks 1945-2016



Kilder: Eiendom Norge, Eiendomsverdi, Finn.no, NEF og Norges Bank

I årene etter andre verdenskrig og frem til slutten av 1970-årene var det nesten ingen reell økning i boligprisene i Norge, som reflekterer at den relativt jevne økningen i de nominelle prisene ble utlignet av tilsvarende vekst i konsumprisene. Den nevnte prisreguleringen samt husholdningenes begrensede tilgang på kreditt tilskrives mye av årsaken for prisutviklingen i perioden. Som følge av et penge- og kredittpolitisk mål om å bidra til et høyt og stabilt investeringsnivå i økonomien, ble renten imidlertid holdt på et (for) lavt nivå mot midten av 1980-tallet. Det relativt lave rentenivået ga en negativ realrente etter skatt, noe som gjorde det svært attraktivt å gjeldsfinansiere boliginvesteringer fordi kostnaden ved å ha gjeld ble mer enn utlignet av verdifall i lånebeløpet som følge av høy inflasjon. Den lave renten forårsaket overskuddsetterspørsel etter kreditt som videre medførte ubalanse i kredittmarkedet. Det ble derfor utformet et omfattende system av statsbanker, direkte reguleringer og avtaler med finansinstitusjonenes organisasjoner for å få bedre kontroll over den samlede kredittgivningen. Fast valutakurs gjorde det i tillegg nødvendig med regulering av kapitalbevegelsene mellom Norge og utlandet for å holde kreditttilførselen innenfor faste rammer (NOU, 2009).

Fra begynnelsen av 1984 ble det iverksatt en dereguleringsprosess med fokus på å utfase direkte reguleringer i kredittpolitikken. I løpet av et par år var alle direktereguleringene av finansinstitusjonenes utlån og renter avvirket, og renten i penge- og obligasjonsmarkedet inntok rollen som signalrenter for utlånsrenter. Dereguleringene innebar at Finansdepartementet og Norges Bank fikk ansvaret for

¹ Indeksnivået for hele landet er satt lik 100 i 1945. For Oslo er indeksen beregnet basert på det relative forholdet mellom kvadratmeterprisene for Oslo og kvadratmeterprisene for hele landet. Kvadratmeterprisene var 2,56 ganger høyere i Oslo sammenlignet med resten av landet i 1945.

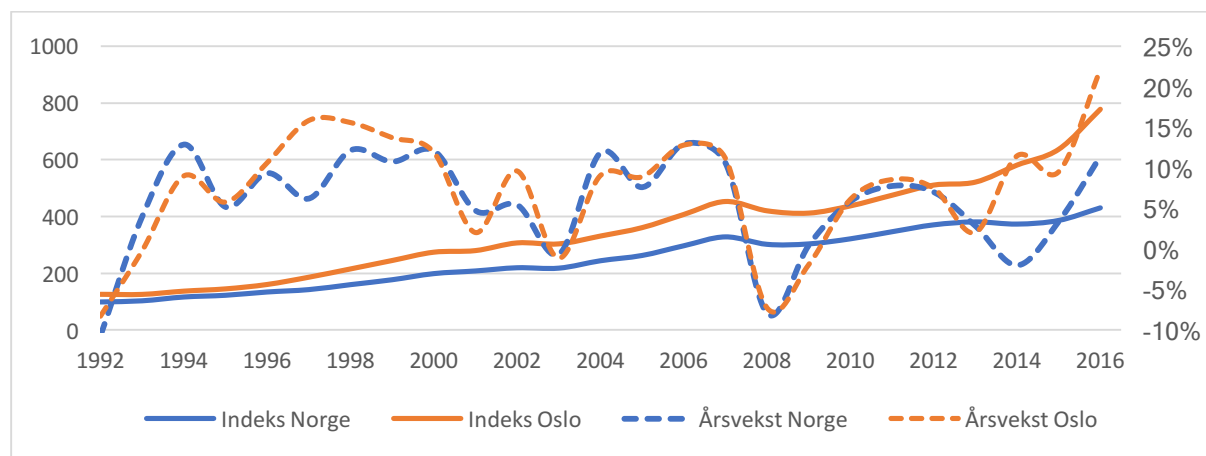
overvåkingen av renteutviklingen (NOU, 2009). Liberaliseringen av kredittmarkedet i kombinasjon med overdreven likviditetstilførsel fra Norges Bank medførte en dobling av pengemengden i perioden 1980-1986, og resulterte i at boliggetterspørselen økte betraktelig. Den gjeldsfinansierte høykonjunktoren nådde sitt toppunkt i 1987, da hadde realboligprisene steget med over 20 prosent siden 1984 (Hodne og Grytten, 2002). Etter flere år med sterk oppgang ble norsk økonomi rammet av et tilbakeslag høsten 1987. Med høy rente, fast kronekurs, høy lønnsvekst og en stram finanspolitikk, bidro både finans-, penge- og inntektspolitikken til å forsterke tilbakeslaget, som ble ytterligere forsterket av den påfølgende bankkrisen i begynnelsen av 1990-årene (NOU, 2016). Lavkonjunktoren som fulgte varte frem til 1992 og medførte et fall i realboligprisene på over 40 prosent i perioden. Ikke før i 1997 var de reelle boligprisene tilbake på samme indeksnivå som i 1987.

I sterk kontrast til perioden fra 1987–1992, som fortsatt står igjen som det dypeste og lengste tilbakeslaget i norsk etterkrigshistorie, ser vi i figur 6 at det fra 1993 og frem til 2017 har vært tilnærmet sammenhengende vekst i boligprisene¹. Mindre tilbakeslag i 2002 og 2014 samt finanskrisen er de eneste unntakene. Finanskrisen er det kraftigste tilbakeslaget internasjonalt siden andre verdenskrig, og virkningene ga raskt utslag også i Norge hvor långivningen mellom banker nesten stoppet helt opp. Norske banker opplevde at langsiktig finansiering ble dyrere og vanskeligere tilgjengelig, og de ble dermed tvunget til å stramme inn sin kredittpraksis overfor husholdningene (NOU, 2016). Realboligprisene falt med til sammen ni prosent i etterkant av finanskrisen, og mange betraktet prisnedgangen høsten 2008 som en korreksjon på et overpriset marked. Bunnen ble imidlertid nådd allerede våren 2009, og i løpet av høsten samme år var boligprisene tilbake på tilsvarende nivå som før krisen. Norske myndigheter hadde reagert raskt og iverksatt en rekke tiltak for å sikre tilgang på nye lån for norske husholdninger, og en svært ekspansiv finanspolitikk med lave renter i tillegg til moderat vekst i arbeidsledigheten nevnes som medvirkende årsaker til at nedgangen ikke ble mer langvarig. Etter at boligprisene flatet ut i 2008/09 har det vært en sterk gjennomsnittlig realårsvekst på 4,5 prosent frem til og med 2016. Boligprisene økte med henholdsvis seks, åtte og syv prosent i 2010, 2011 og 2012, før veksten falt tilbake til tre prosent i 2013. I 2014 var det negativ vekst i realboligprisene, da indeksen falt med to prosent på landsbasis. Oljeprisfallet siden sommeren 2014 bidro til lavere vekst og økt arbeidsledighet i norsk økonomi, som videre påvirket boligprisene negativt. De geografiske forskjellene var imidlertid store, da det særlig var oljenære regioner som opplevde kraftige prisfall og dermed trakk indeksen ned (NOU, 2016). Veksten snudde igjen allerede i 2015 og var på hele 11,4 prosent i 2016.

¹ Indeksnivået for hele landet er satt lik 100 i 1992. For Oslo er indeksen beregnet basert på det relative forholdet mellom kvadratmeterprisene for Oslo og kvadratmeterprisene for hele landet. Kvadratmeterprisene var 1,26 ganger høyere i Oslo sammenlignet med resten av landet i 1992.

Lave renter, sterk vekst i befolkningen og deres inntekter, samt urbanisering, er mulige faktorer som kan forklare prisoppgangen siden finanskrisen. De reelle boligverdiene ved utgangen av 2016 er 4,3 ganger høyere enn nivået i 1992, som betyr at boligmarkedet i et historisk perspektiv har opplevd rekordvekst i denne perioden.

Figur 6: Reel boligprisutvikling 1992-2016



Kilder: Eiendom Norge, Eiendomsverdi, Finn.no, NEF og Norges Bank

4.3 Historisk boligprisutvikling i Oslo 1945-2016

Til tross for at det reelle prisnivået i hovedstaden var 40 prosent lavere i 1960 enn i 1945, har boligprisene i Oslo ligget over gjennomsnittet for landet som helhet i hele perioden siden andre verdenskrig. I figur 5 og 6 ser man at boligprisene i Oslo stort sett har fluktuert i takt med prisene på landsbasis i forbindelse med både oppgangs- og nedgangstider. Vi finner to større avvik i årene 1970 og 1978. Begge årene opplevde landet som helhet en svak vekst i realprisene på rundt tre prosent samtidig som boligprisene i Oslo falt med 11 prosent. I 1983 falt prisene for hele landet med tre prosent, mens realboligprisene i Oslo steg med ni prosent. I nyere tid opplevde Oslo sterk realprisvekst på 11,5 prosent i 2014, som er det eneste året med negativ landsvekst siden finanskrisen. Dette kan indikere at boligmarkedet i Oslo er mindre sensitivt for skift i oljemarkedet sammenlignet med enkelte andre regioner. Selv om retningen på boligprisindeksene stort sett har vært sammenfallende, har forholdet mellom prisnivået i Oslo og hele landet vært mer volatil som følge av at det har vært perioder med større forskjeller i veksttaktene. Avstanden mellom indeksene for Norge og Oslo var minst etter nedgangsperioden i 1987-1992, da boligprisene i hovedstaden var kun 17 prosent høyere enn prisene på landsbasis i 1994. Videre ser vi imidlertid av figur 6 at det siden 1994 har vært sterkere boligprisvekst i Oslo enn i landet som helhet, og ved utgangen av 2016 var Osloboligene 81 prosent dyrere enn landsgjennomsnittet¹. I 2016 var det sterk realvekst i boligprisene på landsbasis med 11 prosent, mens boligprisveksten var hele 22 prosent i

¹ I perioden 1994-2016 var årlig gjennomsnittlig realprisvekst 6 prosent for Norge og 8,2 prosent for Oslo.

hovedstaden. Prisforholdet var imidlertid enda større i 1945, da boligprisindeksen for Oslo var 156 prosent høyere enn landsindeksen. De nominelle boligprisene i Oslo har nesten tidoblet seg fra en gjennomsnittlig kvadratmeter pris på 6 200 kroner i 1992 til 58 900 kroner i 2016.

4.4 Boligprisene i 2017 – Fremtidsutsikter

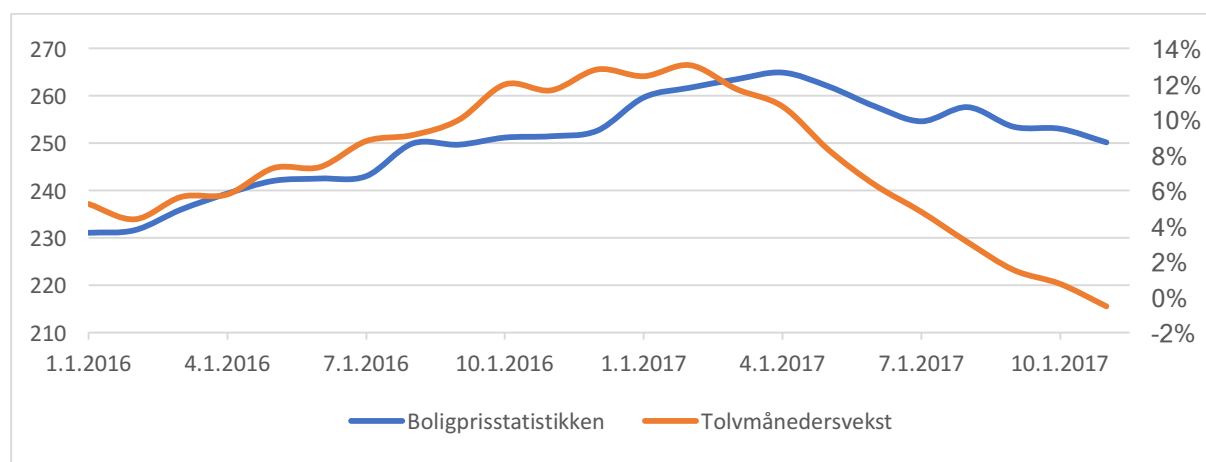
I motsetning til på slutten av 1980-tallet, har Norge i dag et rammeverk for den økonomiske politikken som gjør det mulig å drive motsyklisk konjunkturpolitikk. Flytende valutakurs og fleksibelt inflasjonsmål kombinert med oljefondsmekanismen og handlingsregelen, bidrar til at muligheten for å bruke penger over statsbudsjettet er løsrevet fra kortsiktige svingninger i oljeprisen. Penge- og finanspolitikken brukes nå aktivt for å støtte opp under aktivitet og sysselsetting i norsk økonomi og til å motvirke arbeidsledighet, som praktisert for å håndtere finanskrisen for 10 år siden. Norges Bank har satt styringsrenten ned til rekordlave 0,5 prosent, og bankene har fulgt etter med å sette ned sine utlånsrenter (NOU, 2016).

Veksten i norsk økonomi har tatt seg opp igjen etter en periode med svak utvikling etter oljeprisfallet. Ekspansiv finanspolitikk, lave renter og bedret konkurranseevne har bidratt til oppgangen. Sysselsettingen har økt og arbeidsledigheten har avtatt. Likevel var boligprisnivået på landsbasis 3,7 prosent lavere ved utgangen av oktober 2017 enn ved inngangen til året før det korrigeres for sesongvariasjoner. Siden toppen i april er prisene ned 5,6 prosent, noe som illustrerer at trenden i boligmarkedet har snudd etter fjorårets kraftige prisvekst. Til tross for negativ prisutvikling siden april, viser figur 7 at den sterke prisveksten gjennom hele fjoråret gir positiv tolv månedersvekst for alle årets måneder med unntak av den siste måneden i statistikken som er oktober¹. Omslaget i boligmarkedet tilsier at boliginvesteringene ikke vil fortsette å vokse i årene som kommer. Inflasjonen har falt siden i sommeren 2016, og moderat lønnsvekst vil bidra til å holde veksten i konsumprisene nede også i tiden som kommer. Beholdningen av usolgte bruktboliger har økt noe de siste månedene samtidig som antallet ferdigstilte boliger trolig vil ta seg videre opp som følge av høy igangsetting de siste årene. Dette kan virke dempende på boligprisveksten den nærmeste tiden. I tillegg skriver Norges Bank at finanspolitikken trolig blir mindre ekspansiv enn den har vært de siste årene. Utsikter til renteoppgang trekker i retning av lavere boligpriser, mens bedring i arbeidsmarkedet og tiltakende inntektsvekst vil bidra i motsatt retning. Norges Bank anslår at årsveksten i boligprisene vil avta i år og neste år for så å øke litt igjen (Norges Bank, 2017). Både boligprisene og husholdningenes gjeld har vokst raskere enn inntektene i flere år, og selv om boligprisene nå er fallende og den nye boliglånforskriften har begrenset tilgangen til lånefinansiering, vil det ta tid før gjeldsveksten avtar. Det skyldes blant annet at prisene på

¹ Figur 7 baserer seg på de månedlige boligprisstatistikkallene til Eiendom Norge.

boliger som omsettes fortsatt er på høye nivåer. Dessuten er det ventet en økning i antall boliger som ferdigstilles og som dermed trenger finansiering. Høy vekst i boligpriser og gjeld har økt husholdningssektorens sårbarhet de siste årene. Lav boligprisvekst vil dempe gjeldsveksten, men det vil ta tid før sårbarheten i husholdningene reduseres. Omslaget i boligmarkedet kan bidra til redusert risiko for en brå og mer markert nedgang for økonomien generelt lenger frem i tid (Norges Bank, 2017). Norges Bank rapporterer at det var en økning i boliginvesteringene gjennom 2015 og 2016, og at veksten har fortsatt i 2017. I årets andre kvartal var boliginvesteringene 9 prosent høyere enn i samme periode i fjor. Etter flere år med betydelig vekst er investeringene kommet opp på et høyt nivå, og lavere boligpriser vil bidra til å dempe veksten i boliginvesteringene fremover. Høyere renter trekker i samme retning. På kort sikt venter Norges Bank likevel at boliginvesteringene vil holde seg oppe som følge av at et stort antall boligprosjekter er solgt og igangsatt, men ikke ferdigstilt. De anslår at årsveksten i boliginvesteringene blir høy i år, og at den deretter vil avta. Dersom nedgangen i boligprisene blir kraftigere enn ventet, kan det dempe veksten i norsk økonomi blant annet gjennom lavere boliginvesteringer. De siste årene har boligbyggingen økt mer enn befolkningen, og boliginvesteringene har kommet opp på et høyt nivå som andel av verdiskapingen i samfunnet (Norges Bank, 2017).

Figur 7: Boligprisutvikling jan. 2016 – nov. 2017



Kilder: Eiendom Norge, Eiendomsverdi, Finn.no

4.5 Den norske boligmodellen

I løpet av livet eier 98 prosent av alle nordmenn sin egen bolig, og 8 av 10 nordmenn eier sin egen bolig til enhver tid (Eiendom Norge, 2017). Denne høye andelen selveiere gjør at den norske boligmodellen skiller seg fra våre naboland. I september 2017 eide 77 prosent av norske husholdninger sin egen bolig, sammenlignet med Sverige og Danmark hvor boligmarkedene består av henholdsvis 39 og 49 prosent selveide boliger (SSB, 2017; Housing Europe, 2017). I Oslo er imidlertid andelen husholdninger som eier egen bolig betydelig lavere enn i resten av landet, og over 30 prosent av husholdningene i hovedstaden leier boligen de bor i. Norske husholdninger har en lang tradisjon for å eie egen bolig, og allerede i 1920 var over 50 prosent av befolkningen selveiere. Denne tradisjonen ble forsterket da Oslo Bolig og

Sparelag (OBOS) ble etablert som det første norske boligkooperativet i 1929. OBOS skilte seg vesentlig fra tilsvarende boligkooperativer i andre land ved at medlemmene ikke skulle leie boligen fra kooperativet, men heller eie den selv som en andel i et borettslag (Eiendom Norge, 2017).

Generelt er investering i bolig den enkleste og mest naturlige spareformen blant nordmenn. Siden andre verdenskrig har staten tatt et overordnet ansvar for befolkningens boforhold, og hatt et uttalt mål om å skaffe hele befolkningen sosialt forsvarlige boliger til en pris som står i rimelig forhold til deres inntekter (NOU 2009, 2009). I 2015 ble denne strategien for boligmarkedet gjentatt, hvor det fremsatte målet for boligpolitikken er at "regjeringen vil legge til rette for at så mange som mulig som ønsker det skal kunne eie sin egen bolig" (Regjeringen, 2015). Skiftende regjeringer har gjennom årene fremhevet boligens særskilte betydning for familiers og enkeltindividers trivsel og velferd. Å eie egen bolig gir mental og økonomisk trygghet, og således kan bolig betraktes som et velferdsgode i det norske samfunnet. Derfor har boligpolitikken vært innrettet på en måte som gir flest mulig muligheten til å eie sin egen bolig. Myndighetene har i hovedsak tre virkemidler for å påvirke svingningene i boligpriser og boligprisenes virkning på den økonomiske aktiviteten; skatt, regulering av bankenes utlån til bolig, og regulering som påvirker tilgangen på tomter og tilbudet av boliger. I dette kapittelet vil vi redegjøre for de skattemessige virkemidlene i boligpolitikken. Det har lenge vært bred politisk enighet i Norge om å beskatte boliger mildere enn andre investeringer og spareformer. De aller fleste som kjøper bolig, gjør det først og fremst med sikte på å bo i boligen og i mindre grad som en finansiell investering (NOU, 2011).

Blant OECD-landene er Norge et av de som subsidierer bolig sterkest gjennom skattesystemet. Det er få andre land som praktiserer kombinasjonen av ubetinget fradragsrett på gjeldsrenter, ingen fordelsbeskatning av å bo i egen bolig, negligjerbar gevinstbeskatning ved salg og moderat formues- og eiendomsskatt (NOU, 2009:10). Statsbudsjettet viser at bolig og fritidseiendom gjennom lavere inntektsbeskatning og rabatt i formuesskatten subsidieres med 48,7 milliarder kroner i 2017 (Finansdepartementet, 2017)¹.

4.6 Reduserer inntektsbeskatningen

Over halvparten av den totale boligsubsidieringen består av lavere inntektsbeskatning, og er et resultat av flere skattepolitiske reguleringer². Tidligere var det fordelsbeskatning på bruk av egen bolig. Fordelsbeskatningen ble begrunnet med at boligen gir eier inntekter i form av spart husleiekostnad.

¹ I beregningen av subsidier sammenligner Finansdepartementet skattingen av bolig og fritidseiendom med skattingen av bankinnskudd. Bankinnskudd inntektsbeskattes fullt ut ved at samtlige renteinntekter inngår i alminnelig inntekt. I tillegg blir bankinnskudd verdsatt til 100 prosent av inntektsbeløp i formuesskatten.

² Samlet er statens skatteutgifter ved lavere inntektsbeskatning av bolig og fritidseiendom anslått til 27 mrd. kroner i 2017 (Finansdepartementet, 2017).

Ettersom leiekostnader ikke er fradragberettiget, fikk boligeiere en skattefordel sammenlignet med de som står utenfor boligmarkedet da fordelsskatten ble avvirket i 2005. Allerede før fordelsskatten ble avvirket var det et misforhold mellom skattleggingen av bolig og rentefradraget, blant annet fordi boligens skattemessige verdi er relativt lav i forhold til virkelig markedsverdi¹. Likevel valgte man å videreføre fradragretten for private gjeldsrenter fullt ut (NOU, 2009). Skattesatsen på rentefradrag er 24 prosent i 2017. Dette betyr at skatten reduseres med 24 prosent av renteutgiftene for de som har høy nok inntekt til å kunne benytte seg av hele rentefradraget²

Betydningen den skattemessige favoriseringen av boliger har på investeringsbeslutninger kan illustreres ved et forenklet eksempel. La oss sammenligne differansen i betalingsviljen basert på om boliginvesteringen subsidieres versus beskattes fullt ut for et gitt nivå på boligutgiftene etter skatt³. Forutsettes en gjennomsnittlig nominell utlånsrente på 3 prosent, samt inflasjon på 1,5 prosent og en skattesats på 24 prosent, gir dette en realrente etter skatt lik 0,78 prosent ($3\% \cdot (1 - 24\%) - 1,5\% = 0,78\%$). For en fullt belånt bolig til 3 millioner kroner vil de årlige reelle rentekostnadene i dette tilfellet være 45 000 kroner ($3'' \cdot (3\% - 1,5\%)$) før skatt og 23 400 kroner ($3'' \cdot 0,78\%$) når rentefradraget er hensyntatt. Verdien av skattefordelen tilsvarer differansen på 21 600 kroner, som består av verdien av rentefradraget samt spart skatt på avkastningen av egenkapitalen. Skattefordelen indikerer økningen i betalingsvilligheten ved en boliginvestering som likestiller kostnaden ved dagens skattefavorisering med en situasjon der boliginvesteringer beskattes fullt ut. Skattefavoriseringen reduserer med andre ord bokostnaden, og gjør at man er villig til å betale 5 770 000 kroner ($3'' + \frac{21\,600}{0,78\%}$) for en bolig som man i utgangspunktet ville betalt 3 millioner kroner for dersom boliginvesteringer hadde blitt fullt beskattet. Fradragretten på gjeldsrenter gir et incentiv til å gjeldsfinansiere investeringer i boligmarkedet ettersom gjeldsopptak er nødvendig for å få subsidiet. Størrelsen på boligkapitalen til husholdningene øker med inntekten. Generelt har husholdninger med høyere inntekt mulighet til å betjene høyere gjeld, noe som betyr at det er de med høyest inntekt som har de største rentefradragene og mottar de største subsidiebeløpene som følge av manglende inntektsbeskatning (NOU, 2009).

En vanlig definisjon på en aktørs inntekt over en bestemt periode er verdien av det aktøren kan konsumere over perioden uten at formuen reduseres. En bolig gir eier konsummuligheter, og dermed inntekt enten gjennom eget bruk eller utleie. I økonomisk forstand er inntekten den samme i begge

¹ Rentefradraget består i hovedsak av påløpte renter gjennom året, men for enkelte kreditorer (deriblant Statens lånekasse for utdanning) får man kun fradrag for betalte renter gjennom året.

² Rentefradraget er fremførbart ved negativ alminnelig inntekt. Personfradraget samt foreldre- og særfradraget kan ikke føre til negativ inntekt og kan dermed heller ikke fremføres (Finansdepartementet, 2017).

³ Beregningene baserer seg på forutsetninger om realrentenivået som ikke nødvendigvis er konstant, verken mellom husholdninger eller over tid.

tilfeller, og ville blitt skattlagt likt i et nøytralt. Inntekten ved bruk av egen bolig har imidlertid vært skattefri siden Bondevik II-regjeringen avskaffet fordelsskatten i 2005. Det er skattefritt å leie ut egen bolig så lenge man leier ut mindre enn halvparten av boligens verdi. Det er også skattefritak ved utleie av hele eller deler av boligen dersom leieinntekten ikke overstiger 20 000 kroner i inntektsåret. Det er ingen gevinstbeskatning ved salg av egen bolig dersom man har eid boligen i mer enn ett år og benyttet den selv i minst ett av de to siste årene¹. Dette er symmetrisk i den forstand at tap ved salg er fradragsberettiget i den utstrekning en gevinst ville vært skattepliktig. Ved salg av sekundærbolig, vil gevinst kun være fritatt skatt i de tilfellene der leieforholdet opphører ett år før salgstidspunktet og utleier (eier) benytter boligen selv det siste året².

4.7 Reduserer formuesbeskatningen

Den andre delen av boligsubsidieringen består av rabatterte formuesskatt. Denne skattefavouriseringen berører kun de som er i netto formuesskatteposisjon. Andelen personer som betaler formuesskatt er redusert de siste årene som følge av økt bunnfradrag³. Samtidig har gjennomsnittlig skattebeløp blant de som betaler formuesskatt økt. I *Prop 1 LS (2017-2018)* anslår Finansdepartementet at om lag 11,5 prosent av skatteyterne betaler formuesskatt i 2017. Den skattemessige verdien av formueseiere er i utgangspunktet lik markedsverdi. Skattefavouriseringen av bolig gjennom rabatt i formuesskatten, består imidlertid av at investeringer i boliger og fritidseiendom verdsettes betydelig lavere enn markedsverdi. Skattemessig verdi for primær- og sekundærboliger utgjør henholdsvis 25 og 90 prosent av beregnet markedsverdi, med en tilhørende sikkerhetsventil som skal sikre at ingen primærboliger får høyere skatteverdi enn 30 prosent av dokumentert markedsverdi. For sekundærboliger tilsvarer sikkerhetsventilen dokumentert markedsverdi. Til sammenligning verdsettes bankinnskudd fullt ut mens det nylig er innført en verdsettelsesrabatt på 10 prosent for aksjer, noe som gir investering i primærbolig en generell skatterabatt på minst 60 prosent. I tillegg gis fradrag for gjeld ved fastsettelse av formuesskatt. Gjeld tilordnet bolig, fritidseiendom og bankinnskudd verdsettes fullt ut, mens gjeld tilordnet sekundærboliger og aksjer verdsettes med samme formelle rabatt som eiendelen. Dette medfører en ytterligere favourisering av boliginvesteringer i skattesystemet på bekostning av andre

¹ Eventuell skattepliktig gevinst beregnes som:

Skattepliktig gevinst = salgpris – kostpris – påkostninger ut over alminnelig vedlikehold.

² Sekundærbolig defineres her som boliger utover primærboligen som ikke er nærings- eller fritidseiendom, f.eks utleie- og pendlerbolig.

³ Personlige skattytere betaler formuesskatt på 0,85 prosent av skattepliktig nettoformue, det vil si bruttoformue fratrukket gjeld, over et bunnfradrag på 1,48 MNOK i 2017. Ektefeller får et felles bunnfradrag på 2,96 MNOK. Bunnfradraget har økt de siste årene, og var 870 000 i 2013 (Skatteetaten, 2017).

investeringsalternativer. Samlet anslås statens skatteutgifter knyttet til rabatt i formuesskatt til boligeiere å være 21,7 mrd. kroner i 2017 (Finansdepartementet, 2017).

4.8 Skattefavoriseringens innvirkning på boligprisene

Det er vanskelig å si hvor stor betydning skattesubsidieringen av bolig isolert sett har hatt for nivået og utviklingen i boligprisene. En eventuell analyse må ta hensyn til både hvordan full beskatning av boliginvesteringer ville påvirket makroøkonomien generelt, og hvordan dette skattemessig ville påvirket forholdet i allokeringen av kapital mellom investeringer i bolig versus investeringer i alternative eiendeler og verdipapirer. Det er imidlertid liten grunn til å betvile at subsidieringen av bolig gjennom skattesystemet har bidratt til overinvesteringer i bolig på bekostning av andre plasseringsalternativer, og resultert i et høyere prisnivå på boliger enn det som ville vært tilfellet i en situasjon med en helt nøytralt utformet boligslett (NOU, 2009). Som følge av sterk formuesvekst de siste årene er det også rimelig å anta at flere velger å investere oppspart formue i en ekstra bolig, i tillegg til den man selv bor i, blant annet med den hensikt å redusere eller unngå formuesskatt.

Den norske boligmodellen, med ubegrenset rentefradraget kombinert med manglende boligbeskatning, kan bidra til at boligmarkedet forsterker konjunkturutslag og svekker innflytelsen som virkemidlene i pengepolitikken er tiltenkt å ha (NOU, 2009). Optimisme blant låntakere og långivere i en høykonjunktur vil føre til økt gjeldsvekst, som videre forsterkes av at skatten for de økte gjeldskostnadene er fradragsberettiget. I en høykonjunktur vil Sentralbankens forsøk på å begrense etterspørselen i markedet ved å foreta en renteheving også bli motvirket av at det gis ubetinget rentefradrag. Til slutt vil effektene en høykonjunktur har på boligprisene bli forsterket av at kostnadene ved økt låneopptak er subsidiert i det norske skattesystemet.

4.9 Risiko og kostnader ved boliginvesteringer

Sammenlignet med flere andre plasseringsalternativer er bolig og fritidseiendom skattlagt relativt gunstig i Norge. På tross av alle de skattemessige fordelene ved å investere i bolig, finnes det også betydelige kostnader knyttet til å eie bolig. Transaksjonskostnadene ved kjøp og salg av bolig er vesentlige på kort sikt og kan utgjøre en anelig andel av en eventuell prisstigning eller skattefordel. Ved tinglysing av dokumenter som overfører hjemmel til fast eiendom inntreer en dokumentavgift på 2,5 prosent av kjøpesummen, som skal betales til statskassen¹. Denne særavgiften er ikke ment å skulle dekke

¹ Dokumentavgiften gjelder for selveide ene- og tomannsboliger, eierseksjoner og sameieandeler, men ikke for eiendommer organisert som borettslag. Det er en del særregler/fritak for dokumentavgift, blant annet ved arv og overdragelse av fast eiendom mellom ektefeller. Utgifter til både dokumentavgift og tinglysing kommer særskilt til fradrag (Finansdepartementet, 2017).

statens kostnader knyttet til tinglysning, da disse kostnadene dekkes av et tinglysningsgebyr som kommer i tillegg. Statens inntekter knyttet til dokumentavgift er anslått til 8,1 milliarder kroner i 2017. Ved kjøp av bolig kommer også omkostninger i forbindelse med gjeldsoptak, mens man ved salg kan påregne meglerhonorarer. Det er imidlertid rimelig å anse transaksjonskostnadene som neglisjerbare på lang sikt. Motvekten til den norske boligsubsidieringen er en eventuell kommunal eiendomsskatt som isolert sett bidrar til hardere beskatning av bolig og dermed gjør boliginvesteringer mindre lønnsomme sammenlignet med andre alternativer¹. Eiendomsskatten skrives ut av og tilfaller i sin helhet kommunen, og i 2017 har 282 av 426 kommuner innført eiendomsskatt på bolig. Kommunenes samlede inntekter fra eiendomsskatten på bolig- og fritidseiendommer var om lag 6,3 milliarder kroner. Dette gjør at statens nettoutgifter til boligsubsidiering gjennom skattesystemet beløper seg til 34,3 milliarder kroner i 2017 (Finansdepartementet, 2017). Det er også viktig å vurdere alternativkostnaden ved boliginvesteringer, og da spesielt egenkapitalandelen som investeres. Fra 2012 innførte regjeringen et egenkapitalkrav ved boligkjøp på 15 prosent av kjøpesummen. Ettersom det er vanlig å stille boligen som sikkerhet ved opptak av boliggjeld, er det mindre sannsynlig at man kan oppnå mer gunstige lånebetingelser ved alternative investeringer sammenlignet med bolig. Alternativkostnaden ved andelen av boliginvesteringen som er gjeldsfinansiert er derfor i mange tilfeller ikke like avgjørende for kjøpsbeslutningen som hensynet til den bundne egenkapitalen.

Behovet for et sted å bo eksisterer uavhengig av om man eier eller leier bosted, og for mange er det et evig spørsmål hvorvidt man skal entre boligmarkedet eller forbli utenfor. 98 prosent av alle nordmenn eier sin egen bolig i løpet av livet, og for mange er den største risikoen forbundet med boligmarkedet knyttet til markedstimingen for inntredelsen. Inntredelse etter en lengre periode med prisoppgang betyr isolert sett at inngangsbilletten for å eie blir dyrere. Tatt i betraktning at førstegangskjøp av bolig ofte består av en betydelig gjeldsandel, vil eventuelle renteendringer og utviklingen i boligprisene påvirke husholdninger ulikt avhengig av tidspunktet de entret markedet på og hvor stor andel av boligen som er gjeldsfinansiert. Konsekvensen av å foreta et gjeldsfinansiert boligkjøp på et lite gunstig tidspunkt med tanke på boligprisutviklingen, er at husholdningene må bruke en større andel av fremtidig inntekt på betjening av lån enn om man hadde investert på et mer gunstig tidspunkt. Eventuelt kan man bli tvunget til å inngå kompromisser på andre måter for å begrense økningen i bokostnader, for eksempel ved å gå ned på standard eller størrelse. I ytterste konsekvens kan kjøp på et ugunstig tidspunkt resultere i at hele eller deler av den investerte egenkapitalen går tapt dersom boligprisene faller i etterkant av boligkjøpet.

¹ Det er opp til hver enkelt kommune å skrive ut eiendomsskatt, og fra 2017 kan kommunene også velge å frita fritidseiendom for skatten. Eiendomsskattesatsen skal være mellom 2-7 promille av eiendomsverdien, og den kan maksimalt økes med to promille i året (Finansdepartementet, 2017).

De fleste husholdninger bor i boligene sine mer enn ett år, og bokostnadene bør derfor ses i sammenheng over flere år. I Fordelingsutvalgets rapport fra 2009 vises det til at en husholdning som etablerte seg i boligmarkedet i 1992 etter 10 år hadde hatt samlede bokostnader på 301 200 kroner. Til sammenligning hadde en husholdning som etablerte seg i 1998 en negativ bokostnad på 10 000 kroner i tiårsperioden frem til 2008¹. For hele perioden 1992-2008 utgjorde de gjennomsnittlige årlige bokostnadene 15 000 kroner. Til sammenligning utgjorde gjennomsnittlig årlig husleiekostnad 54 000 kroner i perioden 2005-2007. Mye av differansen kan forklares av skattefordelene i den norske boligmodellen (NOU, 2009). Kostnaden ved å leie bosted har hatt en jevn årlig økning og var i 2016 over 110 000 kroner, for perioden 2006-2016 har gjennomsnittlig årlig kostnad ved å leie bolig vært 77 500 kroner² (SSB, 2017).

¹ Beregningene oppgis i 2008-priser. NOU definerer bokostnad som: Bokostnad = Driftskostnad + rentekostnad + prisvekst + skattefordel. Skattefordelen er beregnet som verdien av rentefradraget fratrukket skatt på fordelene av egen bolig (fordelsskatten på egen bolig ble avvirket i 2005).

² Beregningene er basert på en omgjøring til årlig leiekostnad fra gjennomsnittlig månedlig leie for leieforhold inngått for 2-6 år siden (SSB, 2017).

5. Statistisk teori og metode

I dette kapittelet gjør vi rede for teori og metoder som ligger til grunn for utførelsen av den empiriske analysen og utarbeidelsen av våre modeller. Vi presenterer grunnleggende regresjon, samt sentrale elementer og tester relatert til tidsserieanalyse. Til slutt introduseres de statistiske metodene som vi har benyttet i estimeringsprosessen.

5.1 Modellspesifikasjon

Når vi skal utarbeide og tolke økonometriske modeller gjør vi dette basert på tilliten vi har til egen vurderingsevne og økonomisk forståelse. For å identifisere forklaringsvariablene som skal inngå i modellene tar vi først og fremst utgangspunkt i økonomisk teori og intuisjon. I tillegg er det viktig å forstå hvordan boligmarkedet fungerer for å vite hvilken form de ulike variablene skal ha, det vil si om de skal være lagget, ha dagens verdi eller forventet verdi. Det er også viktig med markedsforståelse og økonomisk intuisjon for å vite hva som bør være avhengig variabel, om variablene som inkluderes i modellen skal transformeres og om det bør konstrueres interaksjonsledd. Dersom økonomisk intuisjon tilsier at en variabel bør inkluderes i modellen, kan det være et godt nok argument for å ha den med uavhengig av hva statistisk teori sier.

5.2 Regresjonsanalyse og minste kvadraters metode (OLS)

En regresjonsanalyse er en statistisk analyse som benyttes for å forklare sammenhengen mellom to eller flere variabler. I en multivariat modell utføres regresjonsanalyse for å finne et tilnærmet uttrykk for hvordan verdien til den avhengige variabelen endrer seg dersom en av forklaringsvariablene endres mens de andre forklaringsvariablene i modellen holdes uendret¹.

Vi tar utgangspunkt i en enkel modell med den avhengige variabelen Y_t og forklaringsvariabelen x_t :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$$

β_0 = konstantledd, verdien til Y_t når $x_t = 0$

β_1 = koeffisient, forteller hvor mye gjennomsnittsverdien til Y_t endres med én enhets endring i x_t

u_t = feilledd, representerer et restledd som fanger opp all variasjon i Y_t som ikke forklares av variablene som inngår i modellen

¹ En multivariat modell er en modell som består av flere enn én forklaringsvariabler ($x_1, x_2 \dots x_n$).

Dersom det er grunn til å tro at variasjonen i den avhengige variabelen har en lineær sammenheng med en rekke forklaringsvariabler, kan vi benytte minste kvadraters metode (OLS) til å estimere koeffisientene i modellen¹. Ytterligere fire betingelser må oppfylles for at OLS skal gi estimater som er BLUE (Balsvik, 2016)²:

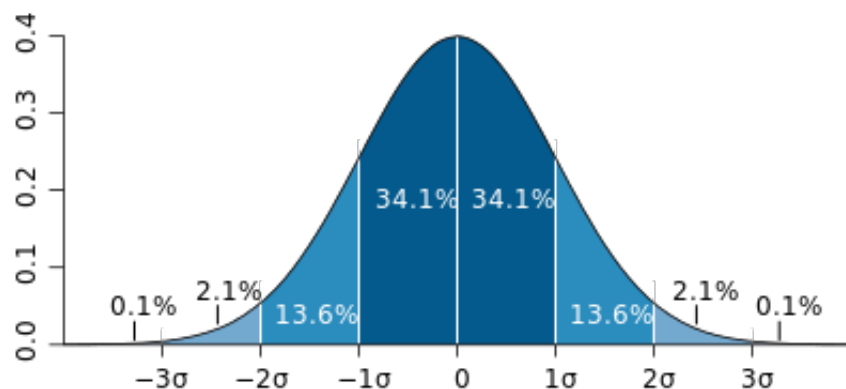
1. Forventningen til feilleddene er null, $E(u_t) = 0$
2. Feilleddene har konstant varians, $Var(u_t) = \sigma^2$
3. Ingen kovarians mellom feilleddene over tid, $Cov(u_t, u_s) = 0$
4. Ingen kovarians mellom feilledd og forklaringsvariabler, $Cov(u_t, x_t) = 0$

I tillegg må en betingelse om normalfordelte feilledd være oppfylt for at inferenstesting av populasjonsparameterne skal være gyldig. Dette fordi t- og F-tester antar normalfordelte data.

5.3 Normalitet

Når vi skal avgjøre om en forklaringsvariabel har signifikant effekt i modellen baserer vi oss på antakelsen om at feilleddet har en normal sannsynlighetsfordeling. Vi kan kontrollere dette grafisk ved å plote feilleddene i et histogram og undersøke om det finnes observasjoner i datasettet som avviker sterkt fra regresjonslikningen. Store avvik fra likningen kan påvirke koeffisientestimatene og dermed svekke troverdigheten til signifikanstesting. Slike avvik kan blant annet forårsakes av feil i tallmaterialet eller dersom modellen har utelatt relevante forklaringsvariabler. Dette er ofte ikke et problem når man har et stort datasett med mange observasjoner.

Figur 8: Normalfordelingskurven



¹ OLS er en forkortelse for *Ordinary Least Squares*, som er det engelske begrepet for minste kvadraters metode.

² BLUE er en forkortelse for *Best Linear Unbiased Estimators*. Dvs. at OLS vil gi oss forventningsrette estimater som er de beste i den forstand at de minimerer variansen blant alle lineære estimater når de fire betingelsene er oppfylt.

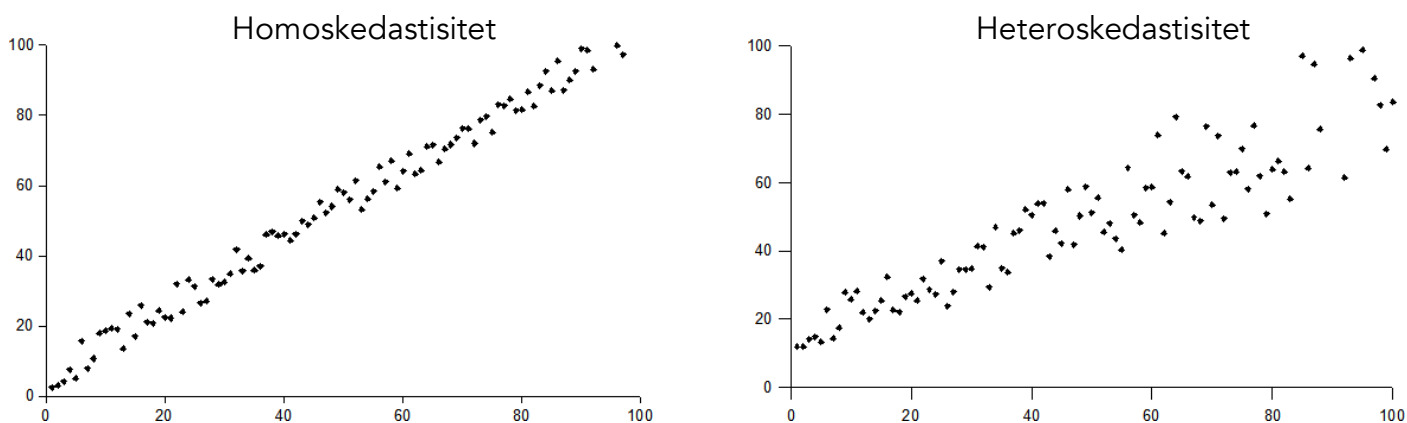
5.4 Homoskedastisitet

Variansen i feilleddet kan fungere som et mål på modellens usikkerhet. Feilleddet u_t er homoskedastisk dersom variansen til den betingede fordelingen av feilleddet er konstant uavhengig av verdien til forklaringsvariabelen og over tid (Balsvik, 2016)¹. Dette forutsetter at spredningen i feilleddene skal være lik for alle verdier av x_t . Dersom denne forutsetningen ikke holder, er feilleddet heteroskedastisk. Rent teoretisk er det sjelden grunnlag for å tro at feilleddene er homoskedastiske på et overordnet nivå, og det er naturlig å ta utgangspunkt i at feilleddene er heteroskedastiske med mindre man har overbevisende grunner til å tro noe annet. Ved bruk av OLS vil tilstedeværelsen av heteroskedastisitet øke sannsynligheten for at de estimerte standardavvikene er feil. Dette kan føre til at det trekkes misvisende konklusjoner, og det blir derfor nødvendig å korrigere modellen for heteroskedastisitet.

5.4.1 Grafisk test for homoskedastisitet

Man kan avdekke heteroskedastisitet ved å plote feilleddene mot de tilpassede verdiene av den avhengige variabelen eller ved å plote feilleddene mot de forklaringsvariablene man anser som sannsynlig at kan skape heteroskedastisitet. Ved å identifisere mønster i de diagnostiske plottene kan man få en indikasjon på tilstedeværelsen av heteroskedastisitet, men det vil likevel være vanskelig å konkludere utelukkende basert på de grafiske fremstillingene.

Figur 9: Grafisk fremstilling av homoskedastisitet og heteroskedastisitet



Det finnes flere ulike statistiske tester som kan benyttes for å avdekke heteroskedastisitet. Blant de mest praktiserte, er Bartlett's test for utvalgsvarians, Whites direkte test og ARCH-testen for autoregressive modeller (Engle's Lagrange multiplikator-test), samt Ramseys RESET-test som identifiserer eventuell feilspesifikasjon av modellen (Balsvik, 2016).

¹ $Var(u_t|x_t) = \sigma^2 = \text{konstant}$. Dette impliserer også at $Var(Y_t|x_t) = \sigma^2$.

5.5 Autokorrelasjon

Rekkefølgen til observasjonene i et tilfeldig utvalg er helt uten informasjonsverdi, mens observasjonene i en tidsserie vil følge en naturlig rekkefølge. Autokorrelasjon innebærer at feilledet til tidsserien korrelerer mellom ulike perioder¹. En systematisk sammenheng mellom feilledene over tid gjør at koeffisientestimatene vi finner ikke nødvendigvis er de som minimerer variansen til modellen. Koeffisientene vil fortsatt være forventningsrette, men estimatene vil ikke lenger være BLUE når vi benytter OLS. Dersom autokorrelasjon fører til at OLS estimerer feil standardavvik, kan det føre til at vi trekker feil konklusjoner om relevansen til en forklaringsvariabel. Ved positiv autokorrelasjon kan OLS for eksempel estimere for små standardavvik, noe som gjør at vi tenderer til å forkaste nullhypotesen feilaktig og dermed inkluderer variabler i modellen som ikke nødvendigvis burde være der. En årsak til autokorrelasjon kan være at modellen er feilspesifisert, og en eventuell løsning kan da være å respesifisere modellen.

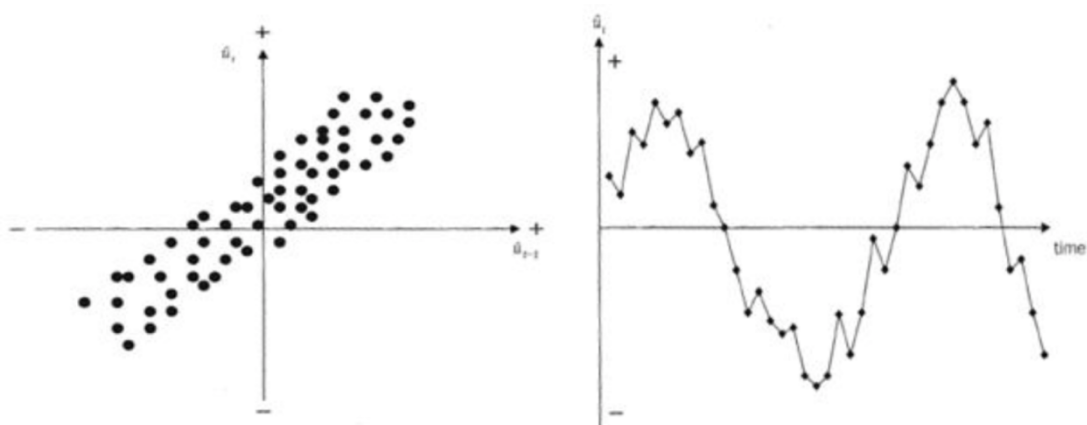
5.5.1 Grafisk test for autokorrelasjon

Dersom et plott av feilledene over tid viser et systematisk mønster, indikerer dette at autokorrelasjon er et problem i modellen vår. Vi har for eksempel positiv autokorrelasjon når restleddet viser et syklisk mønster over tid. Restledd med positiv autokorrelasjon i gjennomsnitt vil typisk bli etterfulgt av et restledd i neste periode der verdien har samme fortegn. Dette betyr at en positiv verdi for restleddet på tidspunkt $t - 1$ mest sannsynlig blir etterfulgt av en positiv restleddverdi på tidspunkt t ². I tidsserier med negativ autokorrelasjon vil restleddet på tidspunkt t ofte ha motsatt fortegn sammenliknet med restleddet på tidspunkt $t - 1$. Dersom restleddene har en tilfeldig spredning antyder dette ingen autokorrelasjon. I et tidsplot innebærer ingen autokorrelasjon at restleddet på tidspunkt t opererer uavhengig av restleddet på tidspunkt $t - 1$. På neste side vises illustrasjoner av ulike eksempler på tidsplott for restleddene til en økonometrisk modell, hvor restleddene plottes mot sine laggede verdier i figurene til venstre og mot tid i figurene til høyre. Fordi det i enkelte tilfeller kan være vanskelig å tolke plott, bør det i tillegg utføres statistiske tester før man konkluderer hvorvidt modellen har problemer med autokorrelasjon.

¹ $Cov(u_t, u_s) \neq 0$, dette er et brudd på en av betingelsene som må være oppfylt for at OLS skal være BLUE.

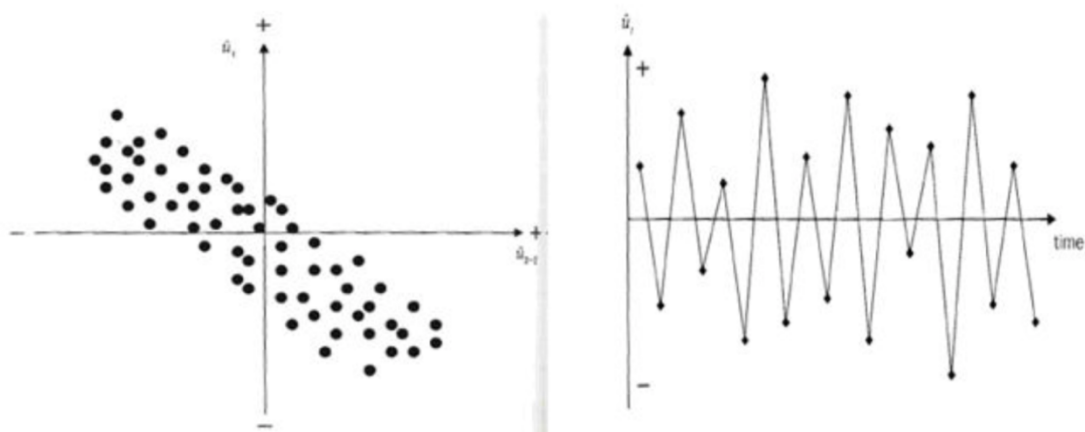
² Tilsvarende vil en negativ verdi for restleddene på tidspunkt $t - 1$ mest sannsynlig bli etterfulgt av en negativ restleddverdi på tidspunkt t , når det er positiv autokorrelasjon.

Figur 10: Grafisk fremstilling av positiv autokorrelasjon



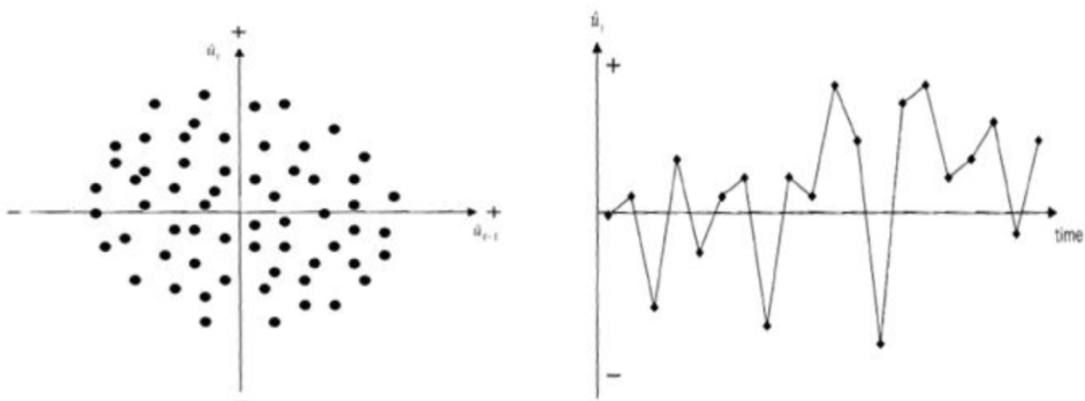
Observasjonen på tidspunkt t fortsetter mest sannsynlig i samme retning som på tidspunkt $t - 1$.

Figur 11: Grafisk fremstilling av negativ autokorrelasjon



Observasjonen på tidspunkt t fortsetter mest sannsynlig i motsatt retning av på tidspunkt $t - 1$.

Figur 12: Grafisk fremstilling av ingen autokorrelasjon



Observasjonen på tidspunkt t er uavhengig av tidspunkt $t - 1$.

5.5.2 Statistiske tester for autokorrelasjon

Troverdige tidsserieanalyser forutsetter at det ikke eksisterer autokorrelasjon i feilleddene til regresjonslikningen. I analyse av økonomiske tidsserier er autokorrelasjon ofte et av hovedproblemene, og vi har derfor funnet det nødvendig å benytte flere ulike tester som skal hjelpe oss å avdekke om en modell har korrelerende feilledd. I de kommende avsnittene presenterer vi de statistiske testene Durbin-Watson, Ljung-Box og Breusch-Godfrey.

Durbin-Watson

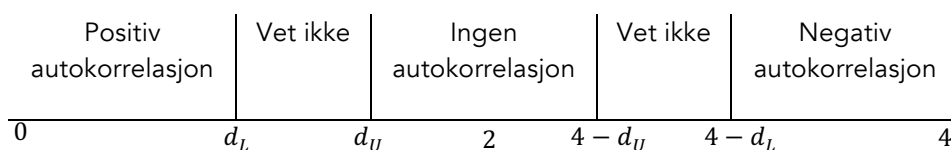
Durbin Watson (DW)-testen er en test for første ordens autokorrelasjon, dvs. korrelasjon mellom et feilledd u_t og det foregående feilleddet u_{t-1} (Nilsen, 2016).

DW-teststatistikken er gitt ved:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2}$$

Teststatistikken vil alltid ha en verdi i intervallet 0 til 4. En verdi rundt 2 indikerer ingen autokorrelasjon av første orden. Dersom verdien er nær 0 er det positiv autokorrelasjon, mens vi har negativ autokorrelasjon ved en verdi nær 4. Øvre og nedre kritiske verdi er gitt i en egen DW-tabell. Disse verdiene, sammen med verdiene vi får når vi trekker disse fra verdien 4, utgjør de eksakte grensene som avgjør når vi kan konkludere med at det eksisterer autokorrelasjon eller ikke, og når vi ikke kan konkludere basert på DW-testen (Nilsen, 2016).

Figur 13: Durbin-Watson-test for autokorrelasjon



For at resultatene fra DW-testen skal være gyldig, må noen krav være oppfylt (Nilsen, 2016):

- Regresjonslikningen må inneholde et konstantledd
- Regresjonslikningen må ikke inneholde stokastiske forklaringsvariabler
- Regresjonslikningen må ikke inneholde den avhengige variabelen på lagget form

Brudd på en av de siste to betingelsene vil gjøre teststatistikken skjev i retning 2, og kan føre til en konklusjon om ingen autokorrelasjon som ikke er gyldig.

Ljung-Box

En alternativ test for å avdekke potensiell autokorrelasjon er Ljung-Box (LB) sin Q^* -statistikk. I motsetning til DW, er LB en kombinert test som også sjekker for autokorrelasjon av høyere orden. Testen er en variant av Box-Pierce sin Q -statistikk, men er tilpasset til å fungere bedre for mindre utvalg¹.

LB-teststatistikken er gitt ved:

$$Q^* = T(T - 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{r}_k^2}{T - k}$$

T angir antall observasjoner i utvalget, m er den maksimale laglengden og r representerer den estimerte autokorrelasjonskoeffisienten for et gitt antall lagger k . Nullhypotesen er ingen autokorrelasjon, og testen følger en asymptotisk kjikvadratfordeling med m frihetsgrader².

Breusch-Godfrey

Dette er en felles test som sjekker for autokorrelasjon opp til r 'te orden. Breusch-Godfrey (BG)-testen undersøker forholdet mellom det estimerte feilleddet \hat{u}_t og flere av de laggede verdiene samtidig³. Testen er mer generell enn DW, da den også er gyldig for modeller med stokastiske forklaringsvariabler og for modeller der den avhengige variabelen på lagget form inngår som forklaringsvariabel. I en BG-test fastslår nullhypotesen at feilleddet på tidspunkt t ikke korrelerer med noen av de r tidligere verdiene. Forklaringskraften R^2 til det estimerte feilleddet \hat{u}_t brukes til å beregne BG-teststatistikken⁴. I likhet med for LB-testen følges kjikvadratfordelingen også her, og dersom teststatistikken er større enn kritisk verdi forkastes nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i feilleddene.

En utfordring ved BG-testen er å fastsette en passende verdi for antall lagger r . Ifølge Brooks (2008) er det ikke noe åpenbart svar på denne problemstillingen, men en mulig løsning kan være å la hyppigheten i dataene bestemme verdien. Basert på en antakelse om at feilleddene relaterer seg til samme tid hvert år, innebærer dette rent intuitivt å sette $r = 4$ for kvartalsvise data. Dersom modellen er statistisk tilstrekkelig bør følgelig ingen bevis på autokorrelasjon bli funnet i restleddene uavhengig av verdien til r .

¹ Dersom $T \rightarrow \infty$ vil $Q^* = Q$, og de to testene vil være identiske (Stock & Watson, 2011)

² $Q^* \sim \chi^2(m)$

³ $\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_r \hat{u}_{t-r}$

⁴ $(T - r)R^2 \sim \chi_r^2$

5.6 Stasjonærhet

En annen forutsetning for tidsserieanalyser er at variablene i modellen er stasjonære. Empiri viser imidlertid at økonomiske variabler ofte er ikke-stasjonære i sin opprinnelige form. Selv etter deflatering og sesongjustering vil tidsseriene ofte inneholde elementer av syklikalitet, trend, *random walk* og annen ikke-stasjonær atferd¹. Innen statistikken skilles det mellom streng og svak stasjonærhet. Ettersom forutsetningen om svak stasjonærhet er tilstrekkelig ved tidsserieanalyse, er det svak stasjonærhet som menes når begrepet stasjonærhet benyttes i denne utredningen².

En forklaringsvariabel x_t er (svakt) stasjonær dersom dens statistiske egenskaper er konstante, dvs. når gjennomsnitt, varians og kovarians ikke endres over tid (Nilsen, 2016). Når dette er tilfellet er variabelen integrert av nulte orden, og betegnes ved $x_t \sim I(0)$. Stasjonære variabler kan inngå i regresjonsmodellen uten problemer.

Problemet oppstår imidlertid dersom en eller flere av de statistiske egenskapene til variabelen endres over tid. Dersom tidsserien øker over tid, vil gjennomsnittet og variansen øke med størrelsen på utvalget, som videre medfører en underestimering av fremtidige verdier for gjennomsnitt og varians. Da er serien ikke-stasjonær, og vi vil få meningsløse eller spuriøse resultater (Nilsen, 2016). Spuriøse resultater innebærer at analysen finner en sammenheng mellom variabler som ikke eksisterer, og kan oppstå når variablene inneholder trend eller når de er integrerte og begge seriene følger en *random walk* (Nilsen, 2016).

Trenden i tidsserier er som oftest enten deterministisk eller stokastisk. For økonomiske variabler er trenden tradisjonelt deterministisk og bestemmes av den langsiktige vekstraten til økonomien. Konjunktursvingninger er da stokastiske fluktasjoner rundt denne trenden. Volatiliteten i tidsseriene oppstår dermed som følge av fluktasjoner i sykelkomponenten, og ikke grunnet fluktasjoner i selve trenden. Følgelig vil en tidsserie med deterministisk trend ha et gjennomsnitt som vokser rundt en konstant trend uavhengig av tid. Dette impliserer at en slik trend kan predikeres, da et eventuelt sjokk gradvis vil dø ut og reverseres til gjennomsnittet over tid. På den annen side vil et sjokk i en tidsserie med stokastisk trend føre til en permanent endring i tidsserien slik at det ikke nødvendigvis blir noen retur til historisk gjennomsnitt. En slik trend følger med andre ord ofte en *random walk* og kan følgelig ikke predikeres. Denne sammenhengen kan uttrykkes ved:

¹ *Random walk* innebærer at observert verdi for variabelen på tidspunkt t er verdien på tidspunkt $t - 1$ pluss et ukjent feilledd. For slike tidsserier vet man aldri om verdien vil gå opp eller ned eller med hvilken størrelse, dvs. at all historisk data er uten verdi. Tidsserien følger med andre ord en tilfeldig gang (Nilsen, 2016).

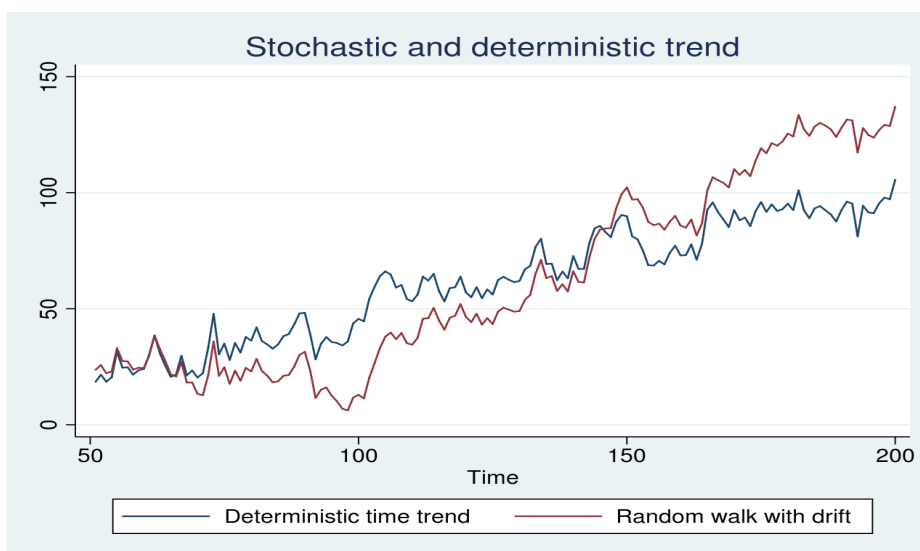
² I praktisk økonometri er streng stasjonærhet sjelden oppfylt, men svak stasjonærhet har mindre strenge krav.

$$x_t = x_0 + \alpha_0 \cdot t + \sum_{s=1}^t v_s$$

Her angir x_0 utgangspunktet for variabelen, $\alpha_0 \cdot t$ representerer den deterministiske trenden der α legges til hver periode, og $\sum_{s=1}^t v_s$ er sjokkene som akkumuleres i den stokastiske trendkomponenten over tid.

En ikke-stasjonær variabel med deterministisk trend kan gjøres stasjonær ved å estimere trenden, og deretter trekke denne ut av tidsserien. I mange tilfeller vil det være tilstrekkelig å legge til en lineær tidstrend for å gjøre variabelen stasjonær (Nilsen, 2016). En stokastisk trendvariabel kan gjøres stasjonær ved å differensiere tidsserien. Gitt at vi har en ikke-stasjonær variabel, vil vi derfor teste om den er integrert av første orden¹. Dersom vi har en $I(1)$ -variabel, kan vi få meningsfulle resultater ved å foreta en regresjon med førstedifferansen, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ². De fleste økonomiske variabler er integrert av første orden.

Figur 14: Grafisk fremstilling av stokastisk og deterministisk (random walk med drift) trend

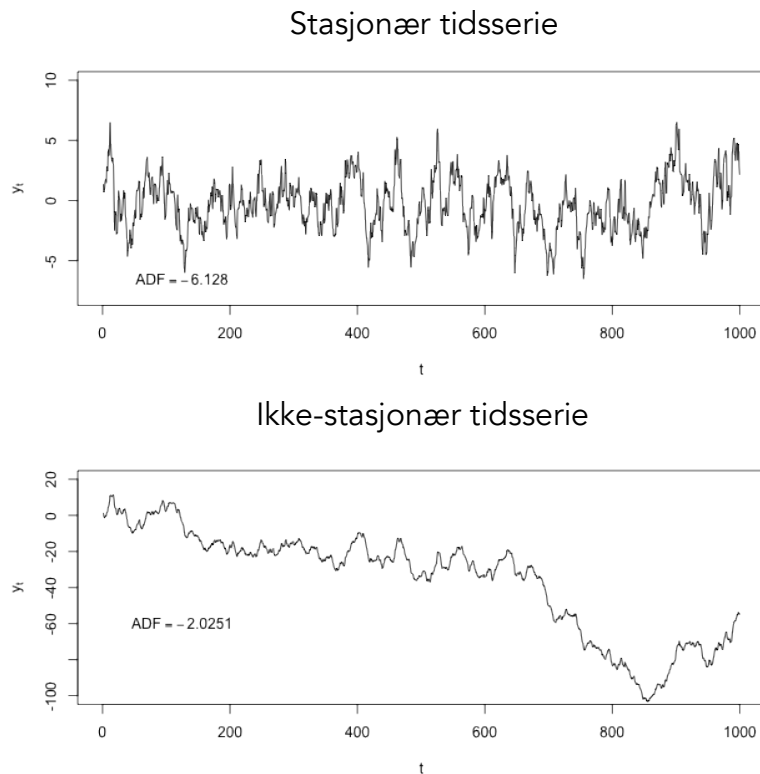


5.6.1 Testing for stasjonærhet

Det er mulig å benytte grafiske plot eller korrelogrammer for å avgjøre om en tidsserie er stasjonær eller ikke, men disse analysene vil aldri kunne erstatte statistiske tester hvor man tester en nullhypotese mot en alternativhypotese. Vi har benyttet den utvidede Dickey-Fuller (ADF)-testen når vi tester for stasjonærhet i denne utredningen.

¹ $x_t \sim I(1)$

² En serie er integrert av første orden dersom den blir stasjonær etter å differensiere én gang. Dersom vi må differensiere den førstedifferensierte serien, blir serien integrert av andre orden osv. (Nilsen, 2016).

Figur 15: Grafisk fremstilling av stasjonær og ikke-stasjonær tidsserie¹

Dickey-Fuller

Den mest pålitelige og utbredte testen for stasjonærhet er Dickey-Fuller (DF)-testen, som undersøker tidsserien for enhetsrot. Dersom en tidsserie ikke er stasjonær, er første steg å avdekke hvilken orden tidsserien er integrert av. Generelt betegner en $I(0)$ -tidsserie at variabelen er stasjonær, mens en $I(1)$ -serie inneholder én enhetsrot². Forenklet kan en test for enhetsrot i en $I(d)$ -serie beskrives ved:

$$x_t = \alpha + \delta \cdot t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$x_t - x_{t-1} = \alpha + \delta \cdot t + (\rho - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \alpha + \delta \cdot t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Der α er et eventuelt konstantledd, $\theta = (\rho - 1)$, $\delta \cdot t$ tar hensyn til en eventuell deterministisk trend og ε_t er restleddet. DF tester nullhypotesen $\theta = 0$ ($\rho = 1$), som vil si at variabelen er ikke-stasjonær av orden d , mot den ensidige alternativhypotesen $\theta < 0$ ($\rho < 1$), som sier at den differensierte variabelen er stasjonær. Sannsynlighetsfordelingen til teststatistikken under nullhypotesen er ikke gitt ved vanlig t -

¹ Figuren viser to simulerte tidsserier. ADF-teststatistikken er rapportert for begge seriene, og nullhypotesen om ikke-stasjonærhet kan ikke forkastes på 5% signifikansnivå i den nederste grafen.

² Av dette følger at en $I(d)$ -tidsserie er integrert av orden d , og dermed inneholder d enhetsrøtter.

fordeling, og vi finner de kritiske verdiene i en egen DF-tabell (Nilsen, 2016)¹. Det kan være en idé å starte med å plote seriene for å identifisere eventuelle konstantledd, trendelementer eller sesongfaktorer. Slik blir det enklere å spesifisere modellen som skal testes.

DF-testen antar at feilleddene i modellen er hvitt støy, som betyr at den ikke tar hensyn til eventuell autokorrelasjon. Dersom feilleddet inneholder autokorrelasjon, vil vi ha problemer med å estimere en modell som minimerer variansen i feilleddet. Vi kan løse dette problemet ved å benytte den utvidede DF-testen (ADF). ADF inkluderer k laggede verdier av Δx_t som ekstra forklaringsvariabler (Nilsen, 2016)²:

$$\Delta x_t = \alpha + \delta \cdot t + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

ADF sikrer at feilleddene ikke autokorrelerer ved at de laggede verdiene av Δx_t fanger opp den dynamiske strukturen som er tilstede i den avhengige variabelen. Hovedutfordringen tilknyttet ADF-testing er å inkludere korrekt antall lagger i modellen. Flere lagger reduserer antall frihetsgrader, som kan redusere styrken til testen. Motsatt er det risiko for gjenværende autokorrelasjon som medfører skjeve testresultater dersom det inkluderes for få lagger. Disse svakhetene øker sannsynligheten for at vi beholder en nullhypotese som burde forkastes eller forkaster en nullhypotese som faktisk er sann.

Det finnes ulike tilnærminger som kan benyttes for å avgjøre antall lagger som skal inkluderes i modellen. Vi kan for eksempel ta med så mange lagger som er signifikant ut fra t -fordelingen. Alternativt kan vi la hyppigheten i dataene bestemme antallet, som innebærer $k = 4$ eller $k = 8$ lagger for kvartalsvise data (Nilsen, 2016). En siste mulighet er å bruke informasjonskriteriene til Akaike (AIC), Hannan og Quinn (HQIC) eller Schwarz' sitt Bayesianske informasjonskriterium (SBIC), eventuelt endelig prediksjonsfeil (FPE)³. Verdiene til informasjonskriteriene blir beregnet for modeller med $0, 1, \dots, \bar{k}$ antall lagger, hvor den foretrukne modellen er den med det antallet lagger k som minimerer verdien til det gitte informasjonskriteriet⁴. StataCorp skriver i en artikkel at AIC er den mest nøyaktige metoden på månedlige data, mens HQIC foretrekkes på kvartalsdata for datasett med over 120 observasjoner. I VECM-modeller kan SBIC benyttes med kvartalsdata uten restriksjoner på antall observasjoner. Videre velger SBIC asymptotisk sett riktig lagantall, mens AIC tenderer til å foretrekke flere lagger enn nødvendig. På den

¹ DF-teststatistikken er gitt ved: $DF = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})}$

² Sannsynlighetsfordelingen til γ_i -parametrene følger en tilnærmet t -fordeling (Nilsen, 2016).

³ AIC = Akaike's information criterion, SBIC = Schwarz' Bayesian information criterion, HQIC = Hannan og Quinn's information criterion og FPE = Final Prediction Error.

⁴ \bar{k} = maksimalt antall lagger.

annen side gir modeller favorisert av SBIC i gjennomsnitt større varians enn de som foretrekkes av AIC. Det kan dermed virke som ingen av kriteriene er absolutt dominerende.

5.7 Kointegrasjon

Dersom en teststatistikk viser et signifikant forhold mellom to variabler som i realiteten ikke har noen direkte kausal sammenheng, kan regresjonen være spuriøs og gir meningsløse resultater. Vi undersøker derfor om tidsseriene er kointegrerte for å finne ut om det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom variablene. To $I(1)$ -tidsserier er kointegrerte dersom det eksisterer en lineær kombinasjon av de to tidsseriene som er $I(0)$, altså stasjonær. Denne antakelsen bygger på intuisjonen om at to variabler som deler en felles stokastisk trend ikke avviker for langt fra hverandre, slik at det på lang sikt opprettholdes en likevekt med begrenset varians (Nilsen, 2016). Den lineære kombinasjonen kalles kointegrasjonsvektoren, og kan enten estimeres eller defineres basert på økonomisk teori. Kointegrasjon kan testes ved flere ulike statistiske metoder, der de mest kjente er Johansen (1991), Engle-Granger (1987) og Phillips-Ouliaris (1990). I vår utredning har vi valgt å benytte Johansen-testen for å identifisere kointegrasjon, ettersom denne er populær ved analyse av økonomiske modeller (Nilsen, 2016).

5.8 Feiljusteringsmodeller

En feiljusteringsmodell (Error Correction Model (ECM)) er en dynamisk modell som tar hensyn til tregheter i økonomien ved at den analyserer den kortsiktige sammenhengen mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene, samtidig som den ivaretar en eventuell langtidslikevekt. Vi definerer en langtidslikevekt ved at verdiene konvergerer mot langsiktige verdier og at de ikke lenger forandres. Dette impliserer at kortsiktige avvik fra langtidslikevekten vil justeres inn over tid. En regresjon kan være spuriøs dersom den inneholder ikke-stasjonære variabler, men en feiljusteringsmodell løser eventuell spuriøsitet ved at den tillater å inkludere to variabler som er integrert av første orden dersom de to variablene er kointegrerte.

For å forstå hvordan feiljusteringsmodellen fungerer tar vi utgangspunkt i en enkel statisk modell¹:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$$

¹ I motsetning til en dynamisk modell, vil en statisk modell kun analysere sammenhengen mellom variabler fra samme tidsperiode.

For å ta hensyn til eventuelle tregheter inkluderer vi laggede verdier av den avhengige variabelen og forklaringsvariabelen og får en dynamisk modell¹:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 x_{t-1} + u_t$$

Videre trekker vi fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet samtidig som vi legger til og trekker fra laggede verdier av forklaringsvariabelen $\beta_1 x_t$:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\gamma_1 - 1)y_{t-1} + (\gamma_2 + \beta_1)x_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (1 - \gamma_1) \left[y_{t-1} - \left(\frac{\gamma_2 + \beta_1}{1 - \gamma_1} \right) x_{t-1} \right] + u_t$$

Likningen i det siste uttrykket representerer en typisk feiljusteringsmodell, der $-(1 - \gamma_1)$ er justeringsleddet og uttrykket i klammeparentesen viser langtidssammenhengen. Forutsatt at y_t og x_t er kointegrert med kointegrasjonskoeffisienten $\left(\frac{\gamma_2 + \beta_1}{1 - \gamma_1} \right)$, vil uttrykket i klammeparentesen være stasjonært selv om variablene er ikke-stasjonære. β_1 beskriver det kortsiktige forholdet mellom endringene i y_t og x_t , mens γ_1 forklarer hvor raskt eventuelle avvik vil justere tilbake til likevekt.

Overgangen fra statisk til dynamisk modell vil enten redusere eller eliminere eventuell autokorrelasjon, med mindre autokorrelasjonen skyldes feilspesifikasjon. Man kan dermed fjerne autokorrelasjon ved å inkludere laggede forklaringsvariabler, men modellen blir samtidig vanskeligere å tolke. Ved å inkludere laggede verdier av den avhengige variabelen brytes også forutsetningen om ikke-stokastiske forklaringsvariabler, som er en av betingelsene for at OLS-estimatene skal være BLUE. Når autokorrelasjon elimineres ved å inkludere lagget avhengig variabel, vil koeffisientene være konsistente, men forventningsskjev². Konsistente koeffisienter innebærer at estimatene er asymptotiske, dvs. at de konvergerer mot sann verdi når utvalget går mot uendelig.

5.9 Vector Error Correction Model

Ved utarbeidelsen av økonometriske modeller som inneholder variabler som er integrert av første orden og der det finnes en kointegrert sammenheng mellom variablene, kan man bruke en multivariat generalisering av ECM som kalles Vector Error Correction Model (VECM). VECM er en systemregresjonsmodell, som innebærer at modellen har mer enn én avhengig variabel. Verdien til hver

¹ En modell som inneholder laggede verdier av både avhengig variabel og forklaringsvariablene kalles en *autoregressive distributed lag model* (ADL).

² Konsistente koeffisienter innebærer at betingelsene om konstant varians, forventinger til feilleddet er null og at det ikke er kovarians mellom forklaringsvariabelen og feilleddet, er oppfylt.

variabel g i systemet avhenger av k lagger av de andre variablene samt feilledd. Dette betyr at alle variablene i VECM anses som endogene, hvilket er en fordel fordi det i praksis ofte er utfordrende å identifisere hvilke variabler som faktisk er eksogene (Brooks og Tsolacos, 2010). I tillegg er VECM en utvidet AR-modell i den forstand at den tillater at verdien på en variabel er avhengig av mer enn bare sine egne laggede verdier¹. Dette betyr at vi ikke bare kan se på de ulike variablenes effekt på en avhengig variabel, men også på variabelens univariate effekt på seg selv. Videre indikerer dette at man kan benytte OLS på hver ligning separat, som er nyttig ved analyse av økonomiske tidsserier fordi det gir modellen mulighet til å fange opp både kortsiktig og langsiktig informasjon i dataene ved å utnytte egenskapene til kointegrerte variabler. Det har også vist seg at VECM-modeller ofte har bedre prediksjonsevne enn tradisjonelle strukturelle modeller, som i storskala ofte har lav treffsikkerhet på out-of-sample-prognoser (Brooks og Tsolacos, 2010). utfordringer knyttet til VECM er å velge optimal lagstruktur og at modellen er ateoretisk, det vil si at det benyttes lite teoretisk informasjon om sammenhengene mellom variablene ved modellspesifikasjonen. Til slutt blir mange frihetsgrader brukt opp i relativt små utvalgsstørrelser. I en gjennomgang av studier som benytter VECM-modeller i boligsammenheng, finner Brooks og Tsolacos (2010) at det ikke ser ut til å være universell enighet om hvilke variabler som best predikerer utviklingen i boligmarkedet. Resultatene fra VECM må derfor ses i sammenheng med de andre modellene og analysene som presenteres i denne utredningen.

5.9.1 Johansens test for kointegrasjon

Innen statistikken er Johansens test en prosedyre som gjennomføres for å teste kointegrasjon mellom flere $I(1)$ -tidsserier. En fordel med testen er at den tillater flere kointegrerte forhold, og forsøker å finne den lineære kombinasjonen av variablene som er mest stasjonær. Metoden gjør imidlertid ikke et forsøk på å minimere variansen. Graden av stasjonærhet i systemet bestemmes av sammenhengen mellom en egenverdi og ranken til en matrise². I et system med g variabler som er $I(1)$ og potensielt kointegrerte, tar Johansens test utgangspunkt i en Vector Autoregressive (VAR)-modell med k lagger uttrykt ved:

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + \varepsilon_t$$

Der y_t er en $g \times 1$ vektor med $I(1)$ -variabler som anses å være endogene. Dette innebærer at vi ikke trenger å ta stilling til hvilke variabler vi skal behandle som endogene og eksogene i systemet. α er en $g \times 1$ vektor av antall parametere, ε_t er en $g \times 1$ vektor med feilledd som antas å være uavhengig og

¹ I en autoregressiv (AR)-modell er verdien av y kun avhengig av verdien variabelen hadde i tidligere perioder pluss et feilledd. En autoregressiv modell av orden p , $AR(p)$, er gitt ved:

$$y_t = \alpha + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t$$

² Egenverdi (eng. eigenvalue) er et uttrykk for hvor mye en egenvektor strekkes av en lineær transformasjon. En egenverdi og en egenvektor opptrer i par, og en gitt lineær transformasjon kan ha ingen eller mange slike par.

normalfordelt. β_1 til og med β_k er $g \times g$ matriser av parametere i systemet. For å kunne bruke Johansens test må VAR-modellen omskrives til ECM-form (Johansen, 1990):

$$\Delta y_t = \alpha + \Pi y_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Der

$$\Pi = \sum_{i=1}^k \beta_i - I_g \text{ og } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \beta_j$$

I VAR-modellen på ECM-form har vi på venstre side $g \times 1$ I(1)-variabler og på høyre side er $k - 1$ lagger av den avhengige variabelen differensiert og med hver sin Γ -koeffisientmatrise. I_g er en $g \times g$ identitetsmatrise og Π kan betraktes som den langsiktige koeffisientmatrisen. Π -matrisen har en rank $0 \leq r < g$ hvor r er antall kointegrerte vektorer i systemet. Antall kointegrasjonsvektorer kan ikke være lik antallet variabler, da dette vil indikere at den opprinnelige tidsserien er stasjonær. Da har Π full rank. Dersom Π ikke har noen rank betyr det at det ikke eksisterer et langsiktig forhold mellom variablene i y_t , og vi har ingen kointegrasjon i VECM-systemet. Derfor vil det kun være r kointegrerte vektorer dersom $1 < \text{rank}(\Pi) < g$. Da kan Π defineres som produktet av de to matrisene α og β' :

$$\Pi = \alpha \beta'$$

α er en parameter som angir justeringshastigheten mot likevekt, mens β' representerer den langsiktige matrisen av kointegrerte parametere i VECM-systemet. I et system med fire endogene variabler og to kointegrerte vektorer, blir produktet av α og β' (4×2):

$$\Pi = \alpha \beta' = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{21} \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} \\ \alpha_{13} & \alpha_{23} \\ \alpha_{14} & \alpha_{24} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \end{pmatrix}$$

Ettersom resultatene fra Johansens test kan bli påvirket av lagstrukturen i VECM, er det viktig å forsøke å finne optimal laglengde. I vår utredning har vi valgt å basere vår lagstruktur på informasjonskriterier.

5.9.2 Informasjonskriterier I VECM

Når man skal tilpasse modeller er det mulig å forbedre tilpasningen ved å legge til flere parametere, og i noen tilfeller flere lagger. Ved å gjøre dette risikerer man imidlertid å overtilpasse modellen. Informasjonskriteriene prøver å kompensere for dette problemet ved å legge til et straffeledd for antall parametere i modellen. Informasjonskriteriene ønsker å minimere residualkvadratsummen (RSS). RSS synker når antall variabler eller lagger i modellen øker, samtidig som effekten av straffeleddet plusses på.

Dette vil si at dersom det legges til en ny variabel eller en ekstra lag i modellen, vil vi få to konkurrerende effekter på informasjonskriteriet: RSS vil falle, men verdien til straffeledet vil øke (Brooks og Tsolacos, 2010). I vår utredning er formålet med bruken av informasjonskriterier å velge den VECM-modelltilpasningen som minimerer verdien av informasjonskriteriet, da dette teoretisk indikerer at modellen er godt tilpasset uten at den overtilpasses. Det brukes med andre ord som et relativt mål for å bestemme antall variabler og lagger som skal inngå i modellen. I tillegg tester vi for hvilken laglengde informasjonskriteriene forslår i våre ADF-tester.

Vi har valgt å se spesielt på endelig prediksjonsfeil (FPE) og Akaikes informasjonskriterier (AIC) for å fastslå optimal laglengde og modellspesifikasjonen i vår utredning. I sin studie testet Liew (2004) hvilket informasjonskriterie som presterer best i VAR-modeller, og kom frem til at AIC og FPE presterer overlegent bedre enn de andre kriteriene i små utvalg. Informasjonskriteriet FPE er gitt ved:

$$FPE = |\Sigma_u| \left(\frac{T + \bar{m}}{T - \bar{m}} \right)^k$$

Der m er det gjennomsnittlige antall parametere over k ligninger og T er antall observasjoner.

AIC, SBIC og HQIC beregnes i henhold til deres standarddefinisjoner:

$$\begin{aligned} AIC &= -2 \left(\frac{LL}{T} \right) + \frac{2t_p}{T} \\ SBIC &= -2 \left(\frac{LL}{T} \right) + \frac{\ln(T)}{T} t_p \\ HQIC &= -2 \left(\frac{LL}{T} \right) + \frac{2 \ln \{ \ln(T) \}}{T} t_p \end{aligned}$$

Der t_p er det totale antallet parametere i modellen og LL er log-likelihood.

5.10 Feilspesifikasjon

En modell kan være feilspesifisert på flere ulike måter. Her vil vi nevne noen av de vanligste formene for feilspesifikasjon, samt hvilke konsekvenser dette kan føre til og eventuelle løsninger på problemet.

5.10.1 Utelatte variabler

Det kan få alvorlige konsekvenser dersom modellen utelater en variabel som er relevant for å forklare variasjonen i den avhengige variabelen. Hvis denne utelatte variabelen er autokorrelert betyr det at restleddene i regresjonsmodellen autokorrelerer. Dette vil medføre at OLS gir estimater som ikke nødvendigvis minimerer variansen til modellen, og dermed er den ikke BLUE. Dersom den utelatte variabelen korrelerer med både den uavhengige variabelen og en eller flere av de inkluderte forklaringsvariablene, kan modellen forsøke å kompensere for utelatelsen ved å over- eller underestimere

effekten av en av de inkluderte variablene (Balsvik, 2016). Man kan undersøke for utelatte variabler for eksempel med Ramseys RESET-test.

5.10.2 Irrelevante variabler

I dette tilfellet inkluderer modellen variabler som ikke har noen relevant effekt på den avhengige variabelen. Regresjonsestimatene vil fremdeles være forventningsrette selv om den inneholder irrelevante variabler, men estimatene vil ikke minimere variansen. Irrelevante variabler identifiseres ved at de ikke er signifikante og at de tilfører modellen liten forklaringskraft. Disse variablene burde man vurdere å fjerne fra den endelige modellen.

5.10.3 Utelatte sesongfaktorer

Restleddene i modellen vår vil typisk være positivt autokorrelert dersom den avhengige variabelen bærer preg av å variere i et sesongbasert eller syklisk mønster. Dette kan løses ved å inkludere sesongavhengige dummyvariabler i modellen. Vi kan for eksempel generere tre dummyvariabler og et konstantledd på kvartalsvise data. Eventuelt kan vi inkludere én dummy for hver av de fire sesongene, men vi må da sørge for at vi utelater konstantleddet (Balsvik, 2016).

5.10.4 Feil funksjonsform

Det kan også oppstå autokorrelasjon dersom vi antar en lineær sammenheng mellom to variabler som har et forhold som ville kommet bedre til uttrykk dersom variablene ble inkludert på annen funksjonsform enn nivåform. I tillegg til lineære sammenhenger har vi også ikke-lineære funksjoner som er polynomiske, inverse, logaritmiske, eksponentielle osv. Man kan teste funksjonsformen til en modell for eksempel med Ramseys RESET-test eller med Davidson-MacKinnon (Balsvik, 2016). Ofte kan problemer med feil funksjonsform løses ved å transformere variablene før regresjonen utføres.

5.10.5 Simultanitet

Modellen har et simultanitetsproblem dersom en eller flere av forklaringsvariablene bestemmes samtidig som den avhengige variabelen, typisk gjennom en likevektsmekanisme (Balsvik, 2016). I boligmarkedet kan det for eksempel tenkes at etterspørselen påvirker boligprisene, samtidig som boligprisene påvirker tilbudet som også påvirker boligprisene. Et eksempel i en boligprismodell kan være at boligprisen påvirker boligmassen, som betyr at den avhengige variabelen er med å forklare en av forklaringsvariablene dersom boligmassen er inkludert som en variabel i modellen. Dersom dette er tilfellet vil en av forklaringsvariablene korrelere med feilledet, som er et brudd på en av betingelsene ved OLS. Konsekvensen er at estimatet for forklaringsvariabelen verken er forventningsrett eller konsistent, og det blir vanskelig å konkludere hvilken effekt boligmassen faktisk har på boligprisene.

5.11 Datamining

I økonometrien går datamining ut på å estimere en rekke modeller på det samme datasettet i et forsøk på å finne den modellen som inneholder minst feil (Broos og Tsolacos, 2010). Vi kan teste mange forskjellige varianter av modeller, for eksempel ved å kjøre mange regresjoner der vi kun inkluderer en delmengde av variablene for hver modell, i et forsøk på å finne den modellen som har høyest forklaringskraft eller lavest varians og som passer best med koeffisienter og prediksjoner. Dette kan gjøre at modellen overtilpasses utvalget i datasettet for mye, og det kan hende modellen forklarer utvalgstøyet i tillegg til de faktisk underliggende effektene. Dette kan for eksempel føre til at irrelevante variabler som egentlig burde utelates blir inkludert i modellen.

En måte å unngå for stor grad av datamining er å bygge modellen med utgangspunkt i økonomisk teori og intuisjon, og forsøke å begrunne valgene av forklaringsvariabler med logiske resonnementer. For å undersøke om modellen er god generelt, og ikke bare fordi den er overtilpasset utvalget, kan det være en idé å teste modellen på et annet utvalg enn det som ble benyttet ved utarbeidelsen dersom det er mulig. I tillegg kan prediksjonskraften til modellen indikere hvor god den er. Dersom modellen predikerer godt er datamining trolig ikke et problem, spesielt ikke hvis dataene som ligger til grunn for prediksjonen ikke var tilgjengelig på tidspunktet da modellen ble utarbeidet.

6. Empirisk gjennomgang av utvalgte faktorer

Med utgangspunkt i tidligere forskning og empiri vil vi i dette kapittelet ta for oss utvalgte forklaringsfaktorer vi betrakter som sentrale for å forklare utviklingen i boligprisene. Basert på økonomisk teori og prismekanismene i boligmarkedet vil vi studere utviklingen i faktorene og drøfte effekten de ulike faktorene er forventet å ha på boligprisene.

6.1 Gjeld

I boligmarkedet er størrelsen på lånet en låntaker kan bli tilbudt blant annet avhengig av låntakers nettoformue og inntekt. Grunnet imperfeksjoner og asymmetrisk informasjon i kredittmarkedene, får en potensiell låntaker som oftest kun lån ved å stille noe som sikkerhet. I en modell utviklet av Kiyotaki og Moore (1997) blir realøkonomiske sjokk forsterket gjennom kredittmarkedet ved at sjokket endrer låntakers nettoformue. Kiyotaki & Moore kaller denne effekten for en finansiell akselerator og ønsker å gi en forklaring på hvordan relativt små sjokk i realøkonomien kan resultere i store svingninger i boligmarkedet. Mekanismen fungerer slik at høyere boligpriser tvinger låntaker til å ta opp større lån for å få råd til å kjøpe bolig. Det antas derfor at høyere boligpris øker etterspørselen etter kreditt. Videre er de fleste boliglån gitt med pant i den boligen låntaker ønsker å kjøpe. En økning i boligprisen øker boligens kapitalverdi, som igjen gir høyere nettoformue i husholdningssektoren. Ved å øke nettoformuen gjennom økt verdi på panteobjektet, vil høyere boligpriser øke husholdningens evne til å ta opp lån. Samtidig reduserer høyere boligverdi bankenes risiko, fordi boligens økte panteverdi reduserer sannsynligheten for mislighold. Dette kan stimulere bankene til å øke sine utlån. På den annen side finansieres de fleste boligkjøp med kreditt, og endringer i husholdningenes lån er forventet å påvirke boligprisene gjennom likviditetseffekter. Modellen forteller altså hvordan det kan oppstå selvforsterkende effekter mellom boligpriser og kredittmarkedet.

I artikkelen *selvforsterkende mekanismer mellom kreditt- og boligmarkedet* skriver Anundsen og Jansen (2003) at boligprisene kan påvirke den generelle økonomiske aktiviteten gjennom formueseffekter på privatforbruket og at en økning i boligprisene også øker verdien av boliger i forhold til byggekostnader. Boligprisene bidrar også til den økonomiske syklusen ved å forsterke sjokk i kredittmarkedet, potensielt gjennom mekanismen beskrevet av Kiyotaki og Moore (1997).

Tidligere studier av kreditt- og boligmarkedet i Norge tar ikke hensyn til det potensielle simultanitetsproblemet mellom disse to variablene (Anundsen og Jansen, 2011). Eksempelvis har Jacobsen og Naug gjennomført to separate studier av husholdningenes gjeld og boligprisene (begge i 2004). De argumenterer for at husholdningslån ikke er en del av den kointegrerte vektoren som forklarer

boligprisene¹. De finner imidlertid at renten er en viktig determinant for boligprisene og at renten er en av de grunnleggende faktorene som forklarer husholdningenes lån. Kreditt er ikke eksplisitt modellert i Jacobsen og Naug (2004), og derfor kan det tenkes at dette er grunnen til at renten anses som signifikant og viser stor innvirkningskraft på boligprisene. Anundsen og Jansen (2011) peker på at Jacobsen og Naug (2004) sannsynligvis fanger opp kreditt effekter indirekte gjennom renten. På lang sikt finner Anundsen og Jansen (2003) at boligprisene avhenger av tilgangen til finansiering, disponibel inntekt og boligkapitalbeholdningen, mens gjelden bestemmes av den samlede boligmassens markedsverdi (panteverdien), realrenten etter skatt og antall boligtransaksjoner. Dette innebærer at det er en gjensidig avhengighet mellom boligpriser og gjeld på lang sikt (Anundsen og Jansen, 2003).

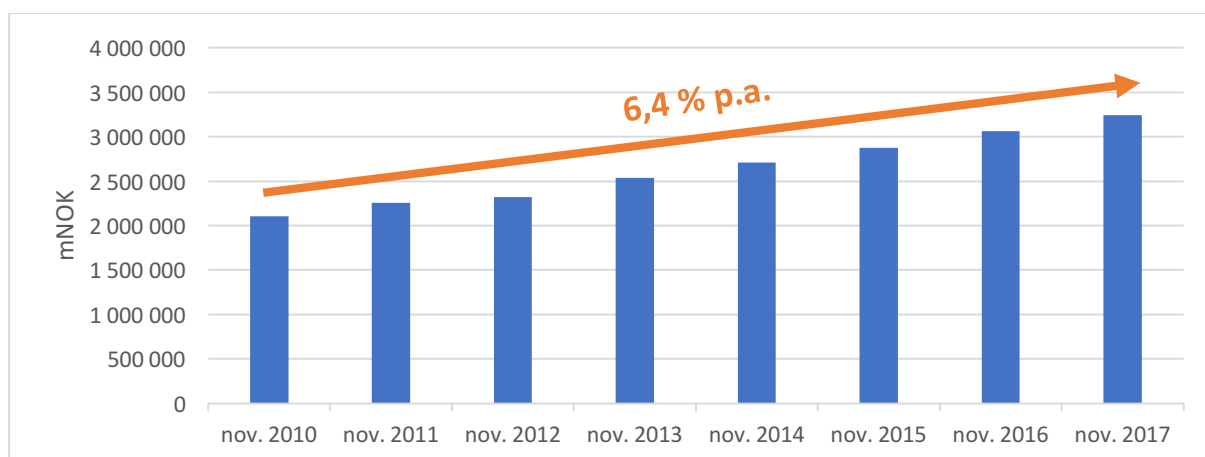
Utviklingen i boligprisene sett i sammenheng med boligomsetning har også innvirkninger på gjeldsnivået. I artikkelen *Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene?* (2004) argumenterer Jacobsen og Naug for at hvor mange og hvilken type boligkjøp som blir gjort påvirker bruttogjelden på ulike måter. Førstegangskjøp, nyboligkjøp, og sistegangssalg av bruktboliger, sammen med omsetning av bruktboliger mellom husholdninger der ingen entrer eller forlater boligmarkedet, vil alle ha ulike virkninger på bruttogjelden (Jacobsen og Naug, 2004:2). Videre er det rimelig å anta at den samlede bruttogjelden i husholdningene vil øke tilsvarende med størrelsen på lånet husholdningen tar opp for å kjøpe en ny bolig, da salg av nye boliger normalt er gjort av kommersielle aktører og ikke enkeltpersoner som vil bruke salgsbeløpet på å nedbetale gjeld. Vekst i boligmassen vil derfor resultere i økt bruttogjeld for husholdningene, for ett gitt nivå på boligprisene. En økning i prisene på nye boliger vil forsterke denne effekten ytterligere (Jacobsen og Naug, 2004:2).

Når en husholdning entrer bruktboligmarkedet, vil dette medføre at en annen går ut. Husholdningen som forlater bruktboligmarkedet vil få frigjort midler lik salgssummen. Dersom de frigjorte midlene benyttes til andre formål enn å nedbetale gjeld, vil husholdningenes samlede bruttogjeld øke dersom kjøperen lånefinansierer en del av kjøpet (Jacobsen & Naug, 2004:2). Husholdningens bruttogjeld vil også øke selv om selger velger å bruke de frigjorte midlene til å nedbetale gjeld hvis selgers gjeldsreduksjon er mindre enn kjøpers gjeldsøkning. Det er også naturlig å anta at dersom husholdningen selger bruktboligen til en førstegangskjøper, vil den selgende husholdningen gjerne ha entret boligmarkedet på et tidligere tidspunkt. Dette medfører at størrelsen på det gjenstående boliglånet ofte vil være mindre enn størrelsen på lånet til førstegangskjøperen. Dermed øker den totale bruttogjelden når boligen omsettes (Jacobsen og Naug, 2004). Boligprisstigning på brukte boliger vil

¹Jacobsen and Naug (2004) testet for signifikans av en kredittvariabel i deres spesifikasjon, men fant ingen signifikante effekter. Dette kommer vi mer tilbake til i kapittel 8.

øke husholdningens totale bruttogjeld ytterligere ved at en førstegangskjøper som lånefinansierer hele sitt boligkjøp vil måtte ta opp enda større lån for å kjøpe boligen enn forrige gang boligen ble omsatt. Vi ser altså at førstegangskjøperes gjeld har økt på grunn av boligprisstigning. Selger vil motta en høyere salgssum, men dette reduserer ikke husholdningens relative totale bruttogjeld da gjelden er upåvirket av boligprisstigning. Samlet vil boligtransaksjonen bidra til å øke husholdningenes samlede bruttogjeld.

Figur 16: Husholdningenes samlede innenlandske lånegjeld



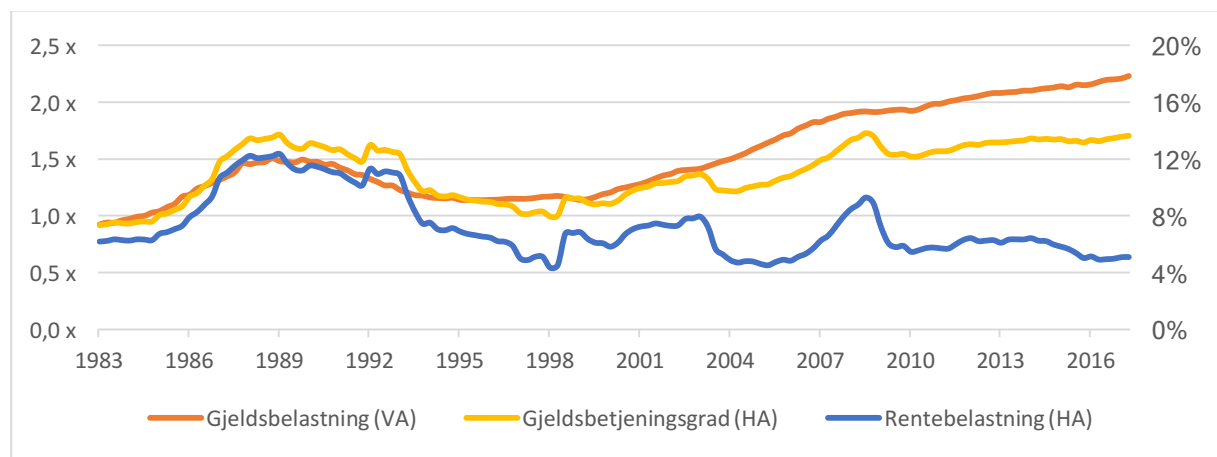
Kilder: SSB (06718)

Figur 16 viser hvordan husholdningenes samlede gjeld har vokst siden 2010¹. Vi ser at den totale samlede gjelden har økt i et relativt høyt tempo de siste årene, med en gjennomsnittlig årsvekst på 6,4 prosent. For å få en litt dypere forståelse av hvilke implikasjoner dette medfører presenterer vi husholdningenes gjeldsbelastning, rentebelastning og gjeldsbetjeningsgrad i figur 17². Gjeldsbelastning er husholdningenes lånegjeld i prosent av disponibel inntekt. Gjeldsbetjeningsgraden er målt som andelen av inntekt som betjener renter og normale avdrag, mens rentebelastning er målt som den andelen renteutgifter utgjør av summen av disponibel inntekt og renteutgifter (Norges Bank, 2017).

¹ Se vedlegg 1 for en grafisk fremstilling av utviklingen i gjelden sammenlignet med utviklingen i boligprisene.

² Ved beregning av gjeldsbetjeningsgrad er disponibel inntekt korrigert for anslått reinvestert aksjeutbytte i 2003 – 2005 og nedsettelse av egenkapital (Norske Bank, 2017). Gjeldsbetjeningsgrad beregnes med anslått avdrag på lånegjelden med 18 års nedbetalingstid.

Figur 17: Husholdningene gjeldsbelastning, gjeldsbetjeningsgrad og rentebelastning



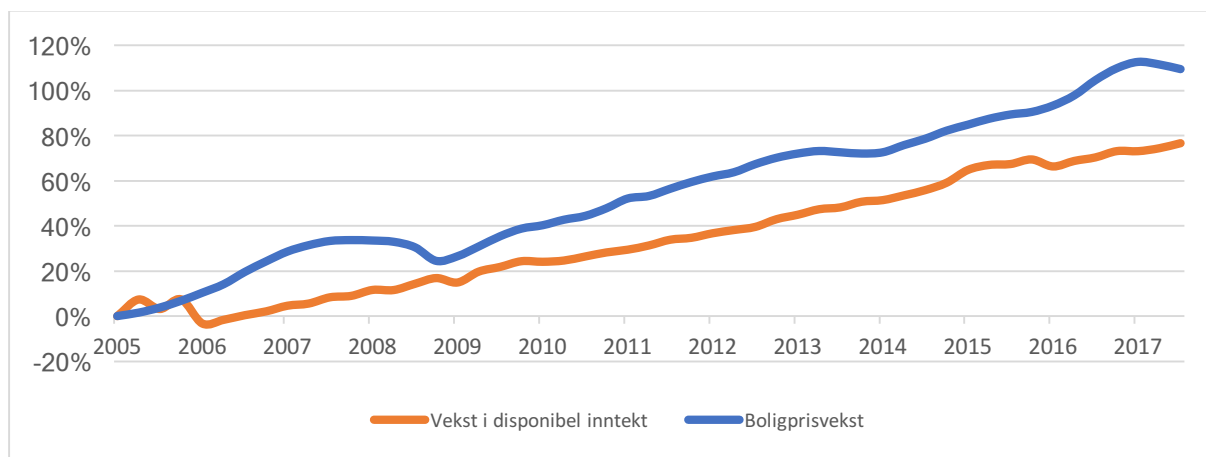
Kilder: SSB og Norges Bank

Til tross for rekordlave renter og stabil lønnsvekst, ser vi at gjeldsbetjeningsgraden har tiltatt og nærmer seg nivået fra bankkrisen på slutten av 80-tallet. Dette impliserer at det ikke er høy rente som gjør at låneavdragene nå utgjør en stor del av inntekten, men den relativt store mengden gjeld som øker gjeldsbetjeningsgraden i husholdningene. I figur 17 er dette illustrert ved det økende spriket mellom gjeldsbetjeningsgrad og rentebelastning. Økende gjeld i husholdningene gjør at en renteøkning gir større utslag i rentebelastningen og gjeldsbetjeningsgraden nå enn tidligere (Norges Bank, 2017). Dette gjør det mulig å argumentere for at husholdningenes posisjon i dag i større grad fremstår som sårbar enn robust. Gjeld må betjenes uavhengig av boligens prisutvikling, og dersom privatpersoner ønsker å kjøpe en annen bolig etter å ha solgt med tap, vil dette kunne lede til et begrenset mulighetsrom ved valg av neste bolig. Dette vil kunne fungere som en multiplikatoreffekt eller finansiell akselerator for en allerede fallende boligpris der prisene vil presses ytterligere ned som et resultat av høy husholdningsgjeld (Kiyotaki og Moore, 1997). Situasjonen er relevant med tanke på hvor godt rustet husholdningene er til å takle de endringene vi har sett i boligprisene i 2017. Den historisk høye gjeldsbelastningen tross lavt rentenivå lar oss, på bakgrunn av mekanismene forklart av Kiyotaki og Moore (1997), argumentere for at forholdene nå ligger til rette for selvforsterkende effekter mellom boligprisene og kredittmarkedet.

6.2 Inntekt

Den disponible husholdningsinntekten sier noe om hvor stor andel av inntektene som må brukes på bolig tjenester. Dersom boligutgifter som renter og avdrag blir for høye i forhold til inntekten, kan det skape problemer for de husholdningene som ikke klarer å møte sine betalingsforpliktelser. Boligprisene burde derfor ikke vokse for langt fra inntektene over tid. Figur 18 viser veksten i disponibel husholdningsinntekt sammenlignet med boligprisveksten i nominelle verdier.

Figur 18: Utviklingen i disponibel inntekt og boligpris



Kilder: SSB (11020 og 07221)

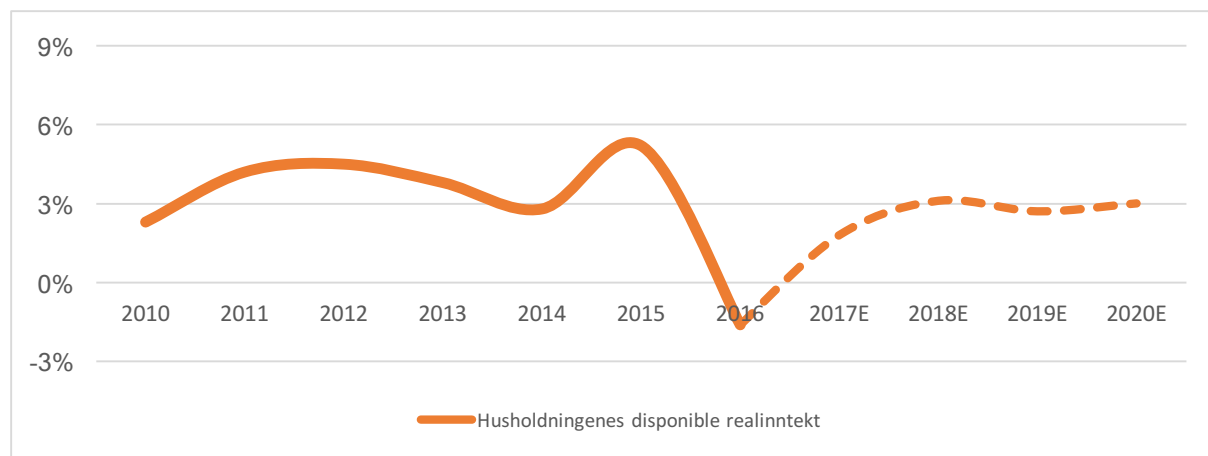
Veksten i husholdningenes disponible inntekt har gjort at andelen av inntektene som kan brukes på bolig tjenester har kunnet økes, uten at det har vært nødvendig å redusere forbruket av andre varer og tjenester, gitt at inntektsveksten har vært høyere enn veksten i konsumprisene (Prognosesenteret, 2014). Dette har bidratt til å øke husholdningenes gjeldsbetjeningsevne og kan trolig forklare noe av boligprisstigningen de seneste årene (Prognosesenteret, 2014).

Boligprisene har steget mer enn husholdningenes inntekter i en lenger periode. Utviklingen i forholdet mellom boligprisene og inntektene tolkes av mange som et bevis på at boligprisene ikke lenger reflekterer boligens fundamentale verdi, og at prisene på et tidspunkt vil stagnere eller falle for å samsvare bedre med inntektene (Gallin, 2003). Ideen om et samvarierende forhold mellom boligprisene og inntektene er ofte beskrevet i boliglitteraturen (Abraham og Hendershott, 1996; Malpezzi, 1999; Capozza et al. 2002; Meen, 2002), og de to faktorene antas å være tilknyttet i et stabilt, langsiktig forhold (Gallin, 2003). Argumentet som benyttes sier at boligprisene ikke kan vokse raskere enn de disponible husholdningsinntektene på lang sikt, fordi det er husholdningsinntekten som skal finansiere boligen. Det må ligge andre makroøkonomiske faktorer til rette for at boligprisen skal kunne vokse fra veksten i disponibel husholdningsinntekt. En mulig faktor som har tillatt boligprisene å vokse fra inntektene, er lavere boliglånsrenter som har gjort det mulig for husholdningene å kunne betjene høyere gjeld med den samme inntekten. Ser vi utviklingen sammen med veksten i husholdningenes gjeld kan det argumenteres for at noe av boligprisveksten har vært lånefinansiert.

Dersom det justeres for inflasjon, ser vi i figur 19 at veksten i husholdningenes realinntekt var negativ i 2016 og er estimert til å ta seg noe opp igjen til 1,8 prosent i 2017 (SSB, 2017). Negativ vekst i realinntekten innebærer at konsumprisene stiger mer enn inntektene, og husholdningenes kjøpekraft svekkes. Prognosene fra SSB tilsier at realinntektene vil ha en årsvekst på rundt tre prosent frem til 2020.

Dette betyr at veksten i husholdningenes disponible realinntekt nå viser tegn til å kunne stabilisere seg på et lavere nivå de neste tre årene, enn hva vi har opplevd de foregående siste 5 årene.

Figur 19: Utviklingen i husholdningenes disponible realinntekt¹



Kilder: SSB

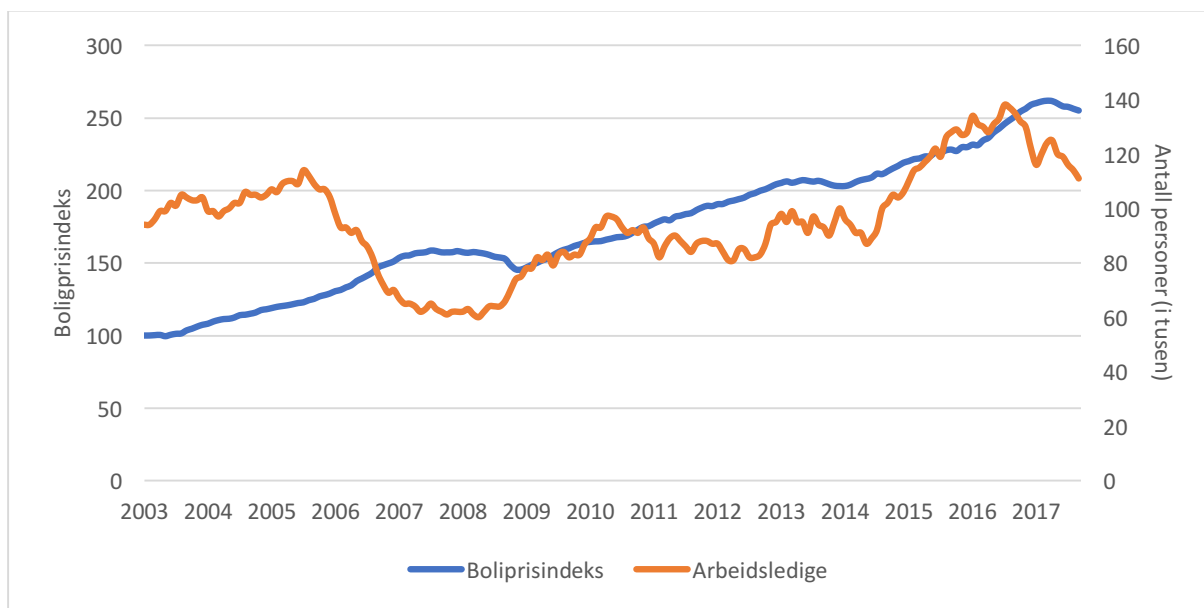
6.3 Arbeidsledighet

Husholdningers etterspørsel etter bolig vil avhenge av deres forventninger om egne og andres inntekter (Jacobsen og Naug, 2004). Utviklingen i arbeidsmarkedet vil derfor kunne påvirke prisutviklingen i boligmarkedet. Økt arbeidsledighet gir forventninger om lavere lønnsvekst og økt usikkerhet forbundet med å kjøpe bolig. Det kan resultere i at mange avventer situasjonen inntil utsiktene og tilstanden i økonomien bedres. Den økte usikkerheten demper husholdningenes betalingsvilje og boligetterterspørsel, som kan påvirke boligprisene negativt. I tillegg kan det antas at økt arbeidsledighet og svakere økonomiske utsikter vil redusere tilbudet av kreditt, som igjen medfører at husholdningenes generelle betalingsevne svekkes.

Figur 20 viser sesongjustert utvikling i arbeidsledighet og boligprisindeksen. Historisk viser ulike tidsperioder varierende sammenhenger mellom størrelsene. Fra 2003 var det høyere arbeidsledighet i forhold til boligprisene, mens ledigheten sank og prisene steg fra 2006 til 2008. Dette samsvarer med pristeori. Ledigheten økte igjen under og i etterkant av finanskrisen rundt 2008, men vi ser relativt små endringer i boligprisene. Her var det flere krefter som preget økonomien, og det er vanskelig å identifisere en meningsfull sammenheng mellom de to størrelsene i denne perioden og tiden som følger.

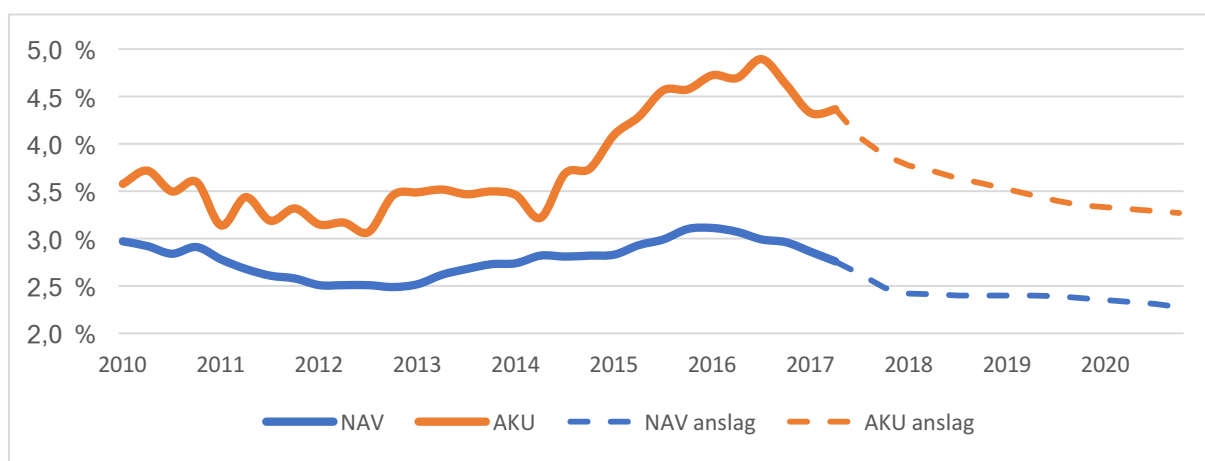
¹ Stiplede linjer viser SSBs prognoser. Hentet fra: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/den-moderate-oppgangen-fortsetter?tabell=331386>.

Figur 20: Utviklingen i arbeidsledighet og boligprisindeks



Kilder: Eiendom Norge og SSB (08930). Sesongjusterte tall

I Norge publiseres to mål for arbeidsledigheten i landet: NAVs tall viser andel faktisk registrerte arbeidsledige, mens Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) er basert på intervjuer i regi av SSB. AKU anses å gi det mest dekkende bildet av den totale arbeidsledigheten, særlig fordi undersøkelsen også fanger opp personer som søker arbeid uten å registrere seg hos NAV (SSB, 2017:3). I AKU blir også utviklingen i ledigheten presentert i et konsistent system hvor befolkningen fordeles på de tre gruppene *sysselsatt*, *arbeidsledig* eller *utenfor arbeidsstyrken*. Arbeidsstyrken er summen av sysselsatte og arbeidsledige. Vi har derfor valgt å kommentere AKU-ledigheten i det følgende, men presenterer begge målene i figur 21 for å illustrere at det er varierende avvik mellom statistikkene.

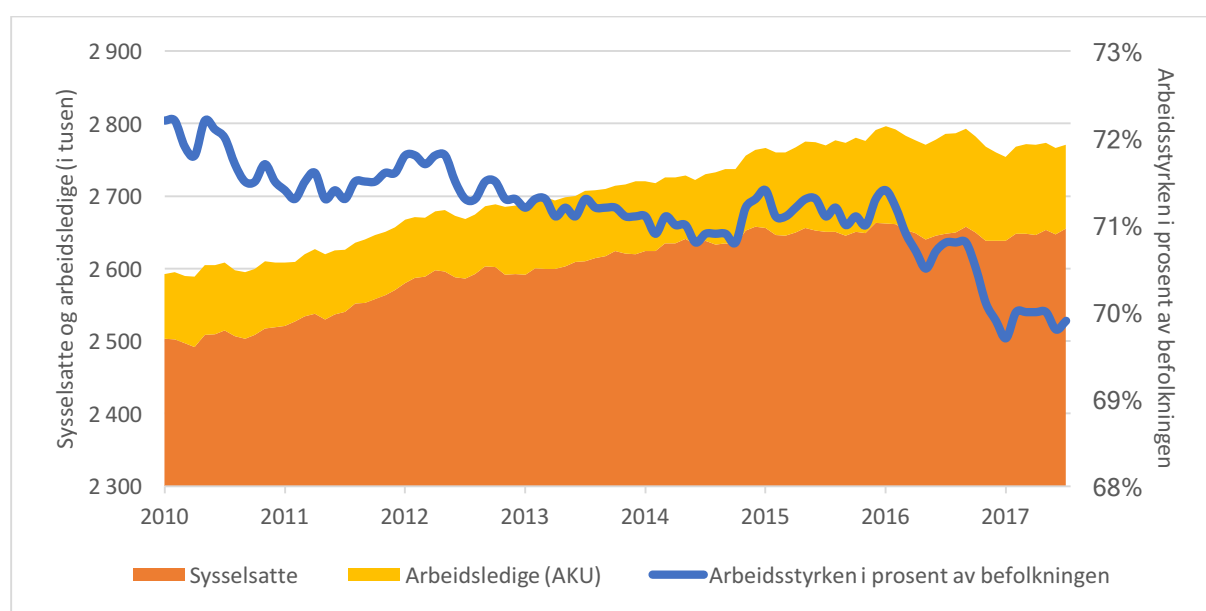
Figur 21: Arbeidsledige som andel av arbeidsstyrken. AKU og NAV¹

Kilder: NAV, SSB og Norges Bank

¹ Sesongjusterte tall. Anslag fra *Pengepolitisk rapport 4/2017* (Norges Bank, 2017).

Ser vi på tallene fra arbeidskraftundersøkelsen har arbeidsledigheten fluktuert rundt 3,5 prosent fra 2010 til sommeren av 2014. Det er rimelig å anta at den lave ledigheten skapte trygghet i husholdningene, og bidro til forventninger som gjorde at flere kjøpte bolig. Som følge av dette drev den økte etterspørselen prisene oppover. AKU-ledigheten steg i takt med konjunkturedgangen i etterkant av oljeprisfallet i 2014 og nådde en topp på fem prosent av arbeidsstyrken høsten 2016. Ifølge pristeori skal økt arbeidsledighet dempe presset i boligmarkedet og føre til prisnedgang. Boligmarkedet har imidlertid opplevd sterk prisvekst i denne perioden. Denne utviklingen kan delvis forklares med at det ikke nødvendigvis var færre sysselsatte som førte til veksten i arbeidsledighet, men heller at det ikke var nok etterspørsel etter arbeidskraft til å møte veksten i tilbudet fra nye som ønsket å komme inn på arbeidsmarkedet (se figur 22).

Figur 22: Utviklingen i arbeidsledighet



Kilder: SSB (08931)

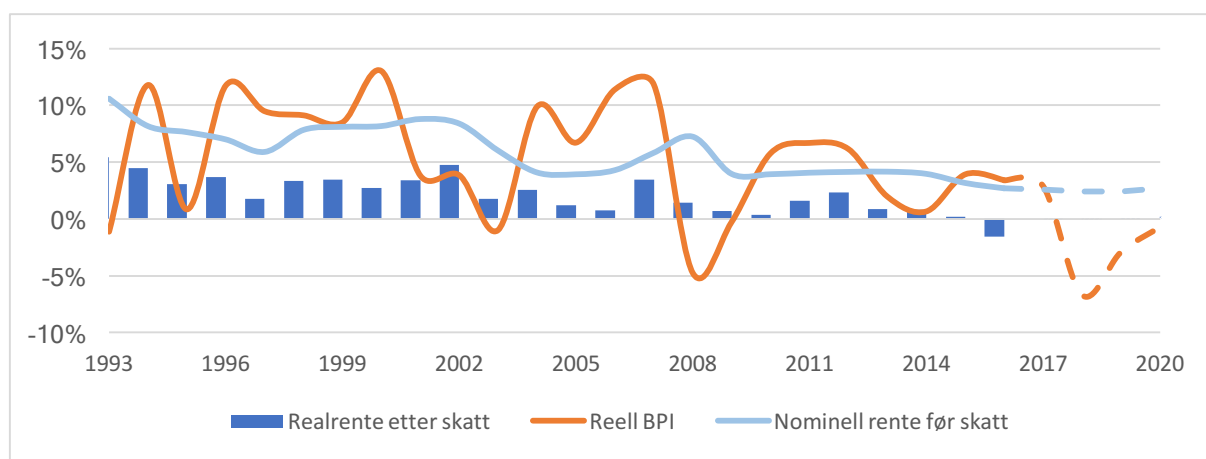
Arbeidsledigheten har avtatt det siste året, men redusert ledighet innebærer ikke nødvendigvis at flere personer er i jobb. Arbeidsledigheten målt i prosent av arbeidsstyrken kan reduseres på to ulike måter: økt sysselsetting og reduksjon i arbeidsstyrken. Figur 22 viser at hovedårsaken til ledighetsreduksjonen er at flere personer nå går ut av arbeidsmarkedet. Konjunkturrelle forhold, en aldrende befolkning og lavere nettoinnvandring har bidratt til avtagende vekst i befolkningen i arbeidsfør alder de siste årene. Personer kan også gå fra arbeidsmarkedet til helse relaterte ytelser, begynne med utdanning, eller ikke ønske å jobbe. Alt dette vil redusere arbeidsstyrken, som igjen vil resultere i at arbeidsledigheten i prosent av arbeidsstyrken faller. I tillegg skapes det flere jobber. Norges Bank skriver at det er tegn til at perioden med nedbemanning etter oljeprisfallet går mot slutten. De venter at sysselsettingen vil stige med om lag 1 prosent årlig frem til 2021. Samtidig vil arbeidsstyrken ifølge SSB trolig også ta seg opp igjen og dermed legge en demper på nedgangen i arbeidsledigheten. Deres estimer gir en

arbeidsledighet som gradvis faller til 4 prosent i 2020 (SSB, 2017:4). Et gradvis strammere arbeidsmarked og stigende produktivitetsvekst er ventet å bidra til at lønnsveksten tiltar i årene som kommer. Dette kan bidra til positive forventninger vedrørende fremtidig inntekt i husholdningene og dermed føre til prisoppgang.

6.4 Rente

Rentenivået har en direkte effekt på etterspørselen etter bolig. Mange boligkjøp er finansiert med gjeld, og renten på boliglånet vil i disse tilfellene utgjøre en stor andel av de løpende kostnadene knyttet til å eie bolig. Et lavere rentenivå vil redusere kostnadene forbundet med lånefinansiering av boligen, og vil føre til økt etterspørsel etter bolig blant de som står utenfor boligmarkedet. Majoriteten av norske husholdninger har flytende rente på sine boliglån, og en endring i boliglånsrenten vil kunne ha stor påvirkning på husholdningenes disponible inntekt etter rentekostnad¹. Effekten rentekostnaden har på disponibel inntekt vil påvirke husholdningenes villighet og evne til å ta opp lån, og kan dermed være avgjørende når beslutninger om boliginvestering skal tas. Ved rentenedgang vil husholdningene kunne øke sin gjeldsbelastning uten at totale rentekostnader endres, noe som kan lede til et ønske om å kjøpe seg opp i boligmarkedet og dermed øke boligetterspørselen. Reduksjon i renten kan dermed bidra til stigende boligpriser. Motsatt vil en renteøkning gi dyrere lån og kan medføre boligprisedgang. Ettersom gjeldsrenter er fradragsberettiget på skattemeldingen, er det realrenten etter skatt som er avgjørende for kjøpekraften til husholdningenes disponible inntekt².

Figur 23: Utviklingen i realrente etter skatt og boligpris³



Kilder: SSB

Kilder: SSB

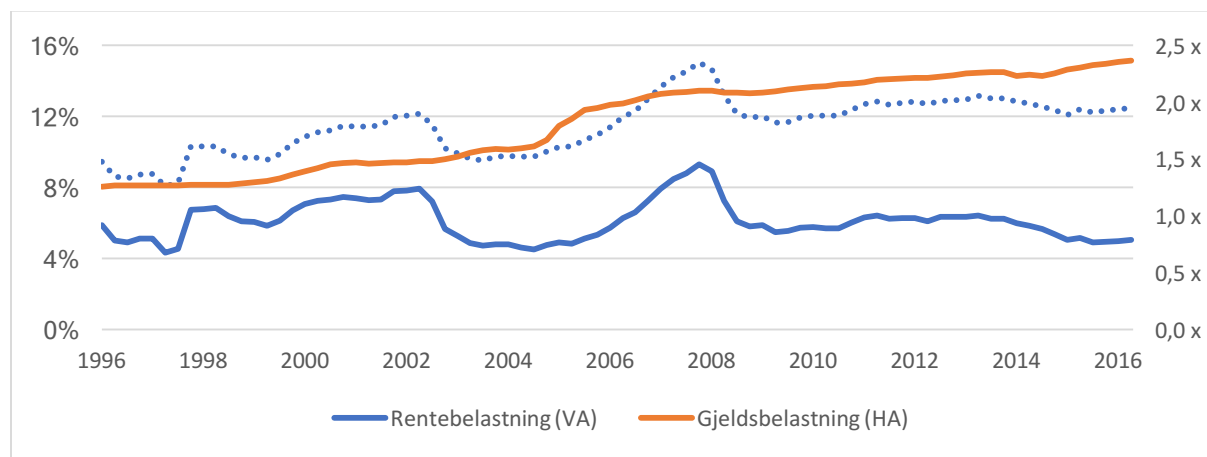
¹ Ved utgangen av 2. kvartal 2017 var andelen av totale boliglån med flytende rente 92,7 prosent (SSB, 2017).

² Realrente etter skatt er basert på husholdningenes gjennomsnittlige rente på totale utlån med pant i bolig hos alle långivere ekskl. Statens Pensjonskasse, justert for skatt og deflatert med KPI (SSB, 2017).

³ Grafen for BPI viser årlig endring i indeksen. Perioden 2017-2020 (stiplet) viser prognosetall fra SSB (2017).

Husholdningenes skattejusterte realrente har forholdt seg relativt stabil i forhold til endringene i boligprisindeksen siden 1993, men renten var på et høyere nivå de første ti årene av perioden sammenlignet med det siste tiåret. Mellom 1993-2002 var renten 3,6 prosent i gjennomsnitt, mens gjennomsnittlig årsvekst i boligprisene var relativt sterk med 7,1 prosent. I perioden 2003-2016 har realrenten i gjennomsnitt vært 1,2 prosent, 2/3 under nivået frem til 2002. Mens boligprisene har hatt flere korte perioder med negativ realvekst, er 2016 første året realrenten etter skatt for boliglån er negativ. Videre anslår SSB at årsgjennomsnittet for husholdningenes realrente vil være svakt negativ også i 2017 og 2018. Ser man på den nominelle boliglånsrenten før skatt har denne hatt en avtagende trend gjennom hele perioden, og har falt fra 10,6 prosent i 1993 til 2,7 prosent i 2016. Vi ser at den nominelle renten falt spesielt mye under finanskrisen, da den var hele 45 prosent lavere i 2009 enn året før.

Styringsrenten som bestemmes av Norges Bank vil normalt ha sterkt gjennomslag i de kortsiktige rentene i pengemarkedet, og dermed også være styrende for bankenes innskudds- og utlånsrenter. Generelt har styringsrenten vært avtagende siden 1993, og den er i dag på et historisk rekordlavt nivå, på 0,5 prosentpoeng (Norges Bank, 2017). For bankene betyr redusert styringsrente fall i pengemarkedsrenten og reduserte finansieringskostnader. Dermed vil utlånsrentene til kundene ofte reduseres når styringsrenten nedjusteres. Med lavere utlånsrente vil rentebelastningen reduseres, og husholdningene kan benytte en mindre andel av sin disponible inntekt til å betjene den samme gjelden. Det øker betalingsvilligheten for bolig og er med på å drive boligprisene oppover. Prognosen for styringsrenten i *Pengepolitisk rapport 4/17* ligger på 0,5 prosent frem til høsten 2018 og øker deretter gradvis mot omkring 1,5 prosent i 2020 (Norges Bank, 2017). Disse prognosene indikerer en tidligere renteøkning enn i forrige rapport. Sterkere vekst i utlandet, høyere oljepris og svakere kronekurs bidrar til å løfte rentebanen, samtidig som lavere prisvekst og usikkerhet om virkningene av pengepolitikken trekker rentebanen i motsatt retning. Dersom aktørene i boligmarkedet legger renteforventningene til grunn når de tar beslutninger, kan de endrede utsiktene påvirke boligprisene. Husholdningenes forventninger til den fremtidige utviklingen i boligmarkedet kan påvirkes hvis en kortsiktig renteoppgang tolkes som starten på en langvarig renteoppgang. Analysebyrået NyAnalyse (2017) skriver blant annet at de observerer en betydelig økning i antall låntakere som har bundet renten sin den siste tiden. Dette kan signalisere at flere forventer ytterligere økning eller usikkerhet rundt rentenivået de kommende årene.

Figur 24: Rente- og gjeldsbelastning 1996-2017¹

Kilder: SSB og Norges Bank

Over lengre tid har husholdningenes gjeld vokst raskere enn inntektene. Dette har medført økt gjeldsbelastning. Økt gjeld i husholdningene gjør at en renteøkning gir større utslag i rentebelastningen nå enn tidligere, som illustrert ved den prikkede linjen i figur 24. Ved utgangen av 1996 utgjorde rentebelastningen i underkant av seks prosent av husholdningenes disponible inntekt, og den nådde en foreløpig historisk bunn på 4,3 prosent i første kvartal 1998. Den påfølgende femårsperioden stiger rentebelastningen til opp mot 8 prosent, før den igjen faller og når en ny bunn der renteutgiftene utgjør 4,5 prosent av disponibel inntekt i andre kvartal 2005 (Jacobsen og Naug, 2004). Økende styringsrente i årene som følger kombinert med fortsatt gjeldsøkning bidro til at rentebelastningen økte til over ni prosent i løpet av 2008, ett prosentpoeng høyere enn den forrige toppen i 2003 (NOU, 2009). Trenden snudde da finanskrisen førte til en kraftig reduksjon i rentenivået og rentebelastningen droppet under seks prosent. De siste par årene har rentebelastningen stabilisert seg rundt fem prosent av husholdningenes disponible inntekt. Som vi nevnte under delkapittelet om gjeld, har den høye gjeldsbelastningen gjort husholdningene mer sårbare for renteøkninger, og den økte gjeldsbelastningen kan dermed skape problemer ved et eventuelt boligprisfall fordi enkelte husholdninger kan risikere å bli sittende igjen med en gjeld som er større enn boligens markedsverdi. Gjeldsbelastningen har aldri vært høyere enn i dag, og nærmer seg 2,5 ganger disponibel inntekt. En renteoppgang kombinert med boligprisfall kan dermed få alvorlige konsekvenser for boligmarkedet og den norske økonomien generelt dersom enkelte husholdningers gjeldsbelastning er uforsvarlig høy. Rekordhøye gjeldsnivåer til tross, dagens lave rentenivå gjør at rentebelastningen er moderat i et historisk perspektiv.

¹ Rentebelastning er beregnet som renteutgifter i prosent av summen av disponibel inntekt og renteinntekter (Norges Bank, 2017). Gjeldsbelastning er definert som forholdet mellom husholdningenes lånegjeld og disponibel inntekt (SSB, 2017). Disponibel inntekt er korrigert for anslått reinvestert aksjeutbytte i 2003-2005 og nedsettelse av egenkapital. Prikkete linje viser rentebelastning ved 5 prosentenheters renteoppgang (Norge Bank, 2017).

6.4.1 Sentralbankens dilemma

Oljeprisfallet og påfølgende treg norsk økonomi har tidligere satt Norges Bank i et dilemma. Norges Bank utøver en stabiliserende pengepolitikk, hvor målet for den samlede økonomiske politikken er høyest mulig velferd for landets innbyggere. For å oppnå dette må en rekke delmål oppfylles, deriblant stabil økonomisk vekst, effektiv ressursutnyttelse, inntektsfordeling og prisstabilitet (Norges Bank, 2017). På kort sikt kan pengepolitikken bidra til å jevne ut svingningene i produksjon og etterspørsel mer direkte. For gitte inflasjonsforventninger vil endringer i den nominelle renten slå ut i endret realrente. Dette påvirker aktivitetsnivået direkte, men også indirekte via eventuelle endringer i valutakursen (Norges Bank, 2017).

Måten dette fungerer på i praksis er ved at pengepolitiske virkemidler blir brukt motsyklisk. Dersom en økning i styringsrenten skulle bli brukt som et pengepolitisk virkemiddel for å bremse boligprisvekst ville dette samtidig bremset aktivitetsnivået i norsk økonomi forøvrig. Når vi opplever at boligpris beveger seg i motsatt retning av økonomien for øvrig, kan det bli problematisk å handle stabiliserende. Økt styringsrente gir fallende boligpriser alt annet likt, men det vil samtidig ha en forsterkende negativ effekt på resten av økonomien. Det at sentralbanken ikke har valgt å sette opp renten de siste årene på bakgrunn av økonomiens øvrige tilstand, har sannsynligvis bidratt til at boligprisene har fått øke så mye som de har. Relativt lav gjeld kombinert med solid prisstigning på bolig har gjort at nordmenn føler seg rike (NyAnalyse, 2017). Dette, kombinert med stor tro på fremtiden, er samlet sett en driver som historisk har presset boligprisene oppover (Mamre, 2017)¹.

6.5 Boliglånsforskrifter

Fra 1. januar 2017 innførte regjeringen nye innstramminger av boliglånsforskriftene i Norge, som blant annet skjerper kravene for å få innvilget høye lån. Finansminister Siv Jensen begrunner dette med at stor gjeld gjør husholdningene mer sårbare for fall i boligprisene eller renteøkninger, og øker dermed risikoen for at de senere må stramme inn på forbruket (Regjeringen, 2016). Endringen i forskriftene anses som et middel for å redusere husholdningenes gjeldsvekst i en situasjon der endring av styringsrenten, som er sentralbankens viktigste virkemiddel, ikke vurderes som hensiktsmessig grunnet hensyn til økonomien for øvrig. Selv om sentralbanken hadde ønsket å dempe boligprisveksten gjennom en oppjustering av styringsrenten, ville dette ikke latt seg gjøre uten å ha en uønsket innvirkning på andre deler av den

¹ Mari O. Mamre, seniorøkonom i NyAnalyse, har vært svært behjelpelig og svart på spørsmål per telefon og e-post gjennom høsten 2017.

norske økonomien. Den siste endringen i boliglånsforskriftene er midlertidig og vil i utgangspunktet gjelde frem til og med 30. Juni 2018 (Regjeringen, 2016).

Figur 25: Boliglånsforskrifter

	SIST ENDRET	BOLIGLÅNSFORSKRIFT
	2012	15 % egenkapitalkrav (tidl. 10 %)
HELE	2017	Lånekundenes samlede gjeld skal ikke overstige fem ganger brutto årsinntekt
LANDET	2017	Avdrag kreves for lån som overstiger 60 % av boligens verdi (tidl. 70 %)
	2017	Rammelån kan ikke gis når rammen overstiger 60 % av boligens verdi (tidl. 70 %)
	2015	Bankene har mulighet til å avvike fra forskriftene i 10 % av tilfellene
	2012	15 % egenkapitalkrav for primærbolig
	2017	40 % egenkapitalkrav for sekundærboliger
OSLO	2017	Lånekundenes samlede gjeld skal ikke overstige fem ganger brutto årsinntekt
	2017	Avdrag kreves for lån som overstiger 60 % av boligens verdi (tidl. 70 %)
	2017	Rammelån kan ikke gis når rammen overstiger 60 % av boligens verdi (tidl. 70 %)
	2017	Bankene har mulighet til å avvike fra forskriftene i 8 % av tilfellene (tidl. 10 %)

6.5.1 Nye endringer i boliglånsforskriftene

For å redusere gjeldsgraden til lånekunder suppleres § 4 i boliglånsforskriften nå med en ny bestemmelse som sier at lån ikke skal innvilges dersom låntakers samlede gjeld overstiger fem ganger brutto årsinntekt (Regjeringen, 2016). Det er ikke kun det aktuelle låneopptaket som skal medregnes, men låntakers totale samlede gjeld inkludert forbruksgjeld, studiegjeld mv.

§ 5 i boliglånsforskriften har til hensikt å regulere gjeldsgraden til lånekunder. Endringen sier at i Oslo kommune skal ikke nedbetalingslån med pant i sekundærbolig overstige 60 prosent av et forsvarlig verdigrunnlag for boligen (Regjeringen, 2016). Med forsvarlig verdigrunnlag menes et forsiktig verdiestimat av boligen som ikke overstiger markedsverdi. Sekundærbolig defineres i forskriften som en annen bolig enn den boligen kunden skal benytte som sin folkeregistrerte adresse (Regjeringen, 2016). Dette er samme definisjonen som Ambita bruker i sin utarbeidelse av sekundærboligstatistikken, som omtales i kapittel 6.7. Boliger eid av aksjeselskap inngår også i denne definisjonen av sekundærboliger.

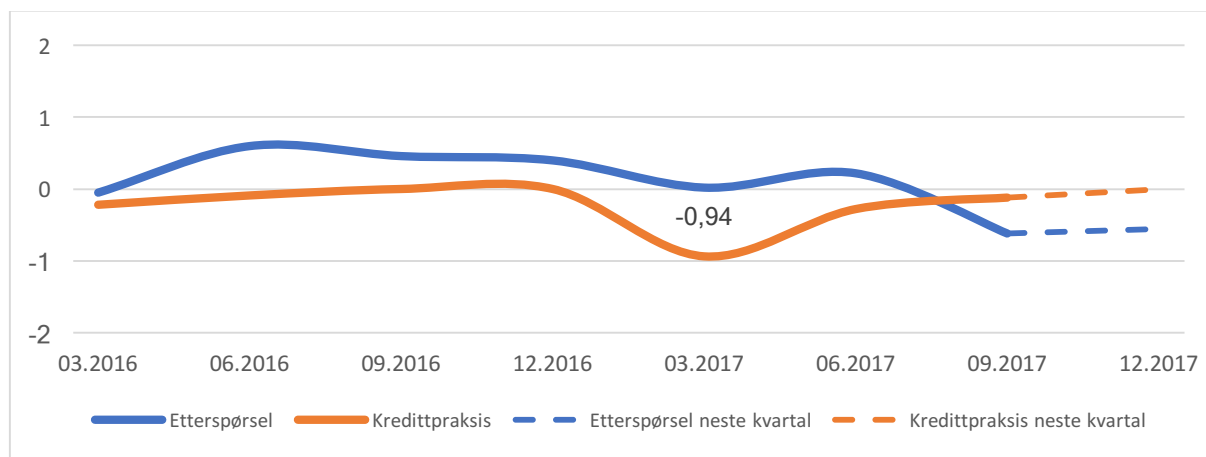
Kjøpere av sekundærbolig kan drive opp prisene for andre kjøpere. Med dette som utgangspunkt påstår finansministeren derfor at strengere krav til egenkapital ved kjøp av sekundærbolig i Oslo kan begrense spekulasjon og gi mindre press i budrundene (Regjeringen, 2016). Endringen i belåningsgrad virker direkte hemmende på etterspørselen til sekundærboligkjøpere da kjøpere av sekundærbolig nå trenger

40 prosent egenkapital for å få tilgang til lånefinansiering av boligen. Det er naturlig å anta at etterspørselen reduseres i dette segmentet primært gjennom to effekter. Den første effekten er antallet sekundærboligkjøpere som ikke har tilstrekkelig egenkapital tilgjengelig til å oppfylle kravet om 40 prosent egenkapital etter forskriftsendringen, og som dermed ikke får innvilget lån. Den andre effekten er det reduserte giringspotensialet boliginvesteringen nå har for sekundærboligkjøpere. Begge disse effektene er forventet å ha en dempende virkning på boligprisutviklingen i hovedstaden. Det er videre ventet at dette vil ha en dempende effekt på husholdningens gjeldsvekst, som vi diskuterte i delkapittelet om gjeld. Lavere boligpriser som følge av redusert etterspørsel vil minke husholdningens gjeldsvekst fordi den nødvendige lånesummen for å kjøpe boligen reduserer. Ved omsetning av bruktbolig vil husholdningens gjeld øke dersom de frigjorte midlene selger får til disposisjon benyttes til andre formål enn å nedbetale gjeld, gitt at kjøper lånefinansierer deler av kjøpet (Jacobsen og Naug, 2004). Husholdningens bruttogjeld vil også øke selv om selger velger å bruke de frigjorte midlene til å nedbetale gjeld hvis selgers gjeldsreduksjon er mindre enn kjøpers gjeldsøkning.

Videre gjør forskriften også noen justeringer med tanke på bankers fleksibilitet. § 8 i boliglånsforskriften gir banker i Oslo kommune lov til å innvilge åtte prosent av sine lån til kunder som ikke oppfyller ett eller flere av kravene i de nye forskriftene (Regjeringen, 2016). For resten av landet videreføres kvoten som tidligere er satt til 10 prosent.

I Norges Banks utlånsundersøkelse rapporterte bankene i første kvartal 2017 om en større innstramming i kredittpraksisen mot husholdninger (Norges Bank, 2017). Innstrammingene ble begrunnet med endringene i boliglånsforskriften. I figur 26 ser vi resultatet av Norges Banks utlånsundersøkelse, der bankene blir bedt om å svare på en skala fra +/-2 hvorvidt de har opplevd endret utlånspraksis og om de har opplevd en endring i husholdningenes etterspørsel etter lån. I de aggregerte tallene er bankene vektet med størrelsen på deres balanse. Det vil si at større banker har større innvirkning på resultatet av undersøkelsen. Negative tall betyr lavere etterspørsel eller strammere kredittpraksis (Norges Bank, 2017).

Figur 26: Husholdningenes etterspørsel etter lån og bankenes kredittpraksis



Kilder: Norges Banks utlånsundersøkelse

Figuren viser at bankene opplevde en innstramning i sin kredittpraksis overfor husholdningene etter at de nye forskriftene trådte i kraft ved årsskiftet. Ifølge undersøkelsen svarte bankene at endringen i kredittpraksis første kvartal 2017 lå i størrelsesorden -0.94 av 2, sammenlignet med 0 av 2 i fjerde kvartal 2016. Fremover ventes uendret kredittpraksis. Videre ser vi at endringen i husholdningens etterspørsel etter lån økte litt i andre kvartal, mens den avtok i tredje kvartal 2017. Norges Bank skriver at finansiering av flere ferdigstilte boliger ventes å bidra til å holde gjeldsveksten oppe de kommende månedene. Siden årsskiftet har veksten i boligprisene avtatt betydelig, og på sikt vil lav boligprisvekst dempe kredittveksten og dermed bidra til å redusere sårbarheten i husholdningssektoren. Finanstilsynets boliglånsundersøkelse tyder på at andelen nye boliglån med svært høy gjeldsgrad og belåningsgrad er lavere enn i fjor (Norges Bank, 2017).

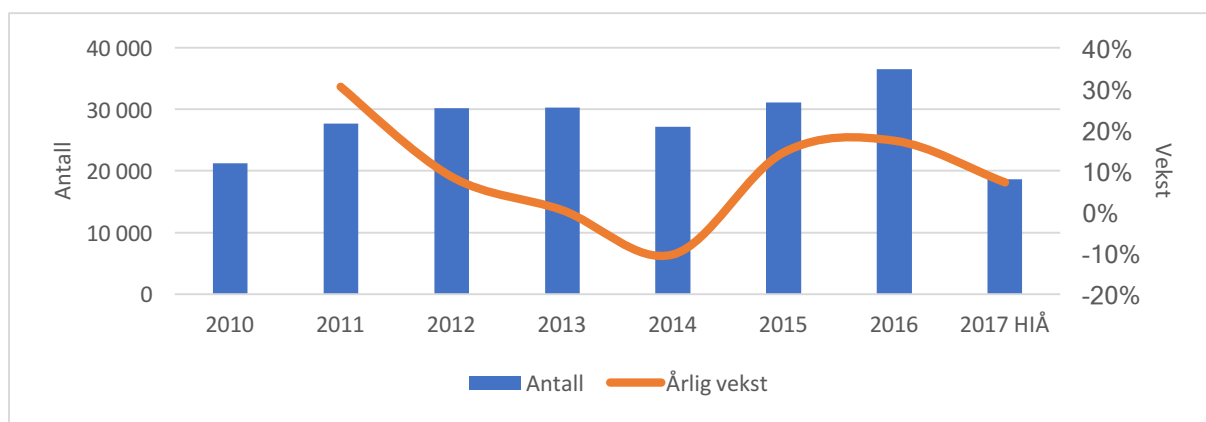
Boliglånsforskriftene som nå har blitt iverksatt er ment å ha en direkte påvirkning på etterspørselssiden i boligmarkedet. En innstramning av kredittpraksisen tvinger bankene til å sette høyere krav til hvilke husholdninger som skal få innvilget sine lånesøknader. Strengere krav til hvilke låntakere som skal få tilgang til lånefinansiering, kan bety færre kvalifiserte kjøpere på markedet. Færre kvalifiserte kjøpere vil ha en dempende effekt på boligprisutviklingen.

6.6 Igangsatte boliger

Byggeaktiviteten målt ved igangsatte boliger er en potent indikator på tilbudssiden i boligmarkedet, da sluttproduktet er ferdigstilte boliger og det er summen av boliger som utgjør tilbudet i markedet. Aktiviteten i byggebransjen har ligget på et høyt nivå de siste årene og vi har dermed vært vitne til en økning i antall boligprosjekter. I figur 27 ser vi at det i 2016 ble registrert igangsettingstillatelser for nesten 37 000 boliger på landsbasis, hvilket utgjør en økning på over 17 prosent fra året før.

Prognosesenteret anslår at det blir igangsatt 38 000 boliger i år (høyeste antall siden 1979), før det videre blir en liten nedgang i 2018 med 35 000 igangsettinger og etter hvert 34 000 i 2019.

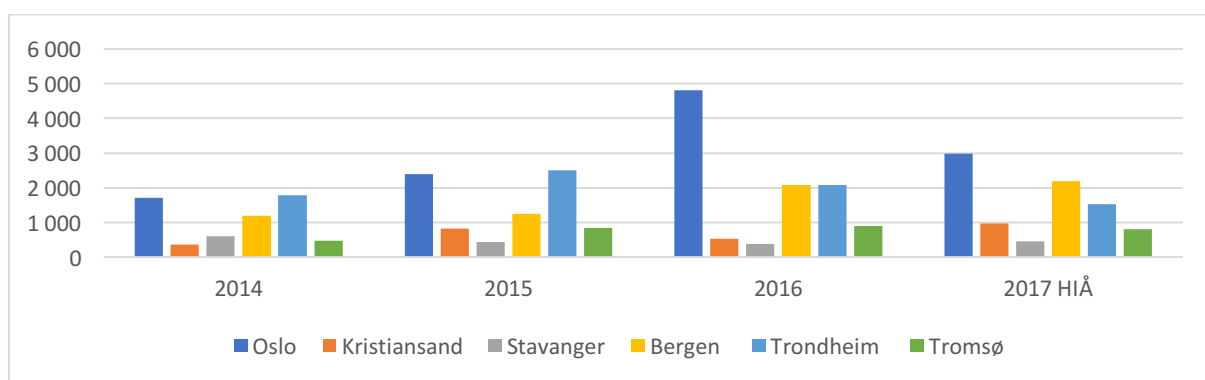
Figur 27: Igangsatte boliger i hele landet



Kilder: SSB (05889)

Figur 28 viser igangsettingen av boliger i de største byene i Norge. Vi registrerer at den største veksten i igangsettingen har forekommet i Oslo, hvor det ble igangsatt over dobbelt så mange boliger i 2016 som i 2015¹.

Figur 28: Igangsatte boliger i norske storbyer



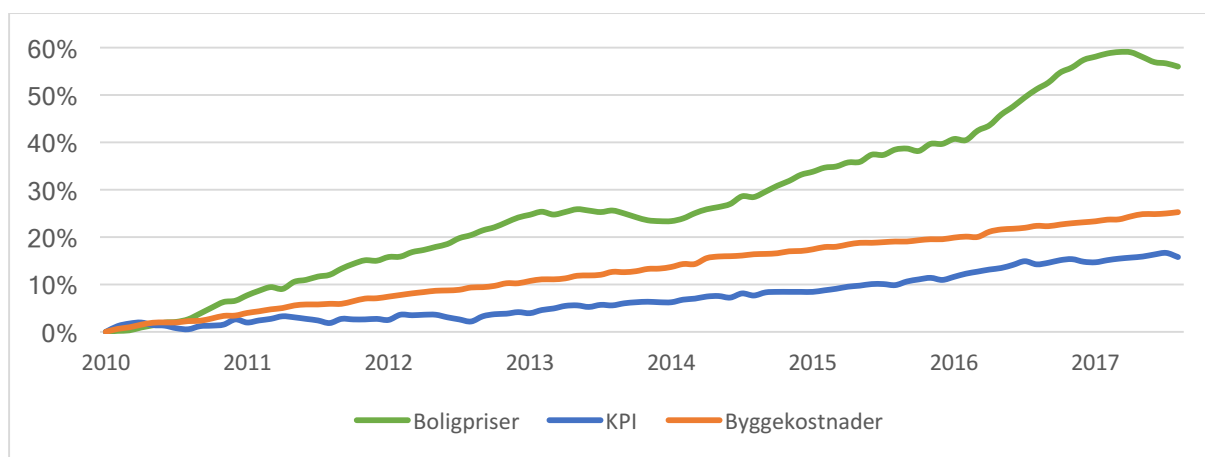
Kilder: SSB (05889)

Boligprisveksten er en viktig faktor for at boligbyggingen har tatt seg opp (Dreyer, 2017). Det blir mer lønnsomt å bygge boliger dersom boligprisene stiger sammenlignet med byggekostnadene. Prisstigning øker lønnsomheten for byggebransjen og høye boliginvesteringer indikerer dermed at det er et etterspørselsoverskudd i markedet. På sikt vil dette medføre utvidelse av kapasiteten i bransjen og boligmassen vil øke. En økning i boligpris vil derfor, alt annet likt, lede til flere igangsettinger av boliger. Bygges det tilstrekkelig med nye boliger vil den økte boligmassen ha en dempende effekt på boligprisene. To sentrale faktorer som beskriver utviklingen i boligmassen på lang sikt er bygge- og tomtkostnader (Jacobsen & Naug, 2004). Det er tilknyttet et måleproblem til bestemmelsen av

¹ HIÅ = hittil i år. Tall til og med andre kvartal 2017.

tomtekostnader i boligmarkedet da det ofte allerede er oppført bygg på tomtene ved transaksjonstidspunktet. Det må derfor videre antas at utviklingen i tomtekostnadene er reflektert i boligprisutviklingen. For videre drøftelse rundt betydningen av byggekostnadene på byggeaktiviteten, presenteres veksten i SSBs byggekostnadsindeks for boliger sammen med utviklingen i boligprisindeksen og den generelle konsumprisindeksen i figur 29.

Figur 29: Prisutviklingen i Norge



Kilder: Eiendom Norge, SSB, Norges Bank

Byggekostnadsindeksen måler den månedlige prisutviklingen på innsatsfaktorer ved boligbygging (SSB, 2017). Tomter, arbeidskraft og materialer er eksempler på innsatsfaktorer, og hvor stor andel hver enkelt innsatsfaktor utgjør av totale byggekostnader måles og vektet hvert tiende år. Endringer i entreprenørers fortjenestemargin og produktivitet påvirker ikke indeksen (SSB, 2017). Som det fremgår av figur 29, har byggekostnadene steget mer enn det generelle prisnivået i økonomien de seneste årene. Vi kan likevel konkludere med at boligprisveksten har overgått veksten i byggekostnadene med god margin siden 2010. Dette indikerer at det stadig har blitt relativt mer lønnsomt å igangsette boligprosjekter.

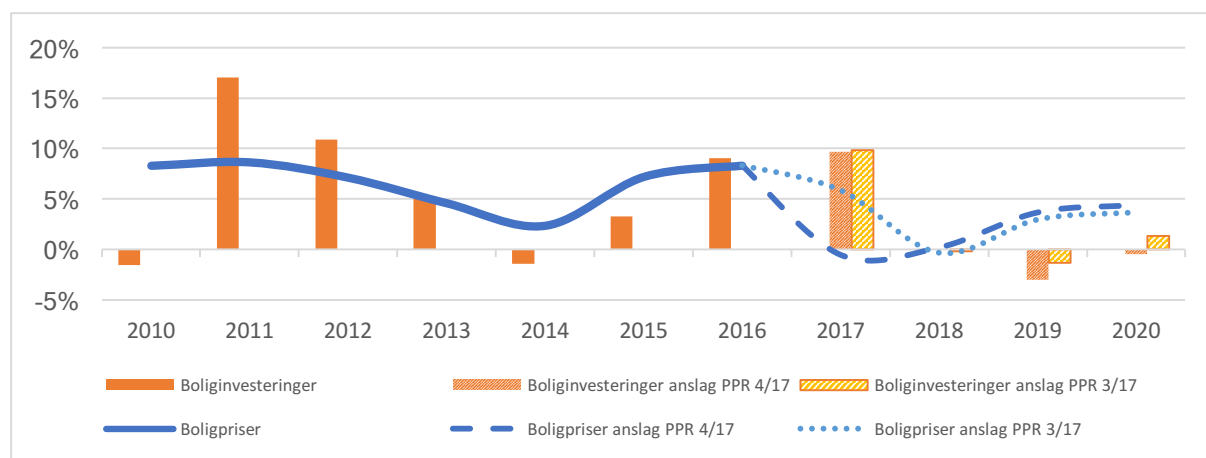
6.6.1 Veien fremover

Det er store regionale forskjeller i boligmarkedet, og bedre samsvar mellom tilbudet og etterspørsel i boligmarkedet er forventet å ha en dempende effekt på veksten i de regionale boligprisene (NyAnalyse, 2017). Ser man bort fra Oslo, er det nasjonale boligoverskuddet forventet å være rundt 1 600 boliger i 2017 (Norges Bank, 2017). Samtidig er det forventet et negativt boligoverskudd på 2 000 boliger for hele landet inkludert Oslo (SSB, 2017). NyAnalyse skriver videre at boligunderskuddet i Oslo forplanter seg videre i Østlandsregionen (2016).

Etter to år med relativt høye nivåer på igangsettingen, ventes det at markedet for nye boliger blir noe mett i 2018 og 2019, og at det de neste to årene blir større fokus på bygging og ferdigstilling av allerede igangsette prosjekter (NyAnalyse, 2017). Figur 30 viser veksten i boliginvesteringene og veksten

i boligprisene, med Norges Banks prognoser for fremtidig utvikling frem til 2020. Som vi ser av grafen, kan man anta at høyere vekst i boliginvesteringene indikerer lavere boligprisvekst i neste periode.

Figur 30: Årlig vekst i boliginvesteringer og boligpriser



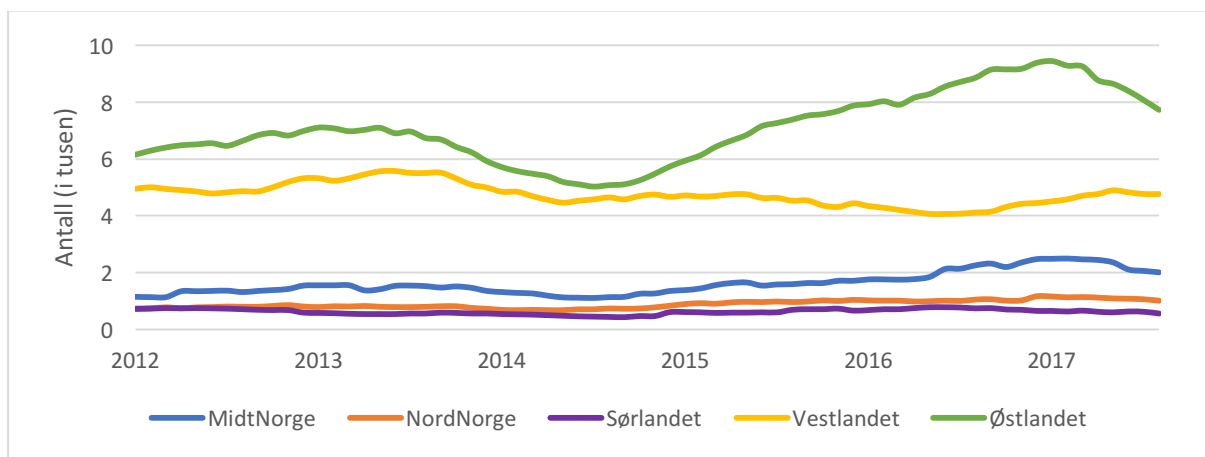
Kilder: Eiendom Norge, SSB, Norges Bank

Et balansert boligmarked med varig stabil prisutvikling kan ikke oppnås ved kun å bygge tilstrekkelig antall boliger ett år (Prognosesenteret, 2017). Dersom boligprisene fortsetter å falle vil vi kunne få et tilbudsunderskudd av nybygg om et par år (Dreyer, 2017). Denne påstanden begrunnes med at høyere boligpriser resulterer i flere igangsettelser grunnet økt differanse mellom boligprisene og byggekostnadene. Tilsvarende vil fallende boligpriser medføre færre nye prosjekter. Dersom boligprisene opprettholder en svak utvikling fremover, trekker dette i retning av lavere insentiv til å sette i gang nye boligprosjekter. På sikt kan dette bidra til et tilbudsunderskudd dersom det iverksettes for få nye boliger i forhold til boligbehovet. Dette kan indikere at driveren igangsatte boliger innehar sykliske attributter, og dersom dette scenarioet inntreffer kan det eventuelle fremtidige tilbudsunderskuddet bidra til positiv vekst i boligprisene ved neste syklus. På grunn av tidsetterslep og tregheter kan lav boligbygging dermed gi prispress når etterspørselen igjen tar seg opp (Mamre, 2017). Som vist i figur 30 anslår Norges Bank i *Pengepolitisk rapport 04/2017* negativ årsvekst i boliginvesteringene frem til 2020, som skiller seg noe fra tidligere prognoser.

6.6.2 Salg av nye boliger

Sammenlignet med tredje kvartal 2016, er nyboligsalget i Oslo 77 prosent lavere i tredje kvartal 2017 (Prognosesenteret, 2017). Det er verdt å nevne at dramatikken i denne nedgangen dempes noe av det faktum at tredje kvartal 2016 hadde det høyeste nivået av nyboligsalg noensinne (Mikalsen og Solberg, 2017). Vi ser dette i figur 31, som viser at nyboligsalget på Østlandet de siste tolv månedene fortsatt er på et høyt nivå til tross for lavere salgstall inneværende år. Nyboligsalget i resten av landet har vært mer stabilt.

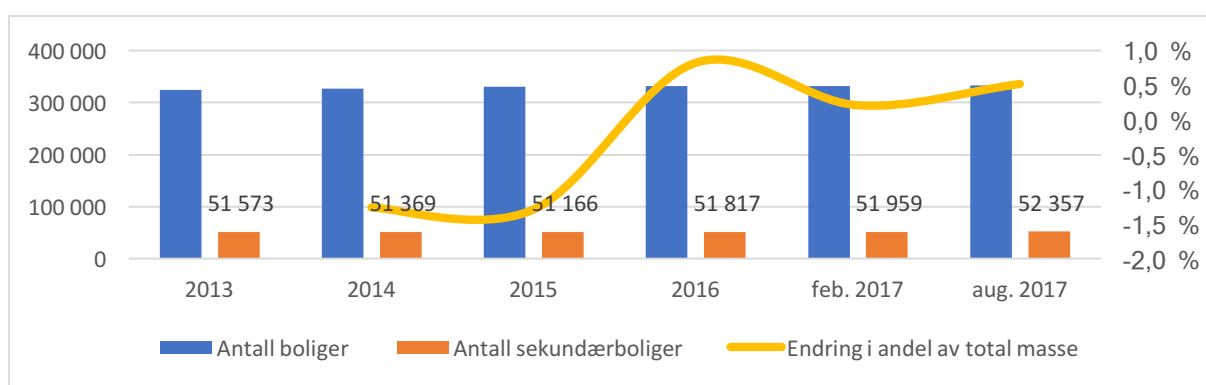
Figur 31: Nyboligsalg - Sum siste tolv måneder januar 2012 - august 2017



Kilder: Kilder: Boligprodusentenes forening, Prognosesenteret og Norges Bank

6.7 Sekundærboliger

NEF har sammen med det statlige eiendomsanalyse-selskapet Ambita utarbeidet Sekundærboligstatistikken. Den har som mål å peke på drivere i markedet som bidrar til en mer informert debatt om boligmarkedet (NEF, 2017). Sekundærboligsalget tar for seg hvilke interessenter på etterspørselssiden av boligmarkedet som investerer i bolig uten intensjoner om å ha sin bostedsadresse tilknyttet boligen. Hensikten med å kjøpe sekundærbolig kan være ønsket om å ha et sentralt tilholdssted i byen, pendlerbolig, utleie for inntekt, kjøpe bolig til sine barn eller som et investeringsobjekt for å få med seg boligprisvekst (NEF, 2017). Figur 32 viser utviklingen i antall boliger kjøpt som sekundærbolig i Oslo¹.

Figur 32: Sekundærboligstatistikken²

Kilder: NEF og Ambita

¹ NEF og Ambita sin sekundærboligstatistikk fører først og fremst statistikk over sekundærboligmarkedet i Oslo.

² Begrepet sekundærbolig brukes ellers av Skatteetaten i forbindelse med beregning av ligningsverdi for boliger. Tallene til NEF og Ambita viser faktisk eierskap, og kan avvike noe fra Skatteetatens tall som er egenrapporterte.

Sterk boligprisvekst trigger i større grad andelen av interessenter som ønsker å bruke bolig som et investeringsobjekt. Det er naturlig å se for seg at denne gruppen interessenter investerer basert på trend og forventninger om fremtiden.

Det kan argumenteres for at veksten i antall sekundærboliger gjennom 2016 var drevet av et ønske om å ta del i den sterke boligprisveksten. Dersom boligprisveksten avtar det vil anses som relativt mindre lukrativt å kjøpe sekundærbolig som investeringsobjekt, og det er derfor rimelig å anta at dette vil dempe etterspørselen. Det kan også tenkes at investorer som har kjøpt bolig for å spekulere i prisoppgang, har større tilbøyelighet til å ønske et raskt salg for å realisere gevinst dersom markedet snur. Dette kan bidra til å øke tilbudet og dermed presse boligprisene ytterligere ned. Det er verdt å nevne at enkelte spekulanter kan se på svakere prisutviklingen for boliger som en mulighet til å gjøre en rimeligere investering. Hvorvidt spekulanter spiller en prisdrivende eller prishemmende rolle for utviklingen i boligprisene avhenger blant annet av størrelsesforholdet mellom de ulike gruppene av spekulanter. Prognosesenteret hevder kravet om 40 prosent egenkapital ved kjøp av sekundærbolig i Oslo har hatt en stor innvirkning på nyboligsalget i hovedstaden i 2017. Dersom egenkapitalkravet gjør det vanskeligere å gjennomføre disse investeringene, kan frafallet av sekundærboliginvestorer bidra til at flere prosjekter ikke oppnår høy nok salgsgrad til å kunne igangsettes (Prognosesentere, 2017).

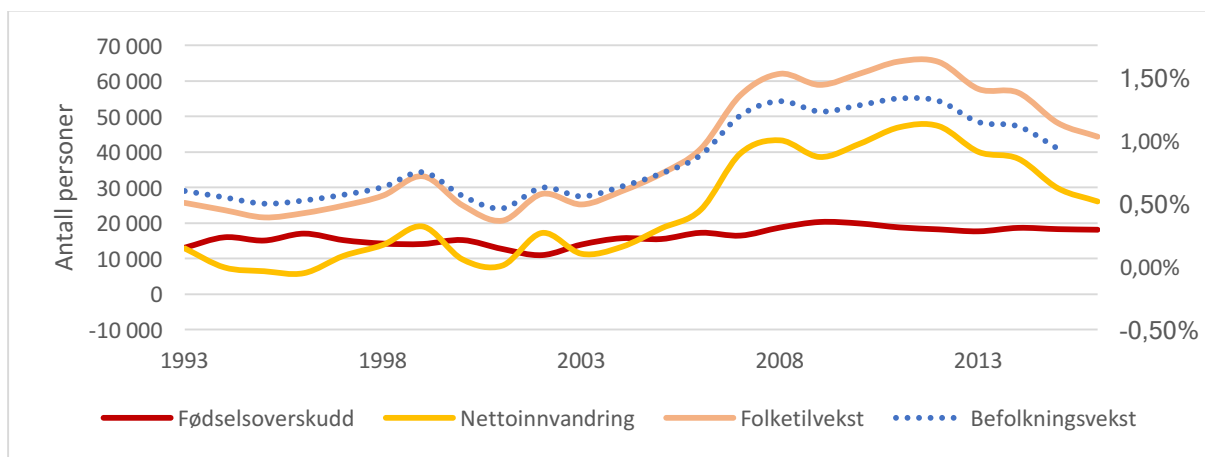
Under vårt arbeid med denne utredningen har vi funnet det vanskelig å avdekke eventuelle signifikante effekter av utviklingen i sekundærboligstatistikken på boligprisene. Dette kan blant annet være fordi det er relativt få observasjoner i datagrunnlaget.

6.8 Befolkningsvekst

Alle mennesker trenger et sted å bo. Alt annet likt vil det derfor være behov for flere boliger så lenge vi blir flere mennesker. Dersom antall boliger og folkemengden vokser i forskjellig tempo, vil dette på sikt kunne påvirke boligprisene. Folkemengden bestemmes hovedsakelig av endringer i fødselsoverskudd og nettoinnvandring. Med fødselsoverskudd menes at det fødes flere enn det dør, og nettoinnvandring er differensen mellom de som flytter inn og ut av landet (SSB, 2017). I figur 33 ser vi at i Norge er nettoinnvandringen viktigere for befolkningsveksten enn fødselsoverskuddet¹.

¹ Folketilveksten er regnet som differansen mellom folkemengden to påfølgende år, og stemmer ikke alltid overens med summen av fødselsoverskudd og nettoinnflytting (SSB, 2017).

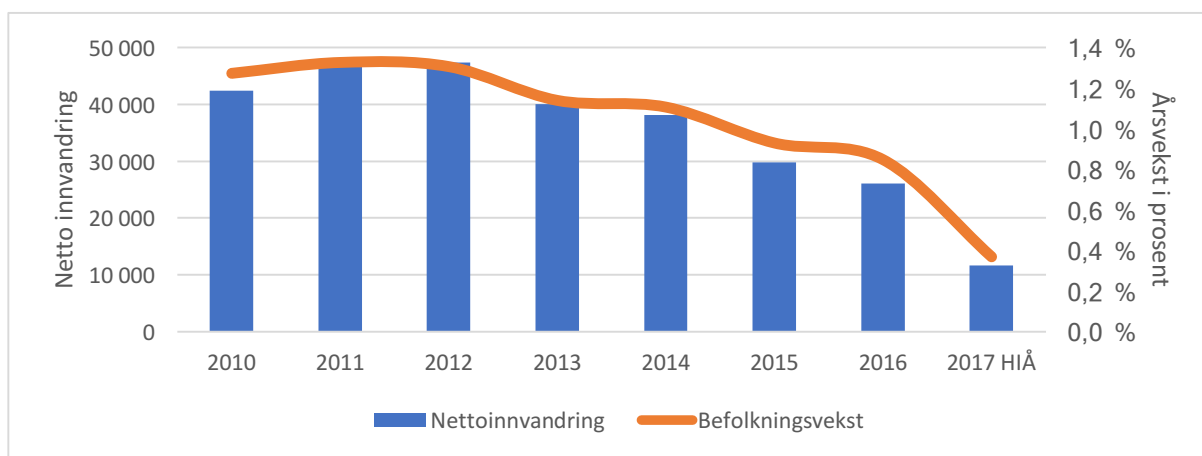
Figur 33: Befolkningsendringer 1993-2016



Kilder: SSB (06913 og 07230)

Figur 33 viser hvordan befolkningens størrelse og sammensetning har endret seg siden 1993. Befolkningen har hatt positiv vekst hele perioden, mens vi har sett i tidligere illustrasjoner at boligprisveksten har vært mer varierende¹. Innbyggertallet i Norges passerte 5 millioner i 2012, og siden 1993 har landets befolkning økt med omtrent en million. Mye av veksten det siste tiåret kan forklares av sterk arbeidsinnvandring etter at de østeuropeiske landene kom med i EU/EØS-samarbeidet rundt 2005. Dette ble ytterligere forsterket da finanskrisen skapte stor arbeidsledighet i resten av Europa i 2008, mens høye oljeinntekter i den samme perioden sørget for at norsk økonomi ble rammet i mindre grad. SSB anslår at folketallet vil passere seks millioner rundt 2031 og syv millioner like før 2060, og nettoinnvandring vil trolig stå for en betydelig del av veksten også fremover². Per januar 2016 utgjorde innvandrere og norskfødte med innvandrerforeldre i Norge 16,3 prosent av folkemengden.

Figur 34: Nettoinnvandring og befolkningsvekst



Kilder: SSB (01222)

¹ Se vedlegg 2 for en grafisk fremstilling av utviklingen i befolkningen sammenlignet med utviklingen i boligpris.

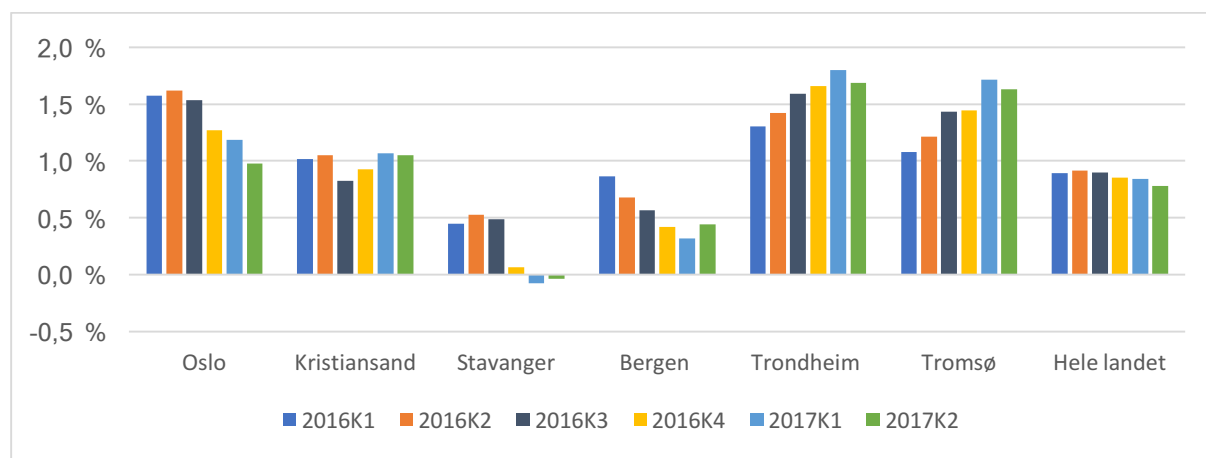
² SSB. 2017. *Nøkkeltall for befolkning*. Sist oppdatert: 27.9.2017. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/befolkning/nokkeltall/befolkning>

De seneste årene har befolkningsveksten avtatt. Noe av årsaken kan tilskrives redusert nettoinnvandring, blant annet som følge av oljeprisfallet som fra slutten av 2014 svekket den økonomiske utviklingen i Norge, samt bedre konjunkturer i utlandet. Svensker og polakker kommer ikke i like stor grad til Norge lenger, og noen reiser også hjem. Innvandringen har i tillegg blitt dempet av innskjerpingen i innvandrings- og asylpolitikken (Krogsveen, 2017). Per andre kvartal 2017 ligger befolkningsveksten på landsbasis an til sitt svakeste nivå siden 2004. Lavere befolkningsvekst og vekst i nettoinnvandringen det siste året kan bidra til redusert etterspørsel etter boliger. Samtidig kan flere utflyttere gi økt boligtilbud. Det forventes imidlertid at arbeidsinnvandringen vil øke litt i årene fremover, men at befolkningsveksten vil avta videre frem til 2020 (Norges Bank, 2017).

Urbane områder opplever gjennomgående høyere befolkningsvekst enn rurale strøk. Overgangen fra jordbruks- og industrinæringer til tjenesteytende næringer og det såkalte informasjonssamfunnet de siste 150 årene har gitt konsentrasjon av arbeidsplasser til stadig større byer og sentra. Sentraliseringskreftene i næringsutviklingen forsterker urbaniseringen, som blant annet har ført til at innbyggertallet i Oslo har økt med 40 prosent i perioden fra 1993. Boligmarkedet i hovedstaden har i flere år vært preget av langt større etterspørsel sammenlignet med tilbudet.

Figur 35: Prosentvis endring i folkemengde fra samme kvartal året før



Kilder: SSB (01222)

Det siste året har den prosentvise endringen i folkemengde fra samme kvartal året før på landsbasis vært svakt avtagende og hele tiden ligget under ett prosent. For de største byene i Norge har veksten ligget over nivået for hele landet. Unntakene er Stavanger og Bergen, som har opplevd relativt sterke fall i befolkningsveksten siden 2016. Også Oslo har relativt sterk avtagende tolv månedersvekst de siste fire kvartalene. Trondheim og Tromsø opplever imidlertid tiltagende vekst, mens nivåene i Kristiansand er relativt stabile.

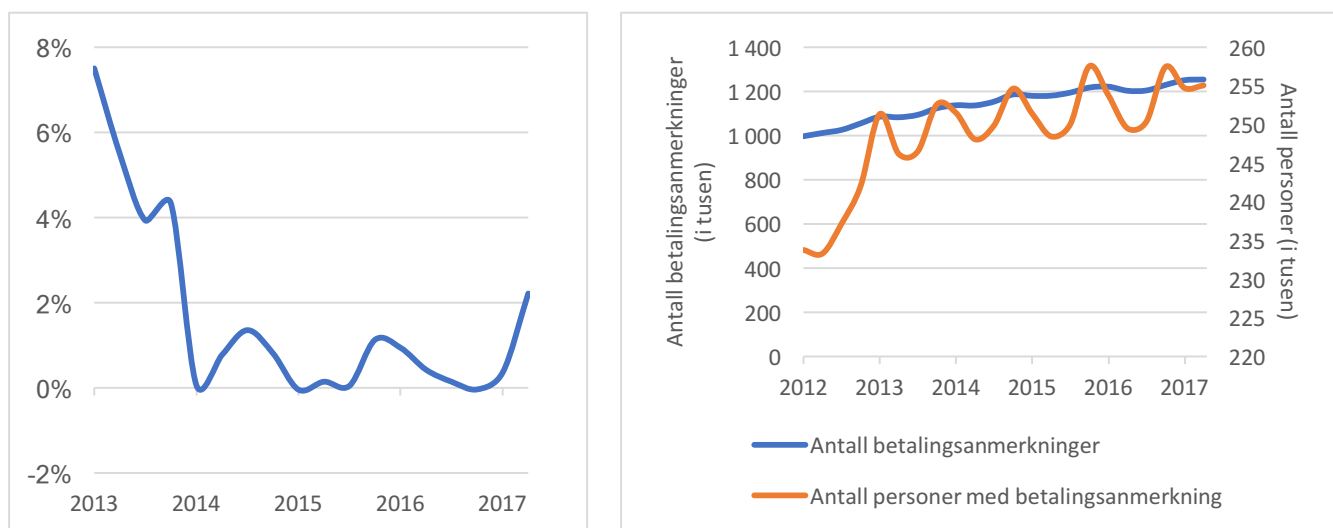
Alt dette påvirker behovet for boliger, men vi argumenterer for at befolkningsvekst alene har begrenset påvirkning på boligprisene. Veksten må sees i sammenheng med andre elementer, som sysselsetting, husstandssammensetning og antall ferdigstilte boliger.

6.9 Betalingsanmerkninger

Veksten i norsk kredittgjeld har tatt seg opp de seneste årene. Dersom boligprisfallet vi har opplevd siden våren 2017 fortsetter, vil konsekvensen kunne være lavere gjeldsvekst, lavere økonomisk vekst og lavere sysselsetting, som igjen svekker husholdningenes inntekt og betalingsevne. Potensielt forsterkes misligholdet og dermed boligprisfallet ytterligere.

Lindorff (2017) måler mislighold som andel personer med betalingsanmerkning. Hovedårsaken er at andelen personer med betalingsanmerkning er nært knyttet til tap for kredittgiver. Alt annet likt viser Lindorffanalysen at andelen personer med betalingsanmerkning øker når flere faller utenfor arbeidsstyrken. Grunnen til dette er at de som faller utenfor arbeidsstyrken ofte har vært arbeidsledige i en lenger periode før de går over på ulike trygdeytelser, og dermed ut av arbeidsstyrken. Dette medfører lavere inntekter som igjen kan skape utfordringer i privatøkonomien. I tillegg har endringer i husholdningenes gjeld en relativt umiddelbar effekt på misligholdet. På kort sikt innebærer økt gjeld at husholdningene blir mer likvide og dermed at misligholdet faller. Effekten er trolig motsatt på lang sikt.

Figur 36: Endring i antall personer med betalingsanmerkning¹ og Figur 37: Betalingsanmerkninger²



Kilder: Lindorff og Experian

Antall personer med betalingsanmerkning har økt jevnt de seneste årene. I andre kvartal 2017 var det ifølge figur 36 en vekst på i overkant av to prosent sammenlignet med samme kvartal året før. Antall

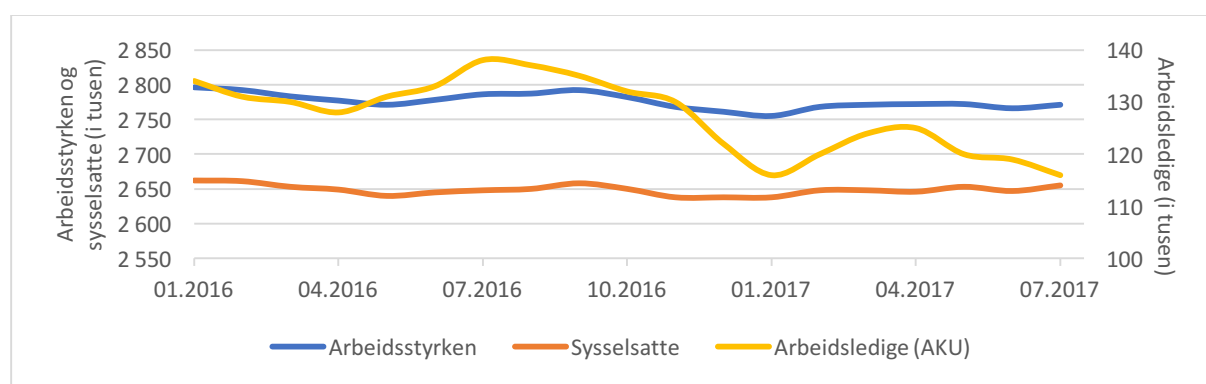
¹ Vekst beregnet som antall personer med betalingsanmerkning sammenlignet med tilsvarende kvartal året før.

² Tallmateriale tilsendt fra Morten Trasti, analytiker i Lindorff.

betalingsanmerkninger øker også jevnt, og vi ser i figur 37 at det var registrert over 1,2 millioner anmerkninger tilknyttet privatpersoner i andre kvartal. Dette tilsvarer en vekst på om lag fire prosent det siste året. Av grafen kan vi også se antydninger til at antall personer med betalingsanmerkninger varierer avhengig av sesong, hvor det er færre personer med betalingsanmerkninger rundt sommertider sammenlignet med vintertider.

Andelen nordmenn med betalingsanmerkning har falt til under fem prosent de siste årene som følge av at befolkningsveksten har vært høyere enn veksten i antall personer med betalingsanmerkning (Lindorff, 2017)¹. Basert på forventninger om at både arbeidsstyrken i prosent av befolkningen og fallet i nettoinnvandringen avtar, venter Lindorff et skifte fremover. 2017 er året myndighetene innførte en rekke tiltak i finansnæringen for å redusere gjeldsvekst og forebygge mislighold i norske hjem. Med boliglånsforskriften og strengere regulering av kredittmarkedsføring og forbrukslån, forventes det en positiv innvirkning på nordmenns privatøkonomi. Vedtak av gjeldsinformasjonsloven er et annet virkemiddel som på sikt forhåpentligvis bidrar til bedre kredittvurdering fra bankene og forhindrer uforsvarlig låneopptak. Med EUs reviderte betalingstjenestedirektiv PSD2 kan det komme tilbydere av tjenester og innovative løsninger som gjør det enklere å betale forpliktelsene sine før man pådrar seg eventuelle anmerkninger. Samtidig har antall eldre med betalingsproblemer økt betydelig raskere sammenlignet med andre aldersgrupper. I andre kvartal var det ifølge Lindorff 60 prosent flere som hadde betalingsanmerkninger blant de over 66 år enn for fem år siden. Dette skyldes at det blir flere eldre, men også endring i atferdsmønstre og større kredittaktivitet hos de eldre har trolig bidratt til denne utviklingen. Beskjedne utsikter til inntekstvekst for denne aldersgruppen kan gjøre at betalingsvanskene fort bli varige. På bakgrunn av dette anslår Lindorff at fallet i andelen personer med betalingsanmerkning flater ut i løpet av 2017 og konvergerer mot 4,6 prosent i 2020.

Figur 38: Arbeidsstyrken, sysselsatte og arbeidsledige



Kilder: SSB (08931)

¹ Lindorff beregner andel personer med betalingsanmerkning som antall personer med betalingsanmerkning i prosent av antall personer med ligning (Lindorff, 2017).

En økning i antall personer utenfor arbeidsstyrken gir en umiddelbar effekt på misligholdet. Personer som faller utenfor arbeidsstyrken har ofte vært arbeidsledige over en lenger periode i forkant. Arbeidsledige har gjennomgående lavere inntekter sammenlignet med sysselsatte personer. Personer som faller utenfor arbeidsstyrken har dermed hatt relativt lave inntekter over tid, noe som øker sannsynligheten for å pådra seg en betalingsanmerkning. Vi finner det naturlig å anta at personer som forlater arbeidsmarkedet, uavhengig av årsak, trolig i liten grad blir bedre i stand til å håndtere eventuelle gjeldsproblemer.

I vår korrespondanse med Lindorff får vi oppgitt at veldig få betalingsanmerkninger generelt er tilknyttet boliglån. Dette kommer av at boliglåntakere stiller boligen som sikkerhet, og dersom forpliktelsene i forbindelse med boliglånet ikke blir betalt vil boligen bli tvangs solgt. I denne utredningen har vi testet betalingsanmerkninger som en indikator eller mål på husholdningenes generelle betalingsvilje og/eller betalingsevne. Lindorff har funnet at korrelasjonen mellom husholdningenes kreditt (K2) og betalingsanmerkninger er positiv på kort sikt, men negativ på lang sikt¹. Årsaken til dette er trolig at økt gjeldsvekst bedrer betalingsevnen på kort sikt, men på lang sikt blir det vanskeligere å håndtere kravene. Vi finner imidlertid ikke holdepunkter for at betalingsanmerkninger har en signifikant effekt på boligprisene, og har derfor valgt ikke å inkludere betalingsanmerkninger som en variabel når vi videre i utredningen utarbeider modeller som er ment å forklare boligprisutviklingen. Vi velger heller å anta at eventuelle effekter mislighold har på boligprisene fanges opp gjennom andre variabler som gjeldsvekst og arbeidsledighet.

6.10 Forventninger

Bak enhver finansiell beslutning ligger det en form for psykologisk rasjonale. Husholdningenes forventninger til hva som vil skje i fremtiden kan derfor påvirke valgene som blir tatt i nåtid, og dermed bidra til svingninger i boligprisene. En eventuell renteoppgang vil normalt gi forventninger om at realboligprisen skal falle (Jacobsen og Naug, 2004). Dette kan føre til at flere utsetter planlagte boligkjøp da det fremstår som mindre lønnsomt å kjøpe nå fremfor senere. På kort sikt vil dette resultere i at boligprisene først faller de korrigeres noe tilbake igjen (Jacobsen og Naug, 2004). Argumentet snus ved en rentereduksjon. Lavere rente gir forventninger om stigende fremtidig realboligpris som gjør det relativt sett mer lønnsomt å fremskynde planlagte boligkjøp. Dette kan føre til at prisene øker mer på kort sikt enn på lang sikt.

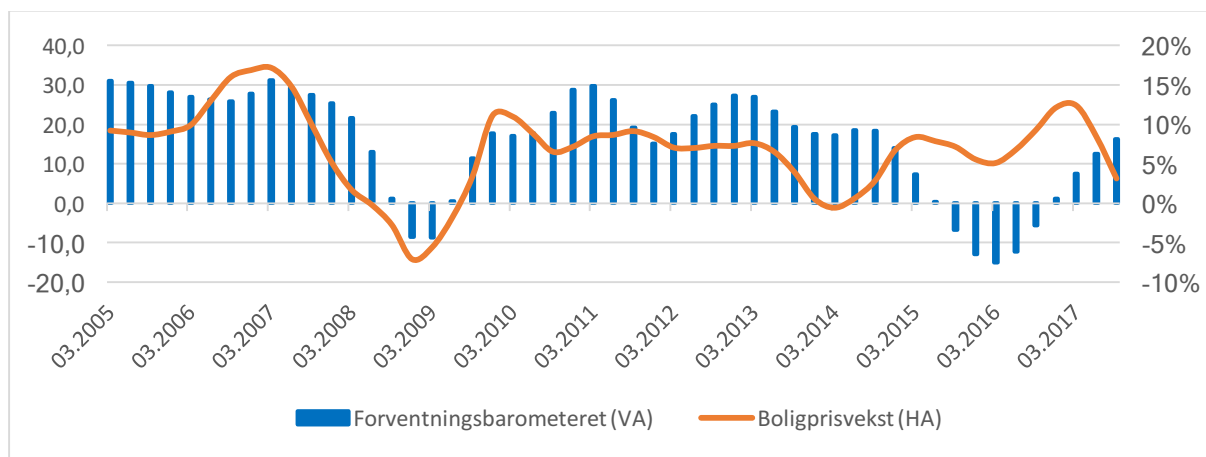
¹ Man trenger ikke nødvendigvis å ha lån for å pådra seg en betalingsanmerkning. Eksempelvis er en telefonregning og lignende et kjøp på kreditt som fører til betalingsanmerkning om den ikke betales, men dette registreres ikke i K2 som lån.

En relevant faktor som kan påvirke boligprisene er husholdningenes forventninger til effektene av endrede politiske forhold som for eksempel skatteregler og reguleringer. De nye låneforskriftene som trådte i kraft fra 1. januar 2017 kan tenkes å ha hatt en fremskyndende effekt på enkelte boligkjøp, spesielt det siste halvåret før de nye reglene ble gjeldende. Det kan antas at enkelte låntakere, spesielt førstegangskjøpere, satt på finansieringsbevis med utløpsdato etter innføringen av låneforskriftene. Av frykt for ikke å få tilgang til nytt finansieringsbevis etter innstrammingen er det naturlig å anta at enkelte boligkjøp ble fremskyndet. Forventningene knyttet til effektene av endrede låneforskrifter på husholdningenes tilgang til kreditt kan ha bidratt til at tredje og fjerde kvartal 2016 ble de to kvartalene i historien med det høyeste salget av antall nye boliger i Oslo (Prognosesenteret, 2017 og SSB, 2017). Videre kan forventningene om hvorvidt låneforskriftene videreføres eller fjernes ved forskriftenes opprinnelige utløpsdato sommeren 2018 påvirke husholdningenes syn på den fremtidige utviklingen i boligmarkedet. Dersom det forventes at forskriftene fjernes kan dette føre til at husholdninger som oppfyller kravene i de nye forskriftene ønsker å fremskynde sitt planlagte boligkjøp i frykt for at flere kjøpere entrer markedet og presser prisene opp når låneforskriftene eventuelt fjernes og gir flere husholdninger tilgang på lånefinansiering.

For mange husholdninger er boligkjøpet den største investeringen de gjør i løpet av livet, og både førstegangskjøpere og husholdninger som kjøper seg opp i boligmarkedet gjeldsfinansierer en betydelig andel av investeringer. Husholdningenes forventninger til fremtidig inntekt kan derfor si noe om deres forventninger til egen lånebetjeningsevne. Med høye forventninger om fremtidig inntekt som følge av en stor tro på de økonomiske utsiktene til egen og norsk økonomi, antas også en høy evne til å betjene gjeld. Dette gir større mulighetsrom for husholdningene når de skal vurdere hvilken bolig de ønsker å kjøpe.

Dersom husholdninger på bakgrunn av tidligere boligprisoppgang forventer prisoppgang også i fremtiden, kan husholdningenes forventninger ha en selvforsterkende effekt på boligprisene. Man tar utgangspunkt i at det er gunstig å kjøpe bolig i dag fordi det råder en forventning om enda høyere boligpriser i fremtiden. Dette kan resultere i at forventningene forsterkes ytterligere med tilsvarende effekt på boligprisene, og denne prosessen kan føre til at prisene drives langt over den verdien som underliggende faktorer tilsier (Jacobsen og Naug, 2004).

Figur 39: Utviklingen i husholdningenes forventninger og nominell boligprisvekst



Kilder: Eiendom Norge, Eiendomsverdi, SSB, Norges Bank, Kantar TNS og Finans Norge

Grafen i figur 39 viser utviklingen i Forventningsbarometeret, en indikator som baseres på kvartalsvise undersøkelser som gjennomføres i et samarbeid mellom markedsanalysebyrået Kantar TNS og Finans Norge¹. Fem enkeltindikatorer slås sammen til en hovedindikator og tar sikte på å måle husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Spørsmålene som stilles er tredelt, der del en tar for seg forventninger til egen økonomi, del to tar for seg forventninger til landets økonomiske utvikling og del tre spør hvorvidt nåværende tidspunkt er et godt tidspunkt å kjøpe en større husholdningsartikkel (Finans Norge, 2017). Forventningsbarometerets hovedindikator bestemmes videre som differansen mellom prosentandelen positive og pessimistiske svar for hvert spørsmål i undersøkelsen. Deretter deles differansen på det totale antall spørsmål for å finne et måltall. Forventningsbarometeret trendjustertes, og tilfeldige variasjoner som kan knyttes til sesong utelates slik at utviklingen vises tydeligere (Finans Norge, 2017). Viser barometeret en positiv verdi indikerer dette at forbrukerne har positive forventninger om fremtiden, mens en negativ hovedindikatorverdi gir indikasjoner på det motsatte. Hvis forbrukerne har en nøytral forventning til fremtiden sammenliknet med dagens situasjon vil barometeret ha en verdi lik 0.

Vi ser antydninger til at tolv månedersveksten i boligprisene og forventningsbarometeret tidvis har fluktuert relativt likt. Finanskrisen som startet i USA høsten 2007 og fortsatte videre ut i 2008 slo tydelig negativ ut både i forventningene og boligprisene. Det har imidlertid blitt vanskeligere å forsvare påstanden om samvariasjon de seneste årene. Spesielt ser vi et tydelig skifte i husholdningenes forventninger i ettertid av oljeprisfallet i 2014. Det er vanskelig å registrere et like tydelig skifte for endringen i boligpris, og det kan for eksempel hende lavere renter har tillatt boligprisene å stige selv i

¹ Tallmateriale for Forventningsbarometeret har vi fått tilsendt fra Alexander Staubert, konsulent i Kantar TNS.

perioder med lavere forventninger i husholdningene. Finans Norge trekker frem spesielt tre grunner som bidro til å begrense omfanget av oljeprisfallets effekter på boligmarkedet og norsk økonomi. Finansielle og pengepolitiske virkemidler tilpasset situasjonen i Norge ble iverksatt, partene i arbeidslivet opptrådte ansvarlig ved at arbeidstagere aksepterte magrere lønnsoppgjør og kronkursfallet bidro til å gjøre norsk eksportindustri mer konkurransedyktig. I tillegg har svakere kronkurs ført til at Norge har blitt betydelig billigere som reisemål for turister (Finans Norge, 2017). Håndteringen av oljeprisfallet trekkes frem som hovedgrunnen til at det igjen er en overvekt av optimisme i befolkningen, til tross for den negative utviklingen i boligprisene det siste halvåret.

7. Stasjonærhetstesting og innhenting av data

I følgende delkapittel vil vi i litt mer detalj redegjøre for hvordan vi har innhentet tallgrunnlaget for variablene vi bruker i reestimeringen av Jacobsen og Naug sin boligprismodell og også i vår egen VECM-modell. Vi tester for stasjonærhet da dette skal gi en god indikasjon på hvilket format vi burde ha variablene på for å unngå spuriøse og meningsløse resultater, som vi mistenker kan være et problem. Dersom vi kun skulle reestimert Jacobsen og Naug sin boligprismodell, ville vi ikke valgt en så detaljert fremgangsmåte for å identifisere stasjonærhet. En rutiner forsker vil mest sannsynlig ikke starte med å teste hver enkelt variabel for stasjonærhet, men først heller se etter kointegrerte forhold (StataCorp, 2016). Vi har likevel valgt å gjøre det slik, fordi en av forutsetningene for stabilitetstesting av VECM-modellen vi senere skal konstruere er at alle inkluderte variabler er stasjonære etter én differensiering, altså $I(1)$ -variabler. I grafiske fremstillinger av de variablene som kan justeres for inflasjon, vil variablene i hovedsak bli presentert på deflatert form da vi benytter reelle størrelser i konstruksjonen av vår VECM-modell. Mange av de samme variablene inngår på nominell form i boligprismodellen til Jacobsen og Naug boligprismodell, men for en mer hensiktsmessig disposisjon av utredningen velger vi ikke å illustrere variablene på både nominell og reell form.

7.1 Boligpris

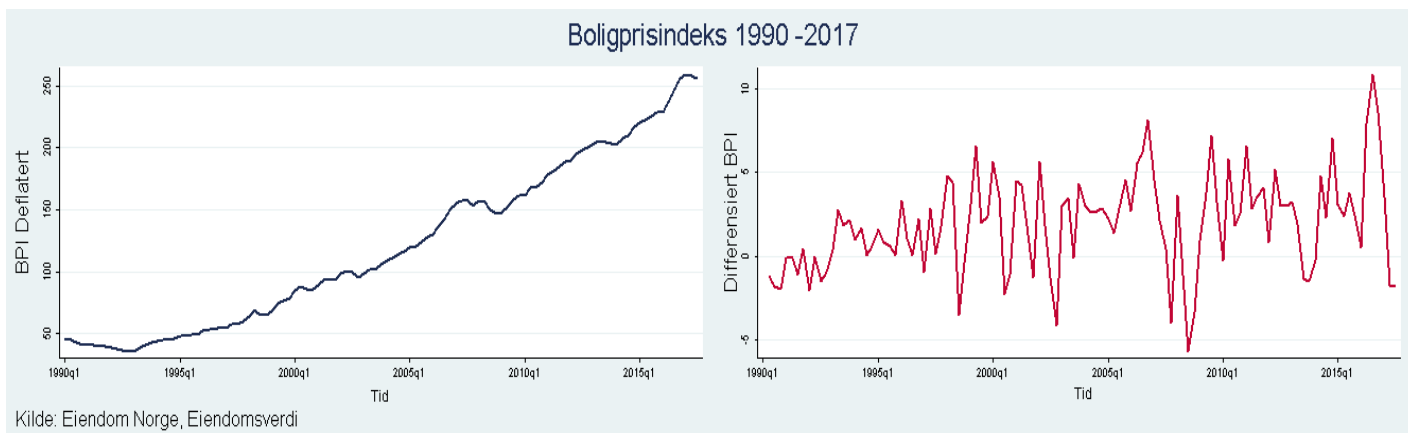
Boligprisene som er benyttet er innhentet på indeksform gjennom mailkorrespondanse med Eiendomsverdi, NEF og Eiendom Norge og gjengir boligprisindeksen for perioden 2002-2017. Korrespondansen med Eiendomsverdi ga oss tilgang til estimatene for boligprisindeksen før dato for offentliggjøring. For tilgang til boligprisindeksen lenger tilbake enn 2002 har vi fått tilsendt datamateriale fra NHH-professor Ola H. Grytten. Dette datamaterialet strekker seg tilbake til 1990. Jacobsen og Naug benytter den samme boligprisindeksen på nominell form i sin boligprismodell¹.

Ser vi på den grafiske fremstillingen av realboligprisen på nivåform ser vi indikasjoner på at variabelen ikke er stasjonær. Deskriptivt kan man antyde at tidsserien bærer preg av en deterministisk trend fra 1992, og at tidsserien derfor kan antas å være stasjonær rundt denne trenden dersom den korrigeres for. Det fremgår imidlertid fra testene vi har gjennomført at avvikene fra trend er for store og at tidsseriens trend i større grad er stokastisk og altså ikke-stasjonær etter å ha kontrollert for trend. Den utvidede Dickey-Fuller (ADF)-testen kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonærhet for noen laglengder,

¹ Jacobsen og Naug benytter boligprisindeksen som i dag utarbeides av Eiendom Norge i samarbeid med Eiendomsverdi og Finn.no. Ettersom denne indeksen utgis med månedsdata, har de beregnet kvartalstall ved å ta gjennomsnittet av månedstallene i hvert kvartal. Vi benytter altså fått tilgang til det samme datagrunnlaget og beregner kvartalsdata ved samme fremgangsmåte.

trend eller drift for realboligprisen på nivåform. Realboligprisen anses derfor som ikke-stasjonær på nivåform.

Figur 40: Realboligpris



Videre velger vi derfor å differensiere tidsserien i håp om å gjøre den stasjonær. Som det fremgår av figur 40, ser vi nå antydninger til at variabelen fluktuerer rundt et konstant snitt. ADF-testene gjennomføres med variasjon i antall lagger med og uten trend. Konklusjonene er entydige; vi kan forkaste nullhypotesen for alle variasjoner av den differensierte variabelen. Det konkluderes med at realboligprisindeksen er integret av første orden, $I(1)$.

7.2 Disponibel inntekt

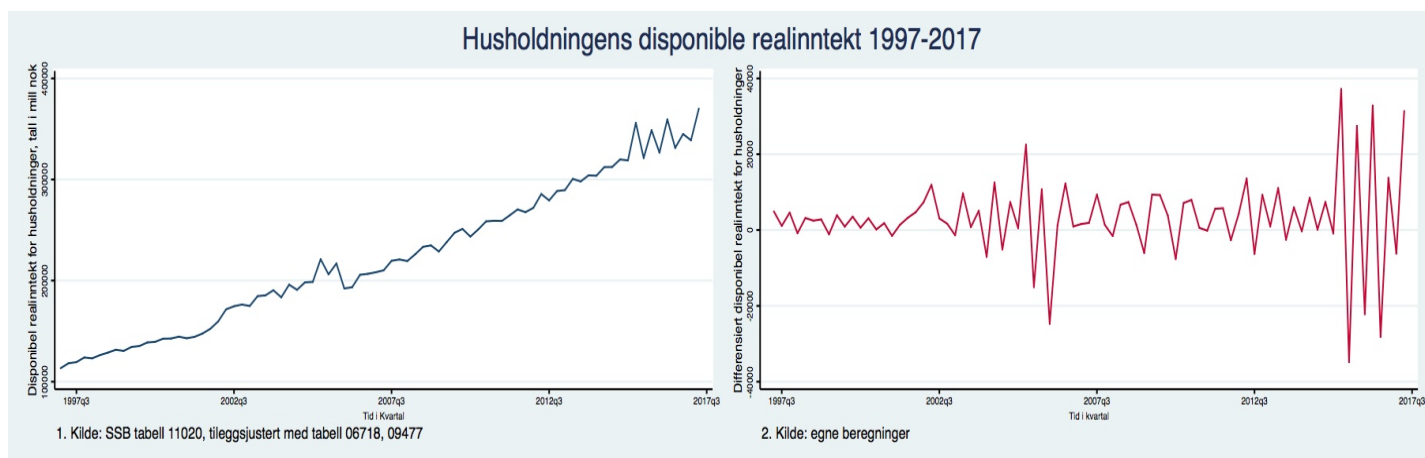
Tidsserien for husholdningenes disponible inntekt er hentet fra SSB, er oppgitt kvartalsvis og går tilbake til 2002. Vi har vært i kontakt med SSB ved tre ulike anledninger og det er ikke mulig å oppdrive en tidsserie for kvartalsvise data for husholdningenes disponible inntekt lenger tilbake enn 2002. Ved å benytte sammenhengen: $Gjeldsrate = \frac{\text{Gjeld}}{\text{Disponibel inntekt}}$ har vi riktignok klart å utvide tidsserien tilbake til 1997¹. Husholdningenes disponible inntekt er modellens flaskehals fordi dette er den variabelen med færrest observasjoner tilgjengelig. Vi har forsøkt å transformere årlige tall til kvartalstall ved interpolering ettersom den årlige tidsserien strekker seg lenger tilbake enn 1997. Dette har vist seg å være lite hensiktsmessig fordi det gjennomgående har vært stabil positiv vekst i variabelen, noe som resulterer i en tidsserie som er lite egnet til å forklare endringer dersom den interpoleres.

Ser vi i figur 41, fremstår variabelen som ikke-stasjonær grunnet en tydelig stigende trend. Trenden kan virke deterministisk, men ADF-testen gir ikke grunn til å tro at tidsserien er stasjonær selv om vi korrigerer

¹ Marius Scheele i SSB forklarer at det er slik de selv beregner disponible inntekt for perioden før 2002 i de tilfellene de har behov for disse tallene.

for trend. Vi tester også for ulike laglengder anbefalt av informasjonskriteriene og heller ikke her vil ADF-testen forkaste nullhypotesen om at variabelen er ikke-stasjonær. Vi konkluderer derfor med at variabelen ikke er stasjonær på nivåform.

Figur 41: Husholdningenes disponible realinntekt

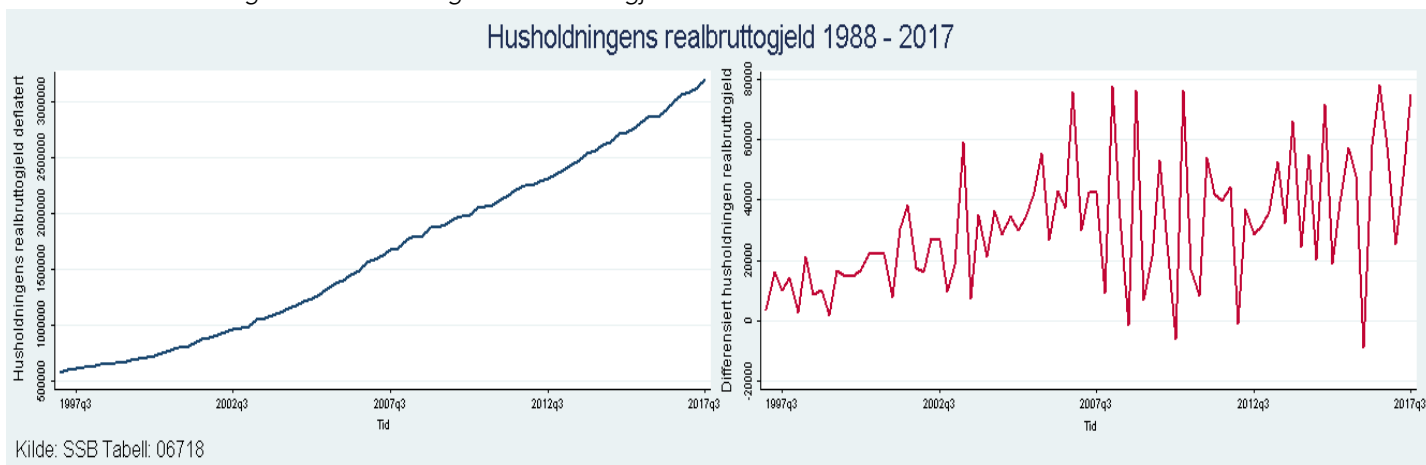


I bilde til høyre i figur 41 ser vi den differensierte av husholdningenes realbruttoinntekt. Den grafiske fremstillingen viser nå tegn til at variabelen fluktuerte rundt et gjennomsnitt. ADF-testen støtter også opp under den grafiske antakelsen om stasjonærhet ved å forkaste samtlige nullhypoteser om ikke-stasjonærhet for ulike antall lagger. Vi trekker konklusjonen om at variabelen er integrert av første orden, $I(1)$.

7.3 Gjeld

Husholdningenes bruttogjeld er hentet fra SSB og måler innenlandsk lånegjeld i millioner kroner etter sektor. Tallene er omgjort fra månedlige til kvartalsvise data (SSB, 2017). Vi ser av figur 42 at husholdningenes realbruttogjeld på nivåform har en jevn stigning og viser få tegn til stasjonærhet. ADF-testen bekrefter at variabelen er ikke-stasjonær for alle variasjoner av lagger.

Figur 42: Husholdningenes realbruttogjeld

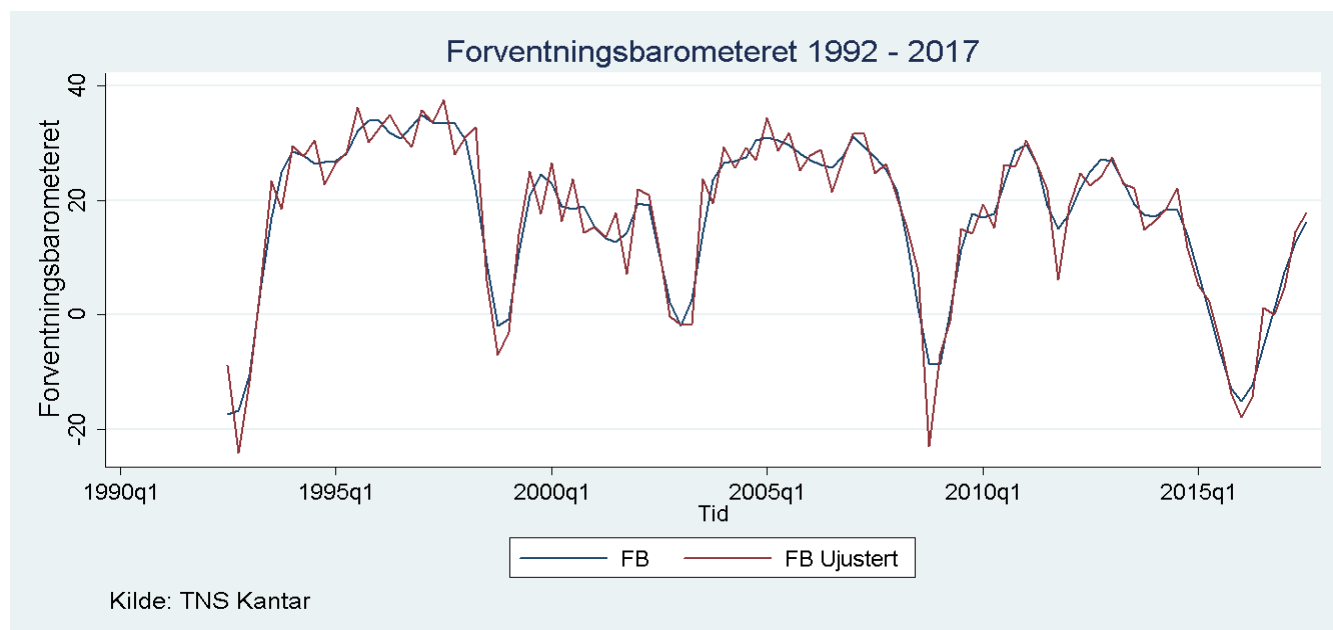


Den differensierte i ADF-testen viser at variabelen er stasjonær for alle laglengder. Vi konkluderer med at husholdningenes realbruttogjeld er integrert av første orden, $I(1)$.

7.4 Forventningsbarometeret

Forventningsbarometeret trend- og sesongjusteres før barometeret publiseres for offentligheten. Ettersom det kun er justerte tall som publiseres, har vi fått tilsendt ujustert tallmateriale for forventningsbarometeret fra Kantar TNS og Finans Norge. Årsaken til at vi ville hente inn det ujusterte datagrunnlaget, er at Jacobsen og Naug benytter ujusterte verdier for forventningsbarometeret i sin modell. Hovedindikatoren fra forventningsbarometeret er presentert på både justert og ujustert for i figur 43. Vi ser i den grafiske fremstillingen ingen tegn til trend eller drift i de to tidsseriene. Det kan se ut som om tidsserien bærer preg av sesongvariasjoner, men dette er snarere konjunkturrelatert da alle svingningene inneholder sett med unike attributter ser ut til å kunne knyttes til spesifikke konjunkturrelaterte hendelser. De fire store svingningene i forventningsbarometeret kan i stor grad forklares ved Asiakrisen i 1997, krigen i Irak og skuffende makrotall i 2002, finanskrisen i 2007 og oljeprisfallet i 2014. Ser vi videre på den grafiske fremstillingen ser vi tegn til at variabelen fluktuierer rundt et konstant gjennomsnitt. Grafisk fremstår begge variablene som gode $I(0)$ -kandidater.

Figur 43: Forventningsbarometeret

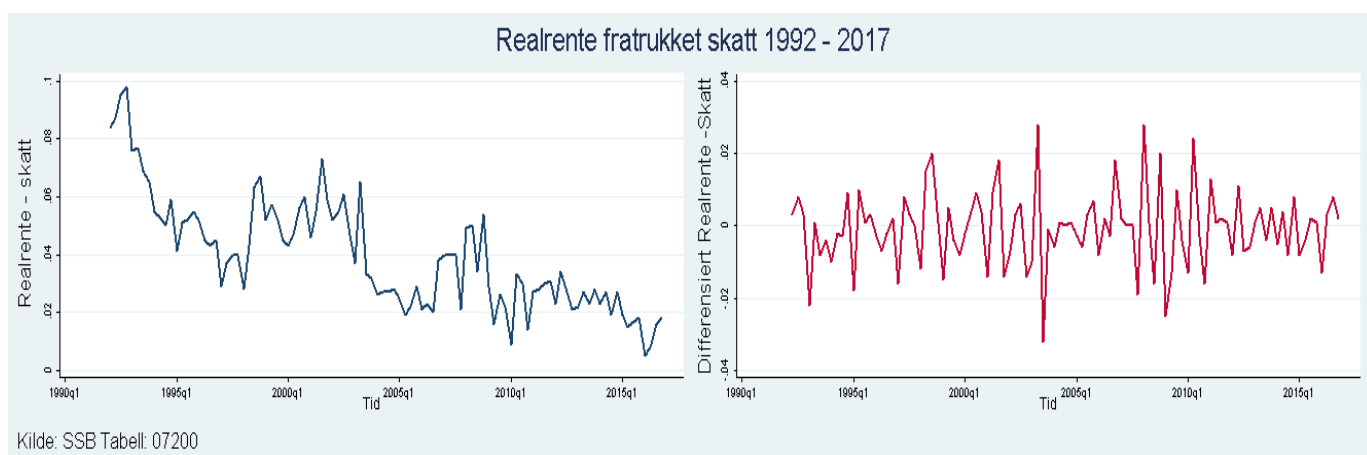


Vi velger å teste begge indikatorene med flere variasjoner av lagstruktur. ADF-resultatene forkaster nullhypotesen om at tidsseriene er ikke-stasjonær på et 5% signifikansnivå for alle lagkombinasjoner fra 0 og oppover. Vi konkluderer med at den begge trendindikatorene er stasjonær på nivåform, $I(0)$.

7.5 Rente

Rentetallene er hentet fra SSB og måler renter på utestående utlån etter långiver, utlånstype og sektor (SSB, 2017). Renten antas å være stasjonær på lang sikt, men dersom tidsintervallet vi undersøker ikke har lang nok horisont trenger ikke renten nødvendigvis å være stasjonær. Den grafiske fremstillingen viser tegn til at renten ser ut til å være stasjonær på nivåform. ADF-testen støtter opp under dette da den viser seg å forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonærhet på et 5% signifikansnivå. Vi konkluderer med at variabelen er stasjonær på nivåform, $I(0)$. I VECM-modellen benytter vi den differensierte av renten justert for skatt og inflasjon. Vi har derfor valgt å kontrollere for om variabelen er stasjonær dersom den differensieres én gang, noe som støttes av ADF-testen.

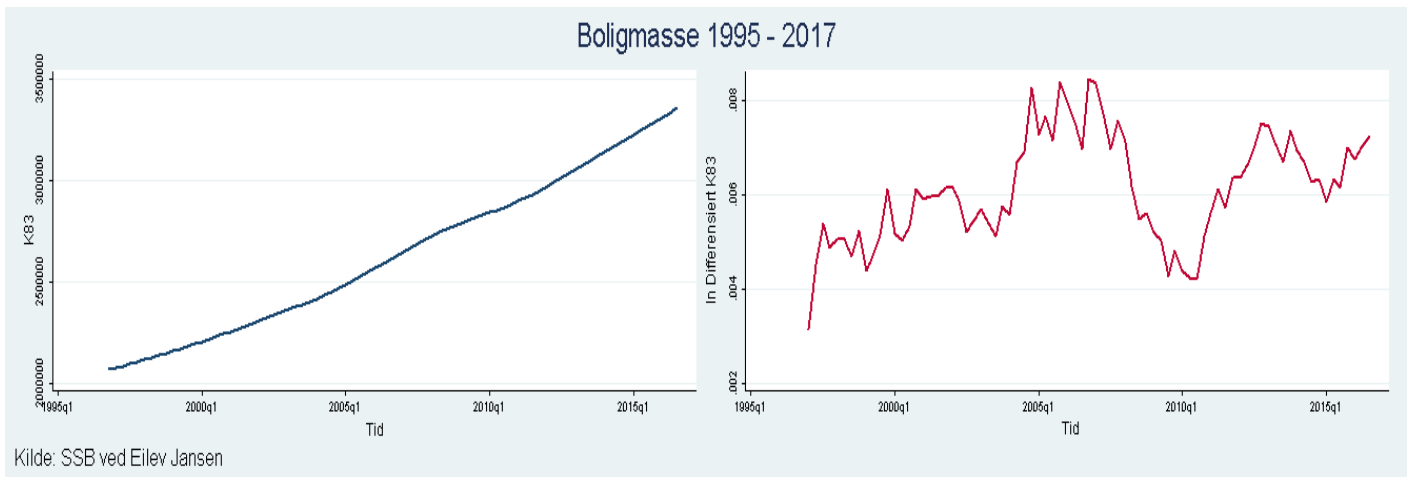
Figur 44: Realrente etter skatt



7.6 Boligmasse (K83)

Tallgrunnlaget for boligmassen har vi fått tilsendt etter mailkorrespondanse med Eilev Jansen i SSB. Samlet boligmasse målt i faste priser (K83) er nasjonalregnskapets kapitalbeholdningsbegrep. K83 beregnes med utgangspunkt i en initial beholdning av boligmassen tilbake i tid. Videre tillegges deflaterte bruttoinvesteringer i boliger fratrukket estimert kapitalslit. I figur 45 ser vi boligmassen (k83) for perioden den inngår i begge våre modeller. ADF-testen viser ingen tegn til stasjonærhet for variabelen på nivåform. Tester vi variabelen på formatet den brukes i VECM-modellen, forkaster ADF-testen nullhypotesen om ikke-stasjonærhet for alle variasjoner av lagger. Vi konkluderer derfor med at variabelen er stasjonær på førstedifferensiert form, $I(1)$.

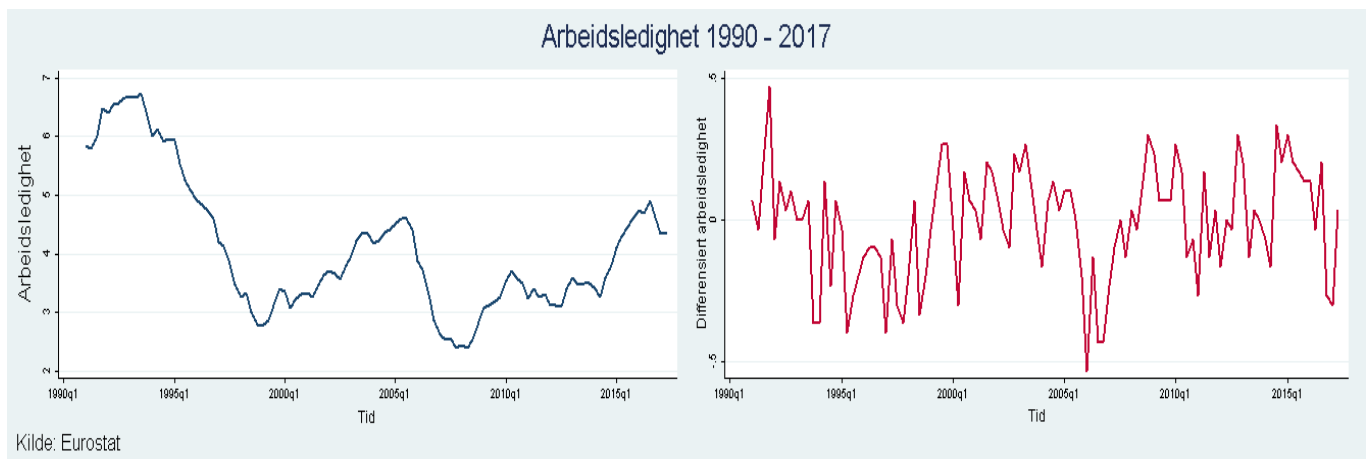
Figur 45: Boligmasse (K83)



7.7 Arbeidsledighet

Tall for arbeidsledighetsraten er hentet fra Eurostat og strekker seg tilbake til 1990. I den grafiske fremstillingen kan arbeidsledighetsraten vise tegn til stasjonæritet på nivåform. Resultatene fra ADF-testen kan ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonæritet. På differensiert form konkluderer ADF-testen derimot med at variabelen er stasjonær for alle variasjoner og lags. Vi konkluderer derfor med at arbeidsledighetsraten er stasjonær på differensiert form, $I(1)$.

Figur 46: Arbeidsledighet



8. Jacobsen og Naug sin boligprismodell

I 2004 publiserte økonomene Dag Henning Jacobsen og Bjørn Erik Naug artikkelen *Hva driver boligprisene?* i Norges Banks tidsskriftserie *Penger og Kreditt*, hvor de utleder en økonometrisk modell for det norske boligmarkedet¹. Formålet med modellen var å identifisere hvilke fundamentale faktorer som bidro til at boligprisene mer enn tredoblet seg i perioden fra andre kvartal 1990 til første kvartal 2004. Analysen deres indikerer at rente, nybygging, arbeidsledighet og husholdningenes inntekter er de viktigste forklaringsvariablene for boligprisene. Videre benyttes modellen til å predikere fremtidig boligprisutvikling gitt at disse variablene utvikler seg i tråd med analysene i Norges Banks Inflasjonsrapport. Til slutt benyttes avviket mellom faktisk og modellestimert boligpris som et mål på om boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentale faktorer eller ikke, gitt visse betingelser.

Over estimeringsperioden testet Jacobsen og Naug løpende og tilbakedaterte verdier for følgende potensielle forklaringsvariablers påvirkning på boligprisene: husholdningenes samlede (nominelle) lønnsinntekter, indeksene for betalt husleie og samlet husleie i konsumprisindeksen (KPI), øvrige deler av KPI justert for avgifter og uten energivarer (KPI-JAE), ulike mål på realrenten etter skatt, boligmassen (slik den måles i nasjonalregnskapet), arbeidsledighetsraten (registrert ledighet), tilbakedatert vekst i boligprisene, husholdningenes gjeld, totalbefolkningen, andel av befolkningen i alderen 20-24 og 25-39 år, ulike mål på flytting/sentralisering og TNS Gallups' indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi.

Listen over forklaringsvariabler er lang i forhold til antall observasjoner i estimeringsperioden, og for å få mest mulig meningsfulle resultater ble det estimert en rekke modeller som kun inkluderte delmengder av variablene. Deretter ble modellene forenklet ved å pålegge restriksjoner som ikke ble forkastet av data og som lettet tolkningen av dynamikken i boligmarkedet. Forklaringsvariablene som ble påvist å ha signifikant effekt på boligprisene er inkludert i den endelige modellen.

Lønnsinntektene hadde en signifikant effekt på boligprisene og inngår i den endelige modellen². Inntekt har direkte påvirkning på betalingsevnen, og økte inntekter kan derfor medføre økt betalingsvilje. Høy boliggetterspørsel kan føre til stor konkurranse om boligene blant kjøperne, noe som kan presse kjøpers

¹ I 2004 var begge forfatterne ansatt i Norges Bank. Jacobsen var konsulent i Avdeling for verdipapirmarkeder og Naug var seniorrådgiver i Forskningsavdelingen.

² Skattemotiverte svingninger i aksjeutbytte hadde stor betydning for den målte utviklingen i husholdningenes disponible inntekter i estimeringsperioden. Disse svingningene i aksjeutbytte har trolig hatt liten effekt på husholdningenes boliggetterspørsel, og lønnsinntekter benyttes derfor i stedet for disponibel inntekt som forklaringsvariabel i modellen (Jacobsen og Naug, 2004).

betalingsvilje opp mot betalingsevnen. Lønnsvekst kombinert med høy etterspørsel kan dermed resultere i sterk boligprisvekst.

Resultatene ga at husleie og andre konsumpriser generelt hadde liten eller ingen effekt på boligprisene. Det nevnes at grunnen til dette kan være at utleie i borettslag utgjorde en vesentlig andel av husleieindeksene i KPI i estimeringsperioden, samtidig som en del husleier var sterkt regulert. Man bør derfor være forsiktig med å bedømme boligprisnivået basert på forholdet mellom boligpriser og husleie i KPI, ettersom de ikke nødvendigvis reflekterer leieprisene man ville observert i et friere marked.

Bankenes utlånsrente viste seg å ha sterk signifikant effekt på boligprisene i alle modeller, mens effektene av markedsrenter var insignifikant i modeller som også inkluderte utlånsrenten. En mulig forklaring på hvorfor markedsrentene ikke viste signifikans, kan være at styringsrenten ble brukt for å stabilisere den kortsiktige utviklingen i kronekursen på 90-tallet. Dette kan ha medført at husholdningene på den tiden anså observert rente som et anslag på fremtidig rente, men at det ikke har vært tilfellet i like stor grad senere. Det ble avdekket at renteendringer har en sterk korttidseffekt, noe som kan indikere at boligetterspørselen reagerer på endrede markedsrenter før utlånsrenten endres. Det er mulig renteforventninger blir undervurdert i modellen, som følge av at markedsrentene også kan fange opp endrede konjunkturutsikter.

Ettersom det tar tid å bygge nye boliger og nybyggingen per år er lav i forhold til den totale boligmassen, vil boligprisene i hovedsak fluktuere med endringer i etterspørselen på kort sikt. Selv om boligmassen på kort sikt er relativt stabil på, vil den tilpasse seg til etterspørselen på lang sikt. En langsiktig modell for boligprisene bør derfor inneholde variabler for utviklingen i boligmassen, som bygge- og tomteknader og prisen på nye boliger. Jacobsen og Naug inkluderer samlet boligmasse som et mål på nybygging i sin modell.

Ifølge analysen hadde arbeidsledighet en signifikant effekt på boligprisene. Forfatterne begrunner inkluderingen av denne variabelen med at økt ledighet gir forventninger om lavere lønnsvekst og økt usikkerhet om fremtidig inntekt for seg selv og andre. Husholdningenes forventninger til norsk økonomi generelt reagerte raskt på endringer i ledigheten, men det tok lenger tid før husholdningene justerte forventningene til sin egen økonomi. Arbeidsledighetsraten kan også fungere som et mål på konjunkturutviklingen i landet.

Jacobsen og Naug finner ikke signifikante effekter av tilbakedatert vekst i boligprisene, hvilket antyder at husholdningene i liten grad benytter observert boligprisvekst som indikator for framtidig boligprisvekst. I så fall reduseres faren for at boligprisene skal bli overvurdert i forhold til fundamentale forhold.

Husholdningenes gjeld viste ikke signifikante effekter på boligprisene, verken når de testet for hele estimeringsperioden eller når gjeldsvariabelen kun inngikk for perioden 1990-93. Isolert sett kan dette tyde på at kreditten til husholdningenes boligkjøp ikke var begrenset av bankenes lønnsomhet i estimeringsperioden, selv om forfatterne skriver at andre typer lån til husholdningene trolig var begrenset av bankenes lønnsomhet i den samme perioden.

Det ble ikke funnet grunnlag for å kunne si at flytting eller demografiske forhold har signifikante effekter på boligprisene direkte. De fastslår imidlertid at demografiske endringer påvirker lønnsinntektene, og derigjennom har en indirekte effekt på boligprisene.

TNS Gallups' indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi er korrelerer sterkt med boligprisveksten, men også med rente og arbeidsledighetsraten. Etersom rente og ledighet er egne forklaringsvariabler i den endelige modellen, har Jacobsen og Naug utformet en forventningsvariabel som er korrigeret for effekter av rente og ledighet. Forventningsvariabelen er konstruert på en slik måte at den skal kunne fange opp effekter av ikke-fundamentale forhold, slik som endrede politiske forhold, endrede utsikter for norsk økonomi og negative sjokk som krig, terror og børsfall. Variabelen er signifikant, selv om de ikke finner holdepunkter for at sjokk i forventningene har bidratt til økt boligprisvekst i estimeringsperioden.

Den foretrukne modellen til Jacobsen og Naug er en feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene. Modellen uttrykker sammenhengen mellom boligprisveksten og de signifikante forklaringsvariablene i nominelle størrelser, fordi dette ga bedre føyning enn modeller bestående av realverdier. Jacobsen og Naug sin modell for boligprisveksten er gitt ved (Jacobsen og Naug, 2004):

$$\begin{aligned} \Delta \text{boligpris}_t = & 0,12 \Delta \text{inntekt}_t - 3,16 \Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t - 1,47 \Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} + 0,04 \text{FORV}_t \\ & - 0,12 \left[\text{boligpris}_{t-1} + 4,47 (\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} + 0,45 \text{ledighet}_t \right. \\ & \left. - 1,66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-i} \right] + 0,56 + 0,04 S1 + 0,02 S2 + 0,01 S3 \end{aligned}$$

Uttrykket i klammeparentesen måler avviket mellom boligprisene og en estimert langtidssammenheng for boligpris, rente, ledighet, inntekter og boligmassen. Koeffisienten på $-0,12$ forteller at boligprisene øker (faller) med 0,12 prosent i kvartal t dersom boligprisene ligger én prosent under (over) den estimerte langtidssammenhengen i kvartal $t - 1$, gitt at alt annet holdes konstant.

Modellen har en forklaringskraft på $R^2 = 0,8773$. Det betyr at over 87 prosent av endringene i boligprisene kan forklares av endringer i de variablene som inngår i modellen. Dette regnes som relativt høy, men modellen viser likevel svakheter. Svakhhetene drøftes senere i kapittelet.

8.1 Forventningsvariabelen

I sin boligprismodell gjør Jacobsen og Naug et forsøk på å fange opp effekten husholdningenes forventninger har på boligprisutviklingen ved å justere TNS Gallups' trendindikator for effekter av arbeidsledighet og rente. Årsaken til at rente og ledighet utelates fra forventningsvariabelen er at disse allerede inngår som separate forklaringsvariabler i den endelige boligprismodellen. Forventningsvariabelen har dermed som formål å reflektere de forventningene husholdningene har til fremtiden som skyldes andre forhold enn rente og arbeidsledighet. Den benyttede trendindikatoren er ikke justert for sesong eller tilfeldige variasjoner. Forfatterne oppgir ikke hvorfor de velger å anvende ujusterte tall, men det kan være fordi de selv ønsker kontrollen over hvilke effekter det justeres for. I tillegg kan justert data være revidert i etterkant, mens ujusterte tall vil være konsistent over tid. Ved reestimeringen av Jacobsen og Naug sin boligprismodell vil derfor den ujusterte indikatoren benyttes¹.

Jacobsen og Naug konstruerer forventningsvariabelen som skal fange opp samspillet mellom forventninger og boligpris ved først å se hvor stor del av trendindikatoren som kan forklares av rente- og ledighetseffekter. I artikkelen modelleres dette i en egen forventningsmodell som tar hensyn til både kort- og langsiktige effekter². Deretter benytter de den uforklarte delen av forventningsmodellen videre som en forklaringsvariabel i den endelige boligprismodellen. Dermed består forventningsvariabelen av de forventningene som husholdningene har til fremtiden som skyldes andre forhold enn rente og arbeidsledighet. Dette gjøres i håp om at den variasjonen i forventningene som ikke blir forklart av renter og arbeidsledighet, skal kunne fange opp husholdningenes forventninger til fremtidig boligprisutvikling. Formålet med forventningsmodellen kan derfor betraktes som et forsøk på å isolere den mest relevante faktoren. Forventningsmodellen er gitt ved:

$$\Delta E_t = C - \beta_1 \Delta(\text{RENTE} (1 - \tau)) - \beta_2 \Delta(\text{ledighet}_t) - \beta_3 E_{t-1} - \beta_4 (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} - \beta_5 \text{ledighet}_{t-1} + \beta_6 S1 + \beta_7 S2 + \beta_8 S3$$

Der ΔE_t er den delen av trendindikatoren som forklares av rente- og arbeidsledighetseffekter. Feilledet i regresjonen er altså den delen av variasjonen i trendindikatoren som forventningsmodellen ikke klarer å fange opp. Forventningsvariabelen kan derfor uttrykkes ved:

$$FORV = (E - F) + 100 \cdot (E - F)^3$$

¹ TNS Gallup publiserer ikke den ujusterte trendindikatoren, men vi har fått den tilsendt på forespørsel.

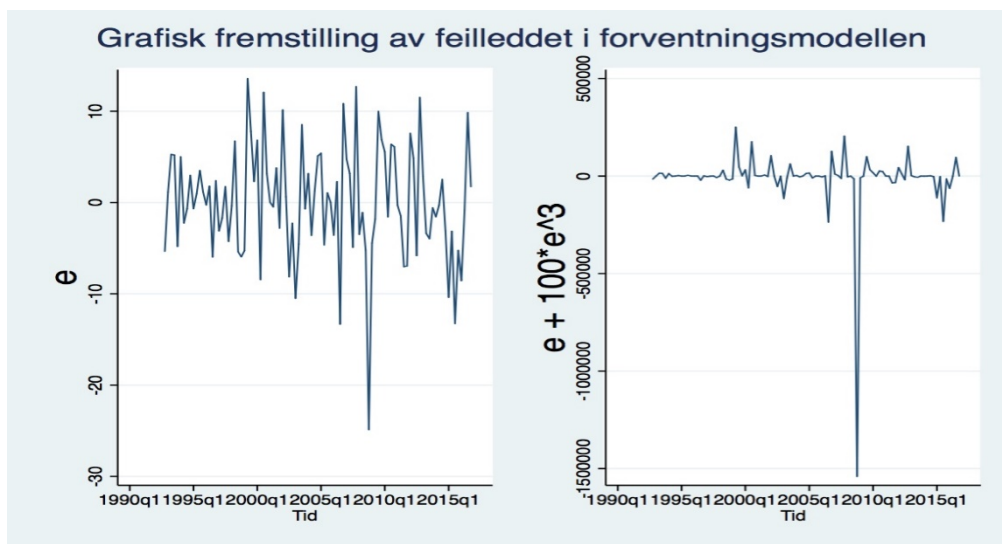
² Forventningsmodellen er en feiljusteringsmodell. Et karakteristisk trekk ved disse modellene er at det korrigeres for forrige periodes avvik fra en likevektssammenheng..

E er TNS Gallups' ujusterte trendindikator målt som rate over to kvartaler (Finans Norge, 2017), F er andelen av E som forklares av rente og arbeidsledighet, uttrykt ved ΔE_t i forventningsmodellen. Dersom feilleddet i regresjonen beskrives som den gjør i STATA, ved e , kan modellen fremstilles mer intuitivt som dette:

$$FORV = e + 100 \cdot e^3$$

Det nevnes ikke i artikkelen hvorfor Jacobsen og Naug inkluderer det siste leddet, $100 \cdot e^3$, i sin forventningsvariabel. Som vi ser i den grafiske fremstillingen i figur 47, kan det virke som det siste leddet legges til for å glatte ut mindre variasjoner slik at modellen kun fanger opp sjokk og større svingninger i husholdningenes forventninger. Det kan nesten se ut som om FORV-variabelen nå fungerer som en dummyvariabel for finanskrisen.

Figur 47: Grafisk fremstilling av feilleddet i forventningsmodellen

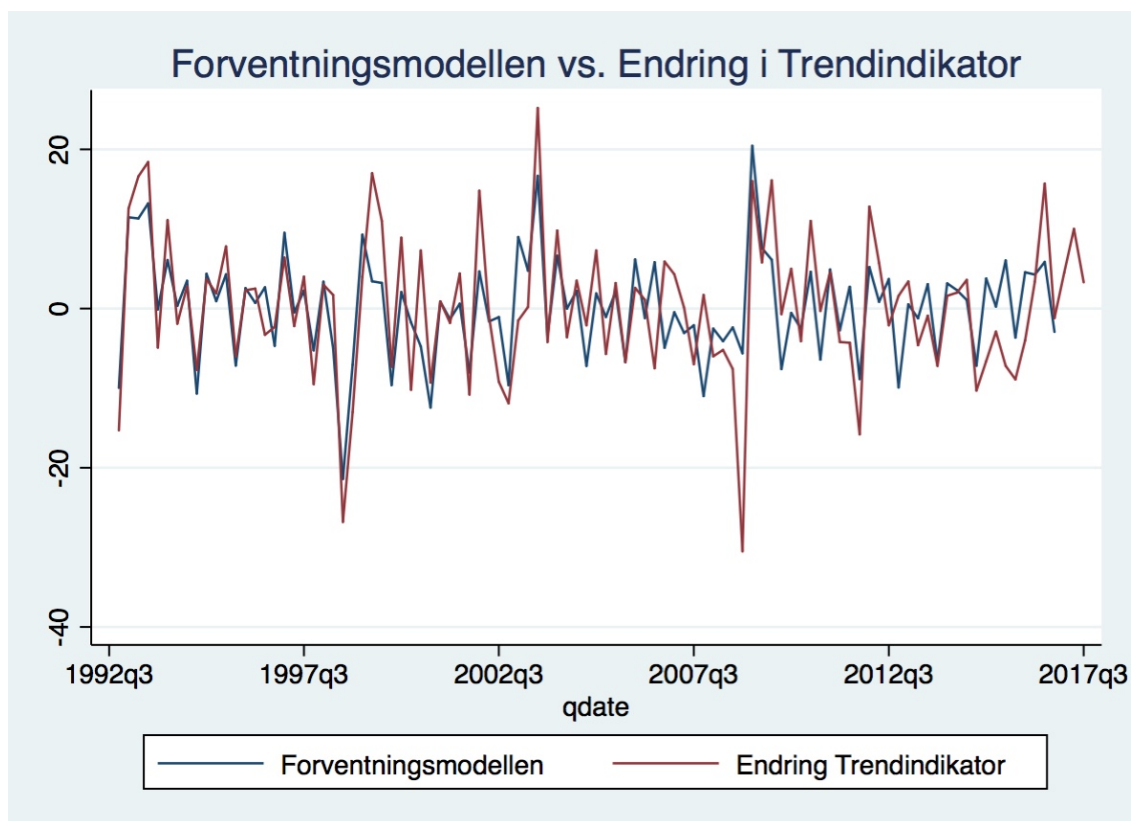


Tabell 4: Resultater fra reestimering av forventningsmodellen

Forventningsmodellen	Jacobsen og Naug		Reestimering	
ΔE_t	1992-2004		1992-2017	
Forklaringsvariabel	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta(RENTE(1-\tau))_t$	12,96***	(6,68)	-11,02***	(5,49)
$\Delta ledighet_t$	-0,43***	(2,47)	-0,31**	(2,14)
E_{t-1}	-0,11	(1,06)	-0,07	(1,34)
$(RENTE(1-\tau))_{t-1}$	-0,40	(0,24)	-0,51	(1,26)
$ledighet_{t-1}$	-0,03	(0,82)	0,01	(0,21)
S1	0,21***	(4,57)	0,09***	(4,87)
S2	0,10***	(4,49)	0,06***	(3,43)
S3	0,22***	(5,61)	0,10***	(5,55)
Konstant	-0,07	(0,39)	-0,02	(0,30)
Observasjoner	46		97	
R^2	0,80		0,52	
F	Ukjent		11,86	
DW (Durbin-Watson)	2,03		1,86	

Vår reestimering av modellen avviker naturlig nok litt fra Jacobsen og Naug sine estimater. Likevel samsvarer koeffisientverdiene relativt godt med de i artikkelen. Den reestimerte modellen inkluderer flere observasjoner over en lenger tidsperiode, og har en forklaringskraft på 48 prosent. Det tilsier at variasjonen i rente og arbeidsledighet forklarer mindre av endringen i trendindikatoren nå enn da Jacobsen og Naug estimerte sin forventningsmodell. Dette fremstår som plausibelt ettersom flere av de største avvikene fra trendindikatoren som har kommet i etterkant av 2005 kan forklares ved forhold som ikke har spilt like stor rolle for renten og arbeidsledigheten. Her ser vi også at forventningsmodellen ikke fanger opp finanskrisen, noe feilleddet spesielt på endret form gjør. I tillegg fremstår modellen som mindre volatil enn de reelle endringene i trendindikatoren. Det er verdt å poengtere at det altså ikke er forventningsmodellen (ΔE_t) som brukes videre i boligprismodellen, men snarere den delen av variasjonen i trendindikatoren som forventningsmodellen ikke klarer å fange opp (E – F). Grafen i figur 48 presenteres primært for å tydeliggjøre hvorfor differansen i R^2 oppstår.

Figur 48: Forventningsmodellen sammenlignet med endring i trendindikatoren



8.2 Reestimering av modellen

I artikkelen *Hva driver boligprisene?* (2004) har Jacobsen og Naug kommet frem til en foretrukket boligprismodell ved å kjøre en 1-steps feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene. I sin modell pålegger forfatterne en restriksjon om at inntekt og boligmasse skal ha samme langtidseffekt på boligprisveksten, men med motsatt fortegn¹. Dette oppnås ved at de konstruerer en variabel for differansen mellom inntekt og boligmassen. De langsiktige koeffisientene som estimeres ved regresjon rapporteres ikke direkte i den langsiktige likevekten til Jacobsen og Naug. Man finner de langsiktige koeffisientene i deres boligprismodell ved å dividere regresjonsestimerte koeffisienter med koeffisienten til den laggede boligprisen og multiplisere med minus en. I artikkelen rapporteres korttidseffektene og den estimerte langtidssammenhengen i én ligning. I et forsøk på å gjenskape boligprismodellen til Jacobsen og Naug, har vi reestimert modellen for periodene 1996-2004 og 1996-2017. Førstnevnte for å se om vi sitter på noenlunde samme datagrunnlag, og sistnevnte for å se om modellen passer like godt med et utvidet datasett og utviklingen i boligprisene siden artikkelen ble publisert i Norges Banks tidsskriftserie *Penger og Kreditt* i 2004. Dersom koeffisientestimatene holder seg omtrent på samme nivå

¹ Jacobsen og Naug begrunner dette med at lønnsinntektene og boligmassen var sterkt korrelerte når de justerte for sesong, og at det derfor ville gi uskarpe estimater om de inngikk separat (Jacobsen og Naug, 2004).

i det utvidede datasettet, kan vi si at modellen er robust. Endrer koeffisientene seg mye er modellen derimot svak, og den vil ikke være optimal dersom formålet er å predikere fremtiden. Vi har ikke kunnet gå lenger tilbake enn til 1996 på grunn av manglende datagrunnlag, noe som gir langt færre observasjoner for perioden frem til 2004. For å kunne sammenligne de reestimerte koeffisientene med de opprinnelige, presenteres de ulike versjonene i tabell 5.

Tabell 5: Jacobsen og Naug sin boligprismodell. Opprinnelig og reestimerte modeller¹

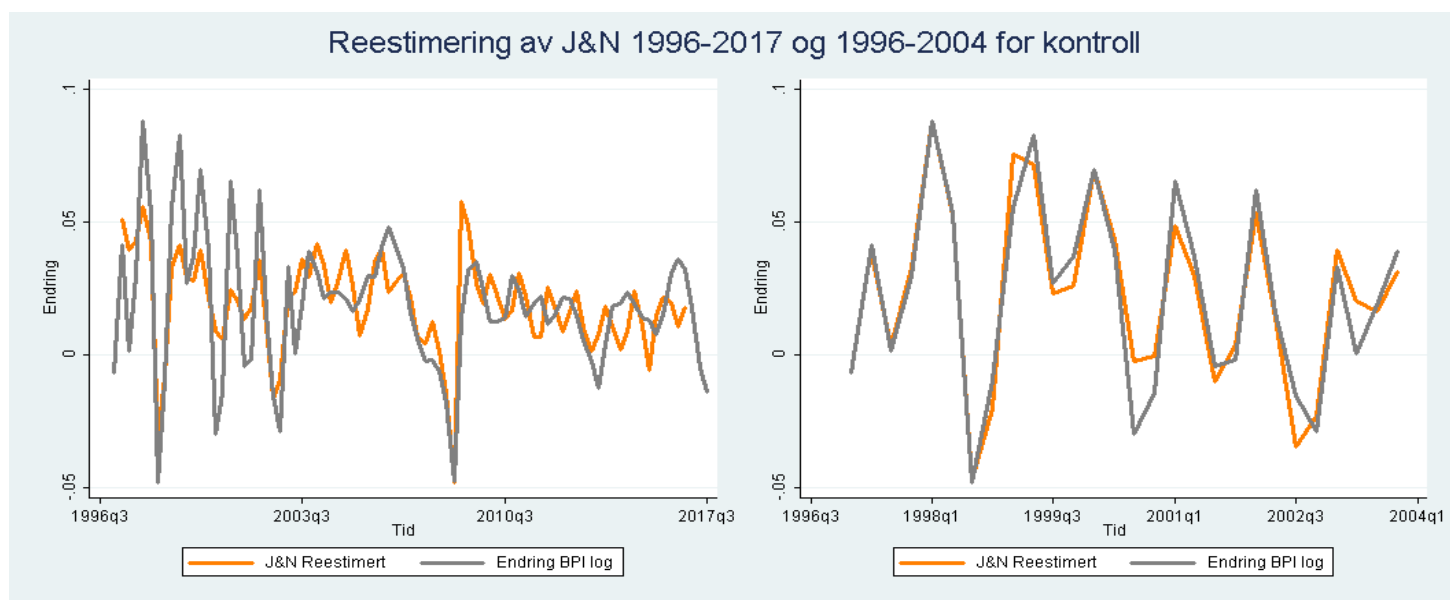
Boligprismodellen	Jacobsen og Naug		Reestimering		Reestimering	
$\Delta\text{boligpris}_t$	1992-2014		1996-2017		1996-2004	
Forklaringsvariabel	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta\text{inntekt}_t$	0,12*	(1,94)	-0,07	(0,92)	-0,12	(0,71)
$\Delta(\text{RENTE } (1-\tau))_t$	-3,16***	(7,04)	-2,74***	(4,19)	-3,32***	(4,31)
$\Delta(\text{RENTE } (1-\tau))_{t-1}$	-1,47***	(3,27)	-0,52	(0,88)	-1,31	(1,74)
FORV_t	0,04***	(3,09)	0,03***	(2,79)	0,04	(0,9)
boligpris_{t-1}	-0,12***	(5,69)	-0,04	(1,14)	0,05**	(1,19)
$(\text{RENTE } (1-\tau))_{t-1}$	-0,54**	(2,54)	-1,18***	(4,35)	-0,23**	(2,86)
ledighet_t	-0,054***	(3,48)	0,029	(0,02)	-0,001***	(3,00)
$(\text{inntekt-boligmasse})_{t-1}$	0,2***	(8,63)	0,19**	(5,56)	-0,22***	(1,65)
S1	0,04**	(3,35)	0,013**	(2,2)	-0,04***	(4,99)
S2	0,02*	(1,80)	0,005	(0,82)	-0,02	(1,72)
S3	0,01	(0,73)	-0,003	(0,45)	0,02**	(2,08)
Konstant	0,56***	(3,42)	-0,58**	(1,75)	-0,31	(0,82)
Observasjoner	56		79		27	
R^2	0,87		0,53		0,91	
F	Ukjent		6,96		13,25	
DW (Durbin-Watson)	2,57		1,62		1,96	

¹ Koeffisientene i den langsiktige ligningen fra den opprinnelige modellen har blitt endret for å gjøre dem sammenlignbare med våre modellestimater.

Små bokstaver angir at variabelen oppgis på logaritmisk form, kursiv betegner langtidssammenhengen.

Feiljusteringsmodeller forutsetter i utgangspunktet en balansert modell hvor de samme variablene inngår både på endringsform og i lagget form. Boligprismodellen til Jacobsen og Naug er ikke balansert og inneholder derfor nullrestriksjoner, noe som ikke nevnes i deres artikkel¹. Ettersom ikke alle variablene inngår på både kort og lang sikt, er det antydning til at deres modell er testet ned for å komme frem til en modell som for eksempel inneholder kun signifikante variabler. Forventningsvariabelen inngår på nivåform i korttidsløsningen. Dette er noe uvanlig for en standard feiljusteringsmodell. I 1-steps feiljusteringsmodeller viser signifikansen til justeringsparameteren om variablene som inngår i modellen er kointegrert eller ikke. I den reestimerte modellen er parameteren signifikant på sterkeste signifikansnivå, noe som impliserer at boligpris, inntekt og boligmasse er kointegrert. En Dickey-Fuller test av restleddet bekrefter dette. Det samme gjelder rentevariabelen dersom denne er ikke-stasjonær. Justeringsparameteren til ledighet er imidlertid ikke signifikant i den reestimerte modellen.

Figur 49: Reestimering av Jacobsen og Naug, 1996-2017 og 1996-2004



8.3 Tolkning av koeffisientene fra reestimeringen 1996-2017

Den reestimerte modellen for perioden 1996-2017 har en forklaringskraft på 53 prosent, mens den opprinnelige modellen hadde en forklaringskraft på over 87 prosent. Det betyr at 47 prosent av variasjonen i boligprisene fremdeles er uforklart i den oppdaterte modellen. Koeffisientene til enkelte forklaringsvariabler er svært forskjellig mellom den opprinnelige og den oppdaterte modellen, både når det gjelder koeffisientenes størrelser og i hvilken retning de påvirker boligprisene. Dette kan antyde at

¹ Forventningsdataene fra TNS Gallup går kun tilbake til tredje kvartal 1992. Variabelen $FORV_t$ er derfor lik null for periodene frem til tredje kvartal 1992.

den opprinnelige modellen er konstruert for å maksimere forklaringskraften. Den manglende stabiliteten i koeffisientestimatene insinuerer at modellen bygger på for få observasjoner eller feilspesifiserte forklaringsvariabler, og at den ikke er robust. For de logaritmiske forklaringsvariablene er de estimerte koeffisientene lik elastisitetene, og koeffisientene forteller hvilken effekt en endring i variablene på én prosent vil ha på prosentvis endring i boligprisen. Forklaringsvariablene som oppgis på nivåform har koeffisienter som viser hvilken effekt en endring i variabelen på én enhet har på den prosentvise endringen i boligpris.

Tabell 6: De kortsiktige effektene i Jacobsen og Naug

Forklaringsvariabel	Koeffisient	Standardavvik
$\Delta \text{inntekt}_t$	-0,07	(0,071)
$\Delta(\text{RENTE}(1-\tau))_t$	-2,74***	(0,653)
$\Delta(\text{RENTE}(1-\tau))_{t-1}$	-0,52	(0,592)
FORV _t	0,03***	(0,019)

Resultatene fra den reestimerte modellen tilsier at boligprisene vil falle med 0,3 prosent det første året dersom husholdningenes inntekt øker permanent med én prosent mens de andre variablene holdes konstant¹. Denne effekten bryter med økonomisk teori og er forskjellig fra hva vi forventet. Testresultatene viser imidlertid at koeffisienten ikke er signifikant forskjellig fra null, og effekten inntektsvekst har på boligprisveksten er dermed neglisjerbar på kort sikt. På den annen side virker det ikke naturlig at vekst i inntektene ikke vil påvirke boligprisene. Husholdningene er avhengig av inntekt for å kunne finansiere et boligkjøp, og inntektsnivået er i stor grad avgjørende for størrelsen på lånebeløpet som innvilges til investeringen. Vår økonomiske intuisjon tilsier at inntektsvekst og boligprisvekst samvarierer, noe korrelasjonstesten også antyder.

Ifølge den reestimerte modellen vil boligprisene falle med 2,1 prosent det første kvartalet dersom bankenes nominelle utlånsrente før skatt øker med ett prosentpoeng og de andre forklaringsvariablene ligger fast². Effekten er signifikant på strengeste konfidensnivå, og størrelsen på koeffisienten virker rimelig selv om effekten er noe mindre enn i den opprinnelige modellen. For å ta hensyn til eventuelle tregheter i økonomien har Jacobsen og Naug i tillegg inkludert en variabel som skal fange opp

¹ Inntektsvariabelen er oppgitt med kvartalsvise intervaller. Årlig effekt på boligprisen ved en økning på én prosent i husholdningenes inntekt = $-0,07\% \cdot 1\% \cdot 4 = -0,28\% \approx 0,3\%$.

² Dersom den nominelle renten før skatt øker med ett prosentpoeng, innebærer dette at renten etter skatt øker med $2,74\% \cdot (1 - 24\%) = 2,08\%$, gitt en skattesats på 24 prosent. Nettoeffekten av en rentøkning på én prosent er dermed $1\% \cdot (1 - 24\%) = 0,76\%$ når man tar hensyn til skatt.

etterslepet i renten fra forrige periode, som gir en samlet renteeffekt etter 2-4 kvartaler på 2,5 prosent. Den laggede rentevariabelen er ikke signifikant i den reestimerte modellen.

Den beregnede forventningsvariabelen har ifølge modellen en positiv effekt på boligprisutviklingen. Dersom husholdningenes forventninger øker med én enhet på nivåform, vil det isolert sett føre til en kortsiktig økning i boligprisene på 0,03 prosent. Koeffisienten er signifikant forskjellig fra null. Likevel er den relativt liten, noe som impliserer at boligprisene primært reagerer på store sjokk i forventningene. Ettersom variabelen er en feiljusteringsmodell som estimeres basert på en spørreundersøkelse, kan støy i utvalget forårsake små endringer i forventningsvariabelen.

Tabell 7: De langsiktige effektene i Jacobsen og Naug

Forklaringsvariabel	Koeffisient	Standardavvik
$(RENTE (1-\tau))_{t-1}$	-1,18***	(0,272)
$ledighet_t$	0,03***	(0,017)
$(inntekt-boligmasse)_{t-1}$	0,19	(0,073)

Koeffisienten til den laggede boligprisvariabelen er tiltenkt å forklare hvordan prisene påvirkes av å ligge utenfor den estimerte sammenhengen mellom boligpris, bankenes utlånsrente, ledighet, inntekt og boligmasse over tid. En utfordring ved tolkningen av de langsiktige effektene i den reestimerte modellen for perioden 1996-2017, er at koeffisienten til den laggede boligprisvariabelen ikke er signifikant forskjellig fra null. Det gir enorme utslag i modellen når de regresjonsestimerte langtidskoeffisientene skal divideres med en koeffisient som er tilnærmet null. Vi finner det derfor rimelig å beskrive effektene av de langsiktige koeffisientene direkte, uten å ta hensyn til den ikke-signifikante laggede boligprisvariabelen. At den laggede boligprisvariabelen ikke er forskjellig fra null, kan tolkes som at den oppdaterte modellen i større grad tillater at boligprisene avviker fra for eksempel utviklingen i rente over tid, uten at prisene nødvendigvis betraktes som signifikant overvurderte i forhold til fundamentalverdi.

Ved en permanent økning i bankenes nominelle utlånsrente før skatt på ett prosentpoeng, vil boligprisene falle med 0,8 prosent dersom de øvrige forklaringsvariablene forblir uendret. Den kortsiktige effekten av renteendringer er dermed sterkere enn langtidseffekten. En mulig forklaring på dette er at renteendringer slår sterkt ut i husholdningenes forventninger på kort sikt. Isolert sett fører en renteøkning til forventninger om fallende boligpriser, noe som kan gjøre at husholdninger som vurderer å kjøpe seg inn i eller opp i boligmarkedet heller velger å utsette boliginvesteringen. Dette kan medføre at boligprisene faller relativt kraftig på kort sikt før de korrigeres noe opp igjen på lang sikt, fordi det

oppfattes som relativt mer gunstig å kjøpe boligen senere. Den langsiktige renteeffekten på boligprisutviklingen er sterkt signifikant.

Videre impliserer den reestimerte modellen at boligprisene vil øke med 0,03 prosent dersom arbeidsledighetsraten stiger med én prosent. En permanent økning i ledigheten fra 4 til 5 prosent, vil ifølge modellen innebære at boligprisene stiger med 0,75 prosent over tid¹. En årsak til at koeffisienten har relativt lav verdi, kan være at den ikke er lagget. Endring i arbeidsledigheten vil trolig ikke ha en umiddelbar effekt på boligprisene, men heller i nær fremtid. Jacobsen og Naug sitt argument for å inkludere denne variabelen på tid t i langtidslikningen, er at dette ga best føyning da modellen ble utarbeidet². På forhånd forventet vi å finne negativ signifikant korrelasjon mellom boligpris og ledighet. I reestimeringen av modellen viser imidlertid testresultatene at koeffisienten til arbeidsledighetsraten er positiv, men også at den ikke lenger er signifikant forskjellig fra null. Vi finner det lite sannsynlig at arbeidsledigheten ikke har noen påvirkning på boligprisene. Det er antatt at ledighet i stor grad påvirker realøkonomien, som igjen vil påvirke boligprisene. På bakgrunn av dette argumenterer vi for at betydningen av arbeidsledighet muligens underestimeres i modellen, spesielt med tanke på at effektene av arbeidsledighet også er trukket ut av forventningsvariabelen.

Før man tar hensyn til koeffisienten til den laggede boligprisvariabelen i de ulike modellene, er koeffisienten til langtidseffekten av differansen mellom inntekt og boligmasse i den reestimerte modellen relativt lik som i den opprinnelige modellen. Den oppdaterte modellen antyder at en økning i inntektene på én prosent vil øke boligprisene med 0,2 prosent på lang sikt. Boligprisvekst vil gi økt nybygging og boligmasse over tid, og den samme prosentvise økningen i boligmassen vil gi en tilsvarende reduksjon i boligprisene. Det betyr at boligprisene vil øke på lang sikt dersom lønnsinntektene vokser mer enn boligmassen, mens det motsatte vil skje dersom vekstraten til boligmassen overstiger lønnsveksten. Denne langtidseffekten er signifikant på middels nivå, men koeffisientestimatet kan bli forventningsskjevt og inkonsistent dersom boligmassen er endogen. Dette kan potensielt føre til feiltolkning av de langsiktige effektene som lønnsinntektene og boligmassen har på boligprisveksten. Vi finner det like rimelig at boligmassen blir påvirket av boligprisen, som vi finner det rimelig at boligprisen påvirkes av inntektene. Endringer i boligmassen avhenger av nybygging og avgang, og boligprisene er avgjørende for antallet boliger som bygges. Eksempelvis kan stigende boligpriser gi større fortjenestepotensial for utbyggere som dermed øker byggeaktiviteten. På den annen side kan det hende noen velge å kjøpe

¹ En økning i arbeidsledighetsraten fra 4 til 5 prosent innebærer at ledigheten øker med $\frac{5\%-4\%}{4\%} = 25\%$.

² Det er uvanlig å finne eksempler på at variabler med dagens verdi (på tidspunkt t) inkluderes i en langtidslikevekt. Dette gjør det litt vanskelig å tolke den impliserte betydningen av denne koeffisienten. Vi velger derfor å tolke den direkte.

bruktbolig fremfor å bygge selv dersom bruktboligprisene er lavere enn kostnaden ved å bygge nytt, gitt lik standard.

8.3.1 Har inntekt og boligmasse den samme langtidseffekten på boligprisveksten?

Ettersom det er sterk korrelasjon mellom boligmassen og lønnsinntektene når det justeres for sesong, argumenterer Jacobsen og Naug for at de estimerte effektene av variablene blir svært uskarpe dersom de inngår med separate koeffisienter i regresjonen. De har gjennomført en F-test som gir at de ikke kan forkaste en hypotese om at de to variablene har samme koeffisient med motsatt fortegn. På bakgrunn av dette pålegger de i sin modell at inntekt og boligmasse har den samme langtidseffekten med motsatt fortegn. I vårt datasett for perioden 1996-2004 er korrelasjonen mellom inntekt og boligmasse 0,99 når det justeres for sesongvariasjoner. Begge variablene inneholder imidlertid også trend, noe det kan virke som Jacobsen og Naug ikke har tatt hensyn til. Når vi undersøker samvariasjonen mellom inntekt og boligmasse justert for både sesong og trend, får vi en korrelasjonskoeffisient på 0,69. Korrelasjonen mellom variablene er fremdeles relativt sterk, men det er tvilsomt at det er riktig å pålegge at de har samme langsiktige effekt med motsatt fortegn.

8.4 Modifisering og datamining

I dette avsnittet presenterer vi resultater fra ulike modifikasjoner av modellen. Vi har eksperimentert litt med dette for å se om det er endringer som kan gjøres i modellen for å få den til å forklare endringer i boligpris enda bedre. Vi har valgt ikke å gå videre med noen av modellene og teste for robusthet da vi på dette tidspunktet ikke fant videre arbeid med verken Jacobsen og Naug sin boligprismodell eller modifikasjoner av modellen hensiktsmessig for utredningen. Følgende modifikasjoner og tester er utført på datasettet:

- Testet hva som skjer dersom inntektsvariabelen fjernes. Denne variabelen hadde ikke signifikant effekt i den reestimerte modellen.
- Forsøkt å sette arbeidsledighet på endringsform selv om denne var på nivåform i Jacobsen og Naug sin opprinnelige boligprismodell. Arbeidsledighet er en av variablene som kan vise tegn til stasjonaritet på nivåform, og det kan være grunnen til at Jacobsen og Naug har valgt å inkludere den på denne formen. I tillegg inngår ledighet i langtidssammenhengen til boligprislikningen. Der er ingen av variablene på endringsform, kun logaritmisk. De burde derfor vise tegn til å være stasjonære på logaritmisk form for å sikre modellen mot spuriøse resultater.
- Testet hva som skjer dersom alle variablene er på felles endringsformat.
- Testet hva som skjer dersom det inkluderes dummyvariabler for finanskrisen og endring i renteforskriftene. Finanskrisens dummyvariabel har vi satt til å starte i tredje kvartal 2007 og slutte

i tredje kvartal 2009. Tidsperioden bestemmes ved at vi ser på hvilken periode som fanger opp fallet og påfølgende stabilisering opp til normalnivå i BPI i kjølvannet av krisen. Dummyen for endrede renteforskrifter starter i første kvartal 2017, da endringene trådte i kraft. Denne dummyen ville ha vært mer relevant dersom vi skrev denne oppgaven et par år frem i tid, da det antas at tidsperioden foreløpig er for kort til virkelig å kunne fange opp meningsfulle effekter med denne dummyvariabelen.

- Prøvd å legge til igangsatte og ferdigstilte boliger for å se om dette kunne bedre modellen. Begge variablene er testet for ulike variasjoner av antall lagger. På bakgrunn av nøyere testing valgte vi å lagge variabelen for igangsatte boliger to perioder.
- Testet hva som ville skjedd dersom vi la til igangsatte boliger, for så å reestimere for 1996-2004. Dette lot seg imidlertid ikke gjøre da vi kun har tilgang til historisk kvartalsdata for igangsatte boliger tilbake til første kvartal 2000.
- Testet hva som skjer dersom vi kun ser på korttidseffektene i boligprismodellen.
- Testet hva som skjer dersom vi kun ser på langtidseffektene i boligprismodellen.
- Testet hva som skjer dersom vi bytter ut boligprisindeksen med gjennomsnittspriser for boliger i Oslo med en størrelse på 90 kvadratmeter i perioden fra første kvartal 2003 til tredje kvartal 2017. Gjennomsnittsprisene er satt opp på tilsvarende format som boligprisindeksen i Jacobsen og Naug sin boligprismodell, altså logaritmisk endringsform og logaritmisk form lagget én periode. Grunnen til at vi velger prisen på en 90 kvadratmeter stor bolig i Oslo, og ikke for eksempel snittet av kvadratmetersnittprisen, er at vi gjennom dialog med Krogsveen har fått tilgang til prisen på denne boligstørrelsen. Dette blir brukt videre i en av våre alternative boligprismodeller, og vi fant det derfor hensiktsmessig å sammenligne felles avhengig variabel.
- Testet hva som skjer dersom vi bytter ut boligprisindeksen med gjennomsnittspriser for boliger i Oslo med en størrelse på 90 kvadratmeter i perioden fra første kvartal 2003 til tredje kvartal 2017, i en modell som også inkluderer igangsatte og fullførte boliger i boligprismodellen.

Tabell 8: Resultater fra datamining

Hva som er gjort	Andre variabler	Tid	Obs.	R ² (reestimert modell 0,53)	Kommentar
Fjernet inntektsvariabel	Fjerner inntekt fra sammenhengen ln(inntekt-boligmasse)	1996-2017	79	0,49	Sammenhengen ln(inntekt-boligmasse) faller bort. Boligmasse alene ikke signifikant.
Endringsform av ledighet	Som i den reestimerte modellen	1996-2017	79	0,55	Arbeidsledighet ikke signifikant på endringsform. Minimal bedring i R ²
Alle variabler på endringsform	Som i den reestimerte modellen	1996-2017	79	0,53	Endring ledighet nå signifikant***, ln(inntekt-boligmasse) ikke lenger signifikant
Alle variabler på endringsform	Fjernet inntektsvariabel	1996-2017	79	0,52	Endring ledighet nå signifikant***, ln(inntekt-boligmasse) ikke lenger signifikant
Alle variabler på endringsform	Dummy lagt til for f.krise og låneforskrifter. Fjernet inntektsvariabel.	1996-2017	79	0,54	Dummy for f.krise ikke signifikant. Låneforskrift ikke signifikant. FORV nå bare **
Dummy finanskrise og låneforskrift	Som i den originale modellen	1996-2017	79	0,57	Dummy for f.krise ** signifikant. FORV nå bare **
Dummy finanskrise	Fjerner FORV-variabel	1996-2017	79	0,54	Dummy for f.krise nå ***
Lagt til l2.igangsatte boliger	Som i den reestimerte modellen	2000-2017	65	0,57	l2. endringsform av igangsatte boliger signifikant på *
Lagt til ferdigstilte boliger	Som i den reestimerte modellen	2000-2017	65	0,49	Endringsform ferdigstilte boliger ikke signifikant
Bytte ut BPI med 90kvm bolig Oslo	Bytter ut lagget BPI med lagget pris 90 kvm bolig Oslo	2003-2017	55	0,67	Relativt høy forklaringskraft, men l1.varianten av renten er ***
Bytte ut BPI med 90kvm bolig Oslo	Lagt til l2.igangsatte boliger. Endret lagget BPI med lagget pris 90 kvm bolig Oslo	2003-2017	55	0,69	Relativt høy forklaringskraft, men kun l1.varianten av renten er ***. l2.igangsatte boliger er ikke signifikant

8.4.1 Kommentarer til datamining

Ved å fjerne inntektsvariabelen forstyrres den oppkonstruerte langtidslivekten og modellen mister mye av sin fortolkningskraft. Variabelen boligmasse skifter fortegn og modellen må nå heller ses på som en mer regulær regresjonsmodell. Forklaringskraften reduseres og det oppnås lite av relevant betydning ved å fjerne inntektsvariabelen. Vi finner det derfor ikke hensiktsmessig å gå videre med en modell uten inntektsvariabel. Det samme gjelder dersom vi setter alle variabler på felles endringsform. Modellen blir nå lettere å tolke, men vi føler langtidslivekten er såpass viktig for modellens oppbygning at vi har valgt ikke å gå videre med denne modifikasjonen av modellen.

Et interessant funn ved dataminingprosessen, er at vi finner at dersom en dummyvariabel for finanskrisen inkluderes i samme modell som forventningsvariabelen, FORV, vil dette føre til at ingen av variablene er signifikante på 1% signifikansnivå. Begge er likevel signifikante på 5%. Dersom en av variablene utelates, vil både forventningsvariabelen og dummyvariabelen for finanskrisen være signifikante på 1%. Med støtte i den grafiske fremstillingen av forventningsvariabelen og som et resultat av testing i dataminingprosessen, trekker vår konklusjon i retning av at justering av feilparameteren i forventningsmodellen er gjort for å fange opp variasjonene i boligpris som følger av tilsvarende forventningssjokk som det som ble forårsaket av finanskrisen.

Vi ønsket også å teste variablene igangsatte boliger og ferdigstilte boliger fordi vi anser dette som to interessante variabler. Det er i realiteten disse som representerer tilskuddet til tilbudssiden i markedet. L2 av variabelen igangsatte boliger viser tegn til å kunne være av interesse da den er signifikant på 10% signifikansnivå. Grunnen til at vi velger å lagge variabelen 2 ganger baseres på grafisk tolkning og videre datamining ettersom det ser ut til å gi bedre føyning. Ferdigstilte boliger viser lite tegn til relevans i dette modelloppsettet. I tillegg er tilgjengelig datamateriale noe begrenset for begge variabler når ingen av tallene ble rapportert før 2001. Den reestimerte boligprismodellen har en høyere forklaringskraft for samme periode og vi finner at det å legge til variabler med lav signifikans som reduserer den justerte forklaringskraften ikke er hensiktsmessig på dette stadiet.

Ved første øyekast kan det se ut som om det å modifisere Jacobsen og Naug sin boligprismodell til en liknende boligprismodell for Oslo gir bedre resultater. I vår dataminingprosess fikk vi det som kunne se ut som en høyere forklaringskraft ved å bytte ut boligprisindeksen for hele landet med hva vi i rent dataminingøyemed anså som et substitutt for boligprisindeks i Oslo i form av gjennomsnittsprisen for en bolig på 90 kvadratmeter. Ved etterprøving viser det seg imidlertid at resultatene kan ha kommet som følge av et mindre datasett med færre observasjoner over en periode med variasjoner som samsvarer bedre med modellen. Dette kommer tydeligere frem dersom vi tester Jacobsen og Naug sin boligprismodell for samme periode som den dataminede Oslomodellen. Jacobsen og Naug sin boligprismodell har i samme periode, 2003-2017, en forklaringskraft på 78 prosent sammenlignet med 67 prosent for den dataminede Oslomodellen.

8.5 Diskusjon av Jacobsen og Naug sin boligprismodell

Det første problemet som utmerker seg er at vi ikke kan utelukke at boligprismodellen inneholder autokorrelasjon, potensielt som følge av feilspesifikasjon. I artikkelen benyttes en Durbin-Watson-test, som er lite egnet for testing av autokorrelasjon når modellen er multivariat og lagget variabel inngår som forklaringsvariabel (ADL-modell) i tillegg til at ikke-stasjonære variabler er inkludert. Jacobsen og Naug oppgir en DW-teststatistikk på 2,57, som ligger i et intervall hvor vi ikke kan konkludere hvorvidt det er

autokorrelasjon i modellen¹. En Ljung-Box-test avdekker imidlertid førsteordens autokorrelasjon, og konkluderer med at det er systematikk i feileddene². Til slutt gjennomførte vi en Breusch-Godfrey-test som konkluderer med ingen autokorrelasjon³. Disse tvetydige testresultatene gjør det vanskelig å konkludere endelig. Konsekvensene dersom autokorrelasjon er tilstede i restleddet, er at OLS gir gale standardavvik, inferenstesting vil ikke være gyldig og man kan trekke gale slutninger om hvorvidt en variabel har signifikant effekt på boligprisene. Om dette er årsaken til at Jacobsen og Naug ikke oppgir standardavvik for koeffisientene direkte i sin artikkel vites ikke. En mulig løsning kan være å respesifisere modellen.

De relativt store avvikene mellom koeffisientene i den opprinnelige og den reestimerte modellen er urovekkende. Ustabiliteten tyder på at elastisitetene fra modellen ikke er godt egnet til å forklare effektene de ulike variablene har på boligprisene over tid, og spesielt ikke hvilken effekt de vil ha på boligprisene i fremtiden. For å illustrere steg boligprisene i siste kvartal 2012, mens modellen predikerte et prisfall på 13 prosent.

Jacobsen og Naug har konstruert en feiljusteringsmodell utenom det vanlige. Normalt defineres langtidslukevekter med variabler som er lagget én gang mer enn variablene i den kortsiktige likevekten. Argumentet med å inkludere arbeidsledighet på tidspunkt t i den langsiktige løsningen fordi det gir best føyning fremstår derfor noe merkelig. Dessuten inngår den differensierte rentevariabelen på tidspunkt $t - 1$ i korttidslukevekten, noe som muligens burde ført til at likevekten på lang sikt var gitt på tidspunkt $t - 2$. Alternativt impliserer spesifikasjonen nullrestriksjonene.

Videre er det bemerkelsesverdig at artikkelen til Jacobsen og Naug ikke nevner trend overhodet. Vår erfaring tilsier at det er en underliggende trend i flere av de nominelle variablene, noe som bekreftes når vi tar en rask titt på grafiske fremstillinger av tidsseriene. Ved å ta hensyn til trend kunne modellens prediksjonskraft potensielt blitt forbedret, gitt at de inkluderte variablene er riktige. Dersom det hadde blitt tatt hensyn til trend, kan det også tenkes at forfatterne ikke ville pålagt modellen en tilsynelatende urimelig restriksjon om at inntekt og boligmasse har den samme langsiktige effekten med motsatt fortegn. Vi viste at denne restriksjonen er noe upresis justert for trend.

¹ For å kunne konkludere med at det er ingen autokorrelasjon i modellen, må teststatistikken fra Durbin-Watson ha en verdi i intervallet 1,938-2,062. Den reestimerte modellen for perioden 1996-2017 får også en DW-observator som gjør det umulig å konkludere. DW-observatoren for den reestimerte modellen for perioden 1996-2004 er imidlertid i intervallet for ingen autokorrelasjon.

² Ljung-Box for små utvalg gir en teststatistikk på $Q^* = 5,34$, mens kritisk verdi er 3,84. Ettersom $Q^* >$ kritisk verdi, forkastes nullhypotesen om ingen autokorrelasjon.

³ Se vedlegg 3 for utskrift av BG-test og grafisk fremstilling av LB-test.

Vi skulle gjerne sett at artikkelen i større grad belyser potensielle feilkilder som kan bidra til å svekke modellens validitet, som eventuelle endogene variabler, simultanitetsproblemer eller spuriøsitet. Eksempelvis forklarer modellen at lavere renter gir boligprisvekst, men høyt press i boligmarkedet kan også føre til at sentralbanken reagerer ved å øke renten som et virkemiddel for å dempe prisveksten. Videre er forholdet mellom boligprisnivået og nivået for bygge- og tomtekostnader i stor grad bestemmende for byggeaktiviteten, samtidig som byggeaktiviteten påvirker tilbudet av boliger og dermed prisene i markedet. Basert på dette anser vi det som en rimelig påstand at boligmassen er endogen, mens renten ikke nødvendigvis er fullstendig eksogen. Det virker derfor naturlig å diskutere disse potensielle feilkildene når vi forsøker å forklare hvilke forhold som påvirker boligprisene. Simultanitetsproblemet kan løses ved å introdusere instrumentvariabler i modellen. En instrumentvariabel skal være sterkt korrelert med variabelen den erstatter, samtidig som den ikke korrelerer med feilleddet. Ettersom det er krevende å definere disse variablene, har vi besluttet ikke å gå nærmere inn på instrumentvariabler i denne utredningen.

Tidsserien som ligger til grunn for analysen er heller ikke optimal. Prisveksten var relativt sterk i hele perioden som Jacobsen og Naug bygger sin modell på, både når det gjelder i norsk økonomi generelt og i boligmarkedet spesielt. Datasettet i artikkelen inkluderer kun slutten av nedgangsperioden som endte i 1993, og det er derfor få observasjoner som kan fange opp sammenhenger før og under et eventuelt sterkt sjokk. I den oppdaterte modellen har vi ikke en gang fått med slutten av denne perioden, men vi hadde en finanskriser rundt 2008 som kan ha påvirket boligprisene på den tiden. En grunn til begrensningene i historisk data, er at det ikke var noen systematisk innsamling av informasjon om kvartalsvise boligpriser før Norges Eiendomsmeglerforbund startet med dette i 1990¹. Når modellen baseres på en estimeringsperiode uten stokastiske sjokk blir det vanskelig å identifisere variabler som driver et eventuelt sjokk. Ved å inkludere en forventningsvariabel virker det likevel sannsynlig at de har lyktes med å fange opp effekter av større endringer i husholdningenes forventninger.

Modellen er aggregert opp til å måle prisendringer for landet som helhet, og fanger dermed ikke opp geografiske eller demografiske forskjeller. Boliggetterspørselen i ulike områder vil trolig påvirkes av befolkningens sammensetning og flyttemønstre, og det er derfor sannsynlig at urbanisering har hatt stor effekt på boligprisene i sentrale områder. Jacobsen og Naug erkjenner i artikkelen at flytting har påvirket

¹ Jacobsen og Naug baserer sin modell på boligprisstatistikken til NEF. Det fremgår ikke av artikkelen hvorfor deres estimeringsperiode starter først i andre kvartal 1990, men en mulig forklaring kan være at boligprisene ble samlet inn kun på årlig basis i perioden 1985-1990. SSBs kvartalsvise boligprisindeks for brukte boliger strekker seg ikke lenger tilbake enn 1991 (se kapittel 3).

de regionale boligprisene i ulik retning, og at det også kan ha bidratt til å endre den gjennomsnittlige boligprisen på landsbasis.

Selv om modellen ikke nødvendigvis er veldig godt egnet til å predikere fremtidig prisutvikling, gir artikkelen relevante forslag som bidrar i diskusjonen om hva som driver endringene i boligmarkedet. Jacobsen og Naug testet blant annet en rekke variabler som er utelatt fra modellen fordi de ikke er signifikante i deres datasett, og det kan være interessant å teste noen av disse på nytt i et utvidet datasett som strekker seg over en lenger periode med flere og større svingninger.

Det er viktig å være oppmerksom på at vårt datagrunnlag ikke er identisk med det som er benyttet for å komme frem til resultatene i artikkelen til Jacobsen og Naug. Vi tar derfor forbehold om at resultatene som fremkommer fra våre analyser og de konklusjonene som trekkes basert på disse, kan avvike fra det som ville vært tilfellet med identiske datasett.

9. Vector Error Correction Model

I dette kapitlet er formålet å utarbeide en modell som utnytter tilstedeværelsen av variabler som deler en felles langsiktig stokastisk trend til å se hvordan innbyrdes forhold mellom variablene påvirker boligprisen. Vi vil derfor utvikle en VECM-modell som først skal modellere det som har skjedd, og senere utnytte dette til å se på hva som kan skje fremover. Som vi var inne på i teorikapitlet, bruker en VECM-modell forrige periodes avvik fra langtidslukevekten til å påvirke korttidsdynamikken. Modellen regner altså ut hastigheten en variabel bruker på å returnere til likevekt gitt endring i andre variabler. VECM-modeller egner seg spesielt godt i makroøkonomiske tidsserier fordi de har mulighet til å analysere både kortsiktig og langsiktig informasjon. Når det gjelder valg av variabler som skal brukes i modellen, har vi valgt å teste for alle variabler som er ikke-stasjonære på nivåform, men som er stasjonære etter én differensiering, $I(1)$. Konstruksjon av VECM-modeller bærer preg av å ha et relativt smalt utvalg av empiri å støtte seg til, noe som legger begrensninger spesielt ved tolkning av enkelte resultater fra robusthetstester. Grunnen til at vi har valgt å ekskludere variabler som er stasjonære på nivåform, kommer av antakelsen om at det er større sannsynlighet for å finne kointegrerte forhold, som modellen avhenger av, i variabler som ikke er stasjonære på nivåform. Videre avhenger flere robusthetstester av at alle inkluderte variabler er $I(1)$.

Vi ønsker å konstruere en nøktern modell som inkluderer variabler som ikke har vært så mye brukt tidligere. Variablene vi har valgt å inkludere i modellen, er $\Delta \ln \text{RealBPI}$, $\Delta \ln \text{RealGjeld}$, $\Delta \text{Arbeidsledighet}$ og $\Delta \ln \text{Boligmasse}$. Bakgrunnen for valget av disse variablene er at vi har ønsket å utelukke renten, nettopp fordi renten viser seg å være veldig toneangivende i andre modeller. I tillegg så vi i kapittel seks at realrenten viser tegn til å være stasjonær på nivåform. Det antas her at renteeffekter fanges indirekte opp gjennom de andre variablene, og antakelsen baserer seg på at rentenivået er en sterk driver i økonomien generelt og dermed påvirker alle variablene vi har med i modellen. Jacobsen og Naug velger i sin boligprismodell å ekskludere gjeld som forklaringsvariabel¹. Endringer i markedsdynamikken gir grunn til å mistenke at husholdningenes tilgang til kreditt i dag kan være begrenset av offentlige reguleringer, og derfor vurderer vi denne variabelkombinasjonen som meget interessant til vårt formål.

¹ Begrunnelsen for å utelate husholdningenes gjeld som forklaringsvariabel i boligprismodellen til Jacobsen og Naug, var ifølge forfatterne at koeffisienten kun vil være identifiserbar dersom kreditten er begrenset av bankenes lønnsomhet eller offentlige reguleringer. De fant ikke holdepunkter for at kreditten var begrenset i analyseperioden 1993-2004 (Jacobsen og Naug, 2004).

9.1 Lagstruktur

Vi starter med å bestemme hvilken lagstruktur modellen skal ha. Optimal lagstruktur eller laglengde finner vi ved å minimere informasjonskriteriene FPE, AIC, BIC og HQIC¹. Ved hjelp av varsoc-kommandoen i dataanalyseverktøyet STATA 13 genererer vi tabell 9. Rapporten sier hvilken laglengde hver av informasjonskriteriene anser som optimal. FPE og AIC indikerer tre lagger, mens HQIC og BIC indikerer én lag. Det er viktig ikke å overtilpasse modellen, spesielt når utvalget vi jobber med er relativt lite. I en av våre tidligere modellkonstruksjoner tillot vi informasjonskriteriene å finne optimal laglengde gitt restriksjoner om maksimal laglengde under ti lagger. Dette resulterte i at FPE og AIC foreslo fem lagger, og vi valgte derfor å gå videre med dette. Gjennom nøyere testing og vurderinger fant vi ut at modellen med fem lagger viste tegn til overfitting, og det var mistanke om at vi modellerte støy. I den endelige modellkonstruksjonen la vi derfor inn restriksjoner om maksimal laglengde på fire, noe som ga utslag i at FPE og AIC foreslo tre lagger. Ved testing finner vi at én lag svekker modellens robusthet ved å vise tegn til autokorrelasjon, ikke bare i Lagrange multiplikator-test, men også grafisk. Autokorrelasjon i restleddene indikerer at modellen er feilspesifisert. Vi opererer med data på kvartalsnivå, og når g lagger er inkludert i varsoc-testen tilsvarer dette $g - 1$ lagger i VECM-modellen, noe som innebærer at vi ser på et halvt-års laggede verdier i vår modell. I en studie testet Liew (2004) hvilket informasjonskriterie som presterer best i VAR-modeller, og kom frem til at AIC og FPE presterer overlegent bedre enn de andre kriteriene i små utvalg. Både AIC og FPE forslår tre lagger gitt maksrestriksjonen på fire lagger. På bakgrunn av dette faller vårt valg på tre lagger, selv om dette også er et relativt høyt antall lags sett i forhold til utvalget som er relativt lite.

Tabell 9: Lagstruktur: ulike informasjonskriteriers forslag til lagstruktur i VECM²

Lag	FPE	AIC	HQIC	BIC
0	3.6e-15	-21.9043	-21.8549	-21.7807
1	8.2e-16	-23.3879	-23.1411*	-22.7699*
2	7.9e-16	-23.4276	-22.9834	-22.3152
3	7.1e-16*	-23.5503*	-22.9087	-21.9435
4	7.4e-16	-23.5185	-22.6796	-21.4173

¹ FPE er «Final Prediction Error», AIC er Akaike's informasjonskriterie, HQIC er Hannan-Quinn's informasjonskriterie og BIC er Schwarz' Bayesianske informasjonskriterie. Stjerne* angir optimal laglengde.

² Tabellen baserer seg på estimering for perioden 3. Kvartal 1993 – 3. Kvartal 2016, maksimal lagantall er satt til 10. Endogene variabler: $\Delta \ln \text{RealBPI}$, $\Delta \ln \text{RealGjeld}$, $\Delta \text{Arbeidsledighet}$ og $\Delta \ln \text{Boligmasse}$.

9.2 Testing for kointegrasjon

Variabelgjennomgangen vi gjorde tidligere i oppgaven ga oss en idé om hvilke variabler vi med rimelighet kan anta at har et kointegrert forhold. På bakgrunn av gjennomgangen og med et ønske om å lage en modell som skal komplementere de øvrige modellene i utredningen, har vi valgt hvilke variabler som skal inngå i VECM-modellen. Derfor ønsker vi nå å teste om variablene i VECM-modellen inneholder en eller flere kointegrerte vektorer. Til dette bruker vi Johansens test for kointegrasjon. Vi benytter oss av den innebygde STATA 13-funksjonen *vecrank*. Tabell 10 viser teststatistikken fra vår Johansen-test av variablene. Testprosedyren fungerer slik at den starter med å teste om det finnes ingen kointegrerte likninger (rank $r = 0$). Dersom «trace statistic» ligger over 5% kritisk verdi vil nullhypotesen H_0 : ingen kointegrerte vektorer forkastes. Testen fortsetter så videre til neste rank ($r = 1$) og formulerer en ny nullhypotese H_0 : maksimalt én kointegrert likning. Dette fortsetter til H_0 aksepteres ved at «trace statistic» er under 5% kritisk verdi. I testen benyttes egenverdien til å bestemme «trace statistic».

Vi ser i tabell 10 at «trace statistic» for rank $r = 0$ ligger over 5% kritisk verdi, og vi forkaster H_0 . Det samme gjelder for rank $r = 1$. I dette tilfellet beholdes H_0 ved rank $r = 2$, der nullhypotesen er maksimalt to kointegrerte ligninger. Dersom nullhypotesen beholdes, tilsvarer ranknivået estimatet på antall kointegrerte forhold (Kuzemenko et al., 2017). Vi aksepterer derfor nullhypotesen om to kointegrerte likninger.

Ved å teste hele systemet for bivariat kointegrasjon som Lütkepohl (2004) foreslår, finner vi totalt to kointegrerte forhold (boligpris-gjeld og boligmasse-arbeidsledighet) Dette støtter opp under våre funn fra Johansen-testen.

Tabell 10: Resultater fra Johansens test for kointegrasjon i VECM¹

Rank	Parametere	LL	Egenverdi	Trace statistic	5% kritisk verdi
$r = 0$	36	913.12597		66.3461	47.21
$r = 1$	43	930.77237	0.37147	31.0533	29.68
$r = 2$	48	940.46001	0.22504	11.6781*	15.41
$r = 3$	51	944.34498	0.09718	3.9081	3.76
$r = 4$	52	946.29904	0.05012		

Lagger (3)

2. kvartal 1996 – 4. kvartal 2016

¹ Rank $r = n$ er antall kointegrerte likninger., LL er log-likelihood, stjerne* indikerer for hvilken rank «trace statistic» går under 5% kritisk verdi. H_0 : r eller færre kointegrerte vektorer og H_a : flere enn r kointegrerte likninger.

9.3 Modellestimering

Etter at lagstruktur og antall kointegrerte likninger er bestemt, kan vi nå estimere VECM-parametrene basert på informasjonen tidligere testing har gitt oss. Modellens resultater presenteres i tabell 11.

Vi kan uttrykke sammenhengen i modellen på følgende måte:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{RealBPI}_t = & \pi_0 + \sum_{t=1}^3 \pi_1 \Delta \ln \text{RealBPI}_{t-i} + \sum_{t=1}^3 \pi_2 \Delta \text{Arbeidsledighet}_{t-i} + \sum_{t=1}^3 \pi_3 \Delta \ln \text{RealGjeld}_{t-i} \\ & + \sum_{t=1}^3 \pi_4 \Delta \ln \text{Boligmasse}_{t-i} + \delta \text{ECT}_{t-1} + \epsilon_{1t} \end{aligned}$$

π_n betegner koeffisientene til de kortsiktige laggede sammenhengene for hver variabel mot $\Delta \ln \text{RealBPI}_t$. δ til ECT_{t-1} representerer $\ln \text{RealBPI}$ s justeringshastighet mot sin langsiktige likevekt. Dette leddet kan altså ses på som korreksjonsleddet i modellen. ECT_{t-1} bestemmes med utgangspunkt i den kointegrerte vektoren på følgende måte:

$$\delta \text{ECT}_{t-1} = \delta(\beta_1 \Delta \ln \text{RealBPI}_t + \beta_2 \Delta \text{Arbeidsledighet}_t + \beta_3 \Delta \ln \text{RealGjeld}_t + \beta_4 \Delta \ln \text{Boligmasse}_t)$$

I vår modell ser vi at feilkorreksjonsleddet «_ce1» er negativt og signifikant på 1% nivå. $\Delta \ln \text{RealBPI}_{_ce11t}$ har en signifikant koeffisient med verdi lik -0.868 ($p = 0,000$). Dette indikerer at det finnes en justering mot likevekt i systemet, og konklusjonen er at det finnes en langsiktig likevekt mellom $\ln \text{RealBPI}$ og valgte variabler.

Det kointegrerte forholdet som viser langsiktig likevekt kan illustreres på følgende måte:

$$\text{ce1} = \ln \text{RealBPI} + 0.254 \text{Arbeidsledighet} - 4.610 \ln \text{RealGjeld} + 0,085$$

Deretter normaliseres likningen ved at vi setter ce1 lik 0 og løser kointegrasjonslikningen med hensyn på $\ln \text{RealBPI}$ for å finne det kointegrerte forholdet vi er ute etter:

$$\ln \text{RealBPI} = -0.254 \text{Arbeidsledighet} + 4.610 \ln \text{RealGjeld} + 0,085$$

Tabell 11: Resultater fra VECM(3)¹

Periode = 1998K2-2016K3		Obs. = 74		Log likelihood = 962.5869		
Likning	Parametere	RMSE	R ²	X ²	p-verdi	
$\Delta \ln \text{RealBPI}$	11	0.020646	0.6337	110.7092	0.0000	
$\Delta \ln \text{Boligmasse}$	11	0.000546	0.1976	15.75678	0.1504	
$\Delta \text{Arbeidsledighet}$	11	0.171264	0.3508	34.57972	0.0003	
$\Delta \ln \text{RealGjeld}$	11	0.011558	0.6626	125.7018	0.0000	
Kortsiktig dynamikk						
	Koeffisient	Standardfeil	z	p-verdi	[95% konfidensintervall]	
$\Delta \ln \text{RealBPI}$						
$_ce1L1$	-0.868	0.175	-4.95	-0.000	-1.212	-0.524
$_ce2L1$	-2.955	0.603	-4.89	-4.139	-4.139	-1.771
Δarb_{t-1}	0.017	0.015	1.07	-0.014	-0.014	0.048
Δarb_{t-2}	0.021	0.013	1.56	-0.005	-0.005	0.047
$\Delta \text{gjeld}_{t-1}$	-0.994	0.246	-4.04	-1.478	-1.478	-0.511
$\Delta \text{gjeld}_{t-2}$	-0.353	0.221	-1.59	-0.788	-0.788	0.081
$\Delta k83_{t-1}$	11.269	4.465	2.52	2.517	2.517	20.020
$\Delta k83_{t-2}$	8.540	4.380	1.95	-0.055	-0.055	17.135
Konstant	-0.0000486	0.00242	-0.02	-0.0047	-0.0047	0.0046
Kointegrerte likninger						
Likning	Parametere		X ²	p-verdi		
$_ce1$ (ECM)	2		15.89871	0.0004		
$_ce2$	2		19.32687	0.0001		
Langsiktig dynamikk						
Beta	Koeffisient	Standardfeil	z	p-verdi	[95% konfidensintervall]	
$_ce1$ (ECM)						
$\ln \text{RealBPI}$	1
$\ln \text{Boligmasse}$	0
Arbeidsledighet	0.254	0.071	3.530	0.000	0.394	0.112
$\ln \text{RealGjeld}$	-4.610	1.730	-2.660	0.008	-8.001	-1.217
Konstant	0.085
$_ce2$						
$\ln \text{RealBPI}$	0
$\ln \text{Boligmasse}$	1
Arbeidsledighet	0.084	0.020	4.120	0.000	0.044	0.124
$\ln \text{RealGjeld}$	1.227	0.491	2.500	0.012	0.264	2.189
Konstant	-0.033

¹ Resultatet fra VECM(3) med de endogene variablene $\Delta \ln \text{RealBPI}$, $\Delta \ln \text{RealGjeld}$, $\Delta \text{Arbeidsledighet}$ og $\Delta \ln \text{Boligmasse}$. Δ betyr at variabelen er differensiert av første orden. Den øverste delen av tabellen viser tilpasningen til hver likning. R^2 er forklaringskraften og X^2 er kjikvadratstatistikken for ligningen. Estimerte parametere presenteres i normalt format med standardfeil, z-statistikker, signifikansnivå og med et 95% konfidensintervall. Den komplette koeffisientmatrisen presenteres i vedlegg 4.

Fra resultatene i tabell 11 vil vi først ta for oss de langsiktige sammenhengene. Det er $_ce1$ som i dette tilfellet er vår «target model». Vi ser at koeffisienten til arbeidsledighet og realgjeld er signifikant på 1% nivå. Boligmasse er i henhold til modellen ikke egnet til å forklare en langtidssammenheng. Kointegrasjonsresultatet, der vi transformerer kointegrasjonslikningen, viser at det finnes en langsiktig negativ sammenheng mellom arbeidsledighet og boligpris. SSB argumenterer i artikkelen «Hva bestemmer boligprisene?» for den enkle sammenhengen at i gode tider med lav arbeidsledighet vil flere ønske å kjøpe bolig samtidig som flere får lån, noe som gir høyere boligpriser (2004). Vi tolker det dithen at høyere arbeidsledighet vil medføre lavere etterspørsel som slår negativt ut på boligprisen. Den negative effekten på boligprisen som følge av arbeidsledighet kan også bli forsterket dersom folk som havner utenfor arbeidsmarkedet blir tvunget til å selge slik at tilbudet av boliger til salgs i markedet øker. Dette er drøftet mer i detalj i kapittel 6.3. Gjeldsvariabelen tilsier at det eksisterer en positiv langtidssammenheng mellom gjeld og boligpris. Kiyotaki og Moore (1997) argumenterer som nevnt i kapittel 6.1 for det samme, og Anundsen & Jansen (2003) finner også at boligprisene avhenger av husholdningenes gjeld på lang sikt.

Videre vil vi undersøke om det eksisterer kortsiktige sammenhenger mellom variablene. Dette gjøres ved å utføre en lineæritetstest der vi undersøker om hver enkelt variabel er signifikant forskjellig fra 0 for alle laglengder inkludert samtidig. Resultatene fra lineæritetstesten presenteres i tabell 12. Nullhypotesen er ingen kortsiktig sammenheng mellom boligpris og den respektive variabelen for alle inkluderte laglengder. Dersom nullhypotesen forkastes indikerer dette at det eksisterer en kortsiktig sammenheng mellom variablene.

Tabell 12: Resultater fra lineæritetstesting i VECM¹

Lineæritetstest	χ^2	p-verdi
Arbeidsledighet signifikant forskjellig fra 0, for alle laglengder inkludert (2)	2.63	0.2689
Gjeld signifikant forskjellig fra 0, for alle laglengder inkludert (2)	18.12	0.0001
Boligmasse signifikant forskjellig fra 0, for alle laglengder inkludert (2)	25.39	0.0000

¹ Variablene $\Delta \ln \text{RealGjeld}$, $\Delta \text{Arbeidsledighet}$ og $\Delta \ln \text{Boligmasse}$ for laglengder 1-4 sett opp mot $\Delta \ln \text{RealBPI}$. Δ betyr at variabelen er differensiert av første orden. χ^2 er kji kvadratstatistikken for testen. H_0 : ingen kortsiktig sammenheng.

Ser vi på resultatene fra testen i tabell 12 gir den en tydelig indikasjon på at det eksisterer en kortsiktig sammenheng mellom boligprisene og både gjeld og boligmasse. P-verdiene er begge sterkt signifikante ($p = 0,0001$ og $p = 0,0000$) og vi kan følgelig forkaste nullhypotesen om ingen kortsiktig sammenheng mellom variablene. Funnet relatert til gjeld er av særskilt stor interesse for oss. Vi har dessverre ikke kapasitet til å få rede på i denne utredningen nøyaktig hva som er grunnen til at gjelden nå er signifikant. Jacobsen og Naug valgte å utelate gjeldsvariabelen i deres modell basert på testing og et argument om at koeffisienten kun vil være identifiserbar dersom husholdningenes kreditt er begrenset av bankenes lønnsomhet eller offentlige reguleringer, noe de ikke fant holdepunkter for i deres estimeringsperiode (1993-2004). Basert på den endrede dynamikken i markedet siden Jacobsen og Naug publiserte sin artikkel i 2004, var det imidlertid grunnlag for å mistenke at forholdene nå har endret seg. Vår estimeringsperiode ser blant annet ut til å fange opp hvordan innføringen av egenkapitalkravet i 2012 har påvirket gjeldskoeffisienten¹. Vi har også med tallmateriale for gjelden i tre av kvartalene etter at 2017-utgaven av låneforskriftene trådte i kraft, men grunnet manglende oppdatert tallgrunnlag for boligmassen, stopper dessverre modellen i tredje kvartal 2016 og det blir dermed vanskelig å måle effektene av den nyeste endringen på nåværende tidspunkt. Et annet vel så prominent argument til hvorfor gjelden nå viser tegn til å være signifikant, kan være at renten har ligget på et lavt nivå over lang tid og at det dermed har vært relativt gunstig å ta opp gjeld for å finansiere boliginvesteringer. Vi vil ikke bruke mer tid på å spekulere i akkurat hvorfor vi finner gjelden signifikant, da vår modell ikke er bygget for å teste nettopp dette. Det ville imidlertid vært veldig interessant å reestimere modellen og teste den på nytt om et par år når datasettet er utvidet med flere observasjoner og mer variasjon i tallmaterialet. Da gjerne også å gjøre forsøk på å identifisere den bakenforliggende årsaken til signifikansen.

Vi finner også at boligmassen påvirker boligprisene på kort sikt. Dette samsvarer bra med økonomisk teori og vår empiriske gjennomgang av driveren igangsatte boliger som er nært tilknyttet SSBs mål for boligmassen (k83). Vi tolker resultatet som at dersom boligmassen allerede har kommet over langtidlikevekten, vil boligprisene bli påvirket på kort sikt. Til slutt finner modellen ingen kortsiktig sammenheng mellom arbeidsledighet og boligpris.

9.4 Stabilitetstesting

I etterkant av VECM-estimeringen er det normal prosedyre for denne typen modeller å kontrollere stabilitetsbetingelsen til estimatene. Selv om vi under kointegrasjonstesten fant antall kointegrerte

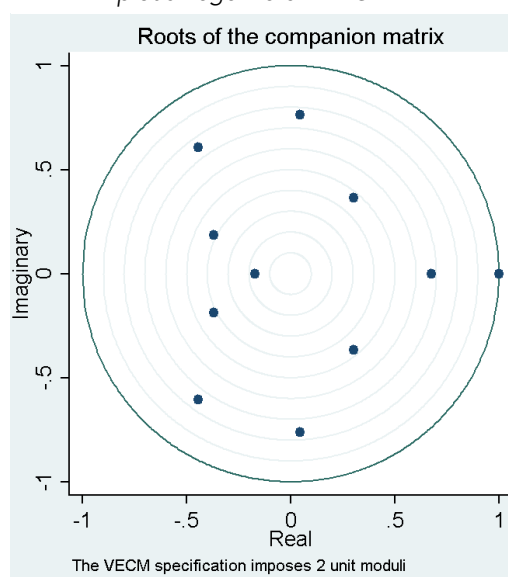
¹ Egenkapitalkravet som ble innført i 2012 sier at alle boligkjøpere må finansiere minimum 15 prosent av boliginvesteringen med egenkapital, dvs. at man kan gjeldsfinansiere maksimalt 85 prosent av kjøpesummen. Se kapittel 6.5 for mer om boliglånsforskriftene.

forhold, antok denne testen at alle variablene er I(1), altså stasjonære etter én differensiering. Stabilitetstesten skal kunne avdekke om denne antakelsen er feil, det vil si om den kointegrerte funksjonen vi antar stasjonær grunnet input av kun I(1)-variabler i realiteten er ikke-stasjonær. I tillegg gir testen indikasjoner på om antall kointegrerte forhold er feilspesifisert. Resultatene av testen er presentert i figur 51. Dersom en VECM-modell har g endogene variabler vil det være $g - r$ enheter egenverdi i følgematrisen (StataCorp, 2016). Siden vi opererer med fire endogene variabler g og to kointegrerte vektorer r , vil dette si at vi kun skal ha to enheter egenverdi. For at antakelsen om stabilitet skal holde, må moduli for de resterende egenverdiene r være strengt lavere enn én ($r < 1$).

Figur 51: Resultater fra stabilitetstesting av VECM

Egenverdi	Moduli
1	1
1	1
-0.459 ± 0.763i	0.764
0.443 ± 0.606i	0.751
0.676	0.676
0.301 ± 0.365i	0.474
-0.369 ± 0.186i	0.413
-0.172	0.172

Figur 50: Følgematrise med plot av egenverdi i VECM



Som det fremgår av figur 50 og 51 ser vi at to av røttene er lik 1. Dette er i tråd med modellens oppbygning. For at antakelsen om stabilitet skal holde kan ingen av de resterende moduli være lik 1. Kravet ser ut til å være oppfylt og vi observerer at ingen moduli er spesielt nære 1 (0.0764). Dette indikere at modellen ikke har flere enn to kointegrerte forhold og at den er stasjonær. StataCorp (2012) rapporterer at det ikke finnes noen distribusjonsteori for å måle hvor nært røttene kan være 1 og samtidig antyde stabilitet i modellen, men på bakgrunn av resultatene velger vi å konkludere med at 0,764 ikke er nært nok 1 til å si at modellen har flere enn to kointegrerte forhold eller at den ikke er stasjonær. Vi velger derfor å konkludere med at modellen ikke viser svakhetstegn i denne testen.

9.5 Autokorrelasjon

Feilspesifikasjon er et relevant tema i forbindelse med utarbeidelsen av modeller, og vi har derfor valgt å teste modellen for eventuell autokorrelasjon. I henhold til vanlig VECM-prosedyre benyttes Lagranges multiplikator (LM)-test¹. Resultatene presenteres i tabell 13.

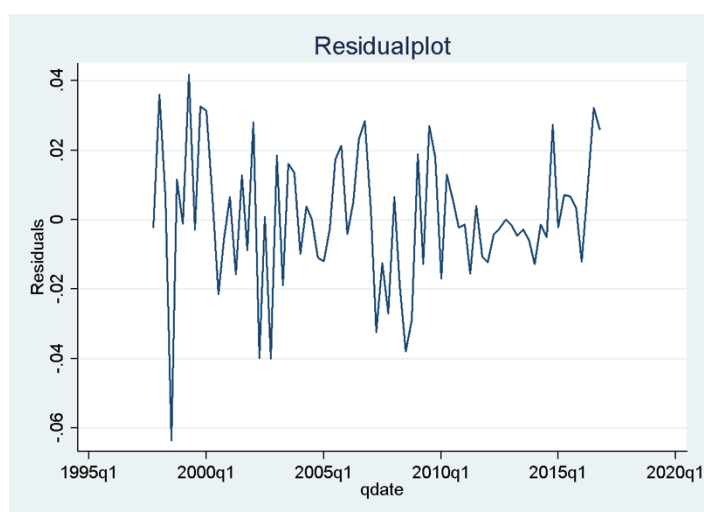
Tabell 13: Resultater fra Lagrange multiplikator test i VECM

Laglengde	χ^2	DF	p-verdi
1	26.5506	16	0.047
2	26.9706	16	0.042
3	23.0697	16	0.112

H_0 : ingen autokorrelasjon for gitt laglengde

Nullhypotesen i en LM-test er ingen autokorrelasjon. P-verdier lavere enn 0,05 vil derfor indikere at vi har autokorrelasjon i restleddene. Vi observerer vi at verdiene til lag (1) og lag (2) er signifikante og dermed indikerer problemer med autokorrelasjon. Siden VECM-modellering ikke er like utbredt som OLS, kan vi ikke undersøke nærmere rundt problemet med en tradisjonell test for autokorrelasjon, slik som for eksempel en Breusch-Godfrey- eller Durbin-Watson-test da disse ikke er kompatible med modellstrukturen i VECM. En alternativ løsning for å avdekke autokorrelasjon er derfor å tegne feilleddene i et grafisk plot. I plottet kan vi undersøke om restleddene er stasjonære ved å se om variasjonen i leddene opptrer som hvit støy eller om de viser tegn til å være korrelerte.

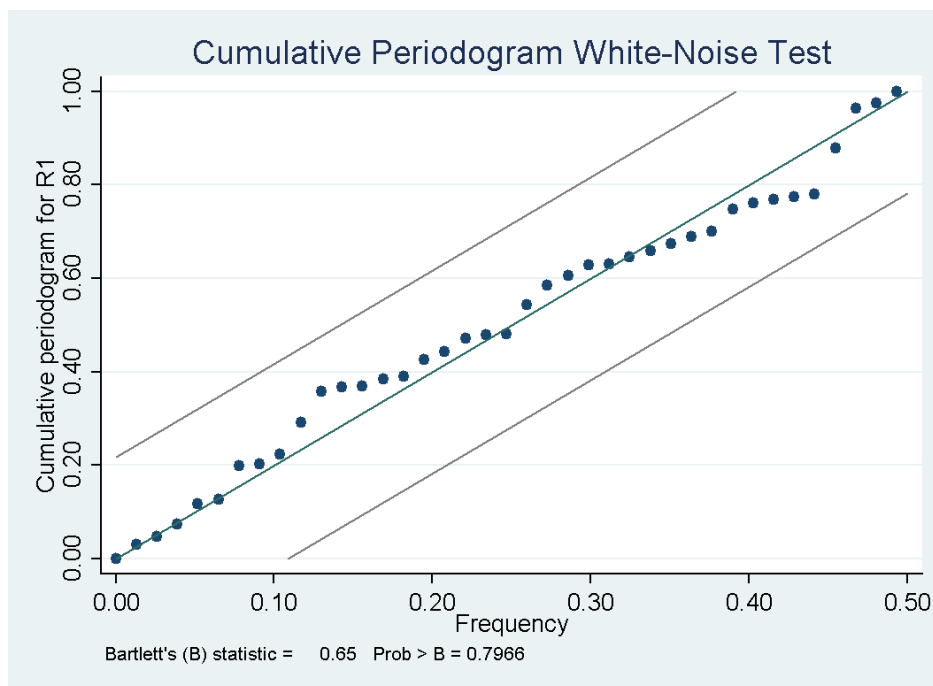
Figur 52: Grafisk test for autokorrelasjon i VECM



¹ Lagrange multiplikator testen er en metode for bestemmelse av ekstremalverdier av en funksjon med flere variabler når disse må oppfylle en eller flere bibetingelser. Generelt er nullhypotesen at parameteren av interesse θ er lik verdien θ_0 .

I den grafiske testen tolker vi det som at feilleddene fremstår som stasjonære eller hvit støy. Dette understøttes av Bartletts test, presentert i figur 53. Bartletts test er en test av nullhypotesen om at dataene, i dette tilfellet feilleddene, stammer fra en hvit-støy-prosess i en ikke-korrelert tilfeldig variabel med konstant gjennomsnitt og konstant varians. For at vi skal kunne akseptere nullhypotesen i Bartletts test kan ingen av verdiene være utenfor konfidensbåndene i figuren.

Figur 53: Bartletts test for hvit støy i VECM



Vi observerer at alle verdier er godt innenfor konfidensbåndene, og med en p-verdi lik 0,8 kan vi ikke forkaste nullhypotesen. Dette betyr at feilleddvariabelen er tilfeldig og stasjonær, og vi aksepterer derfor H_0 om at variasjonen i feilleddene stammer fra hvit støy. På bakgrunn av det grafiske plottet og Bartletts test, vurderer vi det slik at modellens tegn til autokorrelasjon i LM-testen ikke er nok til å konkludere med at modellen er feilspesifisert.

9.6 Normalitet

Tabell 14: Resultater fra Jarque-Bera-test for normalitet i VECM

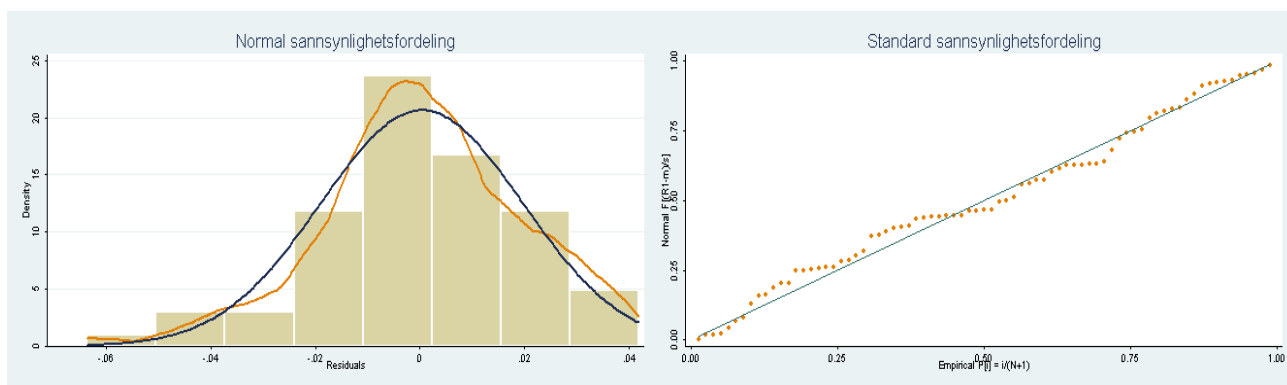
Likning	χ^2	DF	p-verdi
$\Delta \ln \text{Realboligpris}$	3.809	2	0.149
$\Delta \ln \text{RealGjeld}$	0.745	2	0.689
$\Delta \text{Arbeidsledighet}$	2.457	2	0.293
$\Delta \ln \text{Boligmasse}$	13.066	2	0.002

Når vi skal avgjøre om en variabel har signifikant effekt i modellen, baserer vi oss på antakelsen om at feilleddet har en normal sannsynlighetsfordeling. Jarque-Bara (JB)-testen finner en lav p-verdi for boligmassen, noe som indikerer at vi har problemer med normalitet. JB-testen er opprinnelig designet for å testes på rådata med mange observasjoner, og ikke på feilledd. I tillegg har Jarque-Bara en tendens til å forkaste nullhypotesen i utvalg med få observasjoner (Hamrick, 2013). JB-testen inngår derfor i vår robusthetstesting kun som ett av flere redskaper for å teste normalitet. Videre velger vi først å plote frekvensen av feilleddene i et histogram for å se om de følger en normal sannsynlighetsfordeling, figur 54. Deretter tegner vi også et qn -plot og utfører en Shapiro-Wilk (SW)-test for normalfordelt data. Vi ser av histogrammet at feilleddene følger hva vi anser å være en normal sannsynlighetsfordeling. Plottene viser antydninger til at feilleddene har en relativt standard sannsynlighetsfordeling, men det er likevel krevende å avgjøre hvor strenge vi kan tillate oss å være uten å måtte forkaste nullhypotesen. SW-testen forkaster ikke nullhypotesen om normalfordelte data. På bakgrunn av grafisk testing og SW-testen, velger vi å konkludere med at modellens indikasjoner på ikke-normalfordelte feilledd ikke er tilstrekkelig til å forkaste modellen.

Tabell 15: Shapiro-Wilk test for normalitet i VECM¹

Variabel	Obs	W	V	Z	p-verdi
Feilledd (_ce1)	77	0.97674	1.547	0.955	0.16988

Figur 54: Grafisk test for normalitet i VECM



9.7 Prognostisering

Vi skal nå presentere in- og out-of-sampleprediksjoner for boligprisene gjort av vår VECM-modell. In-sampleprognosen tegner estimatene av VECM-modellen for boligprisene i perioden der modellen

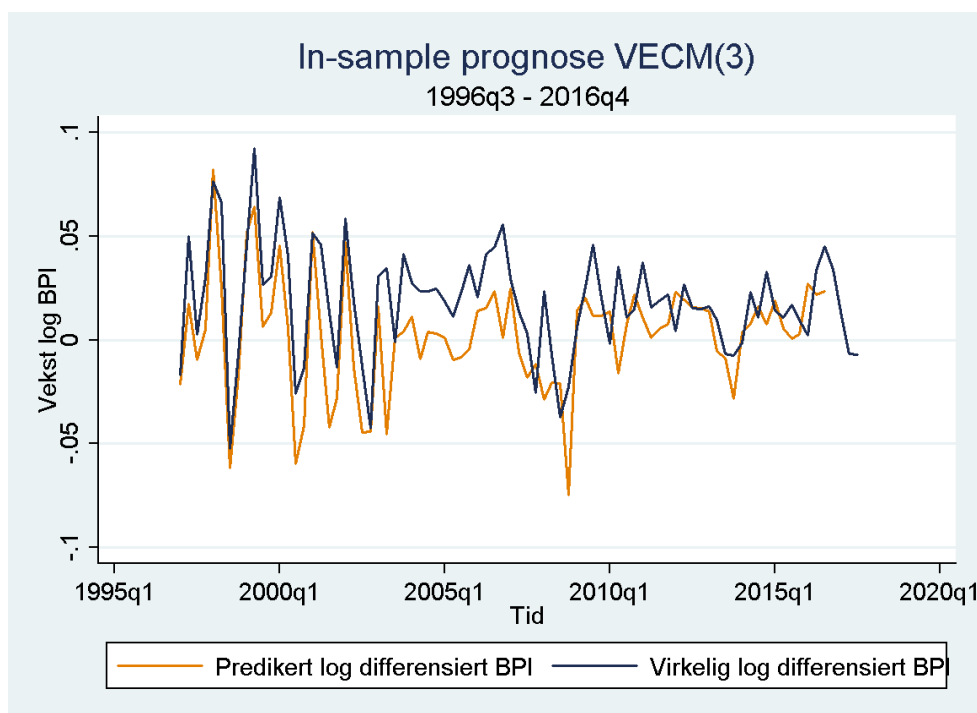
¹ Jarque-Bera og Shapiro-Wilk er ikke omtalt i kapittel 5, men er utført likevel for å støtte opp under konklusjonen om normalitet.

fortsatt har datapunkter å forholde seg til. Out-of-sample går utenfor tidsperioden i datasettet modellen er bygget på og forsøker å predikere fremtidig boligprisutvikling.

9.7.1 In-sample

I figur 55 er de predikerte in-sampleverdiene fra vår VECM-modell for boligprisene presentert sammen med den faktiske boligprisutviklingen. Vi registrerer at estimatene fra VECM-modellen følger den faktiske utviklingen godt gjennom estimeringsperioden, men at den særsilt i 2007 overpredikerer fallet i boligpris i som følge av finanskrisen. Den anses også som litt mer volatil enn faktisk utvikling i BPI. Dette kan indikere at feiljusteringsparameteren er noe høy og at den der kan tenkes å overestimere hvor raskt et avvik fra likevekt justeres. Forklaringskraften for den differensierte serien er omtrent 63 prosent, noe som er veldig likt resultatet vi fikk i den reestimerte versjonen av boligprismodellen til Jacobsen og Naug i kapittel 8.

Figur 55: Resultater fra in-sampleprognostisering med VECM

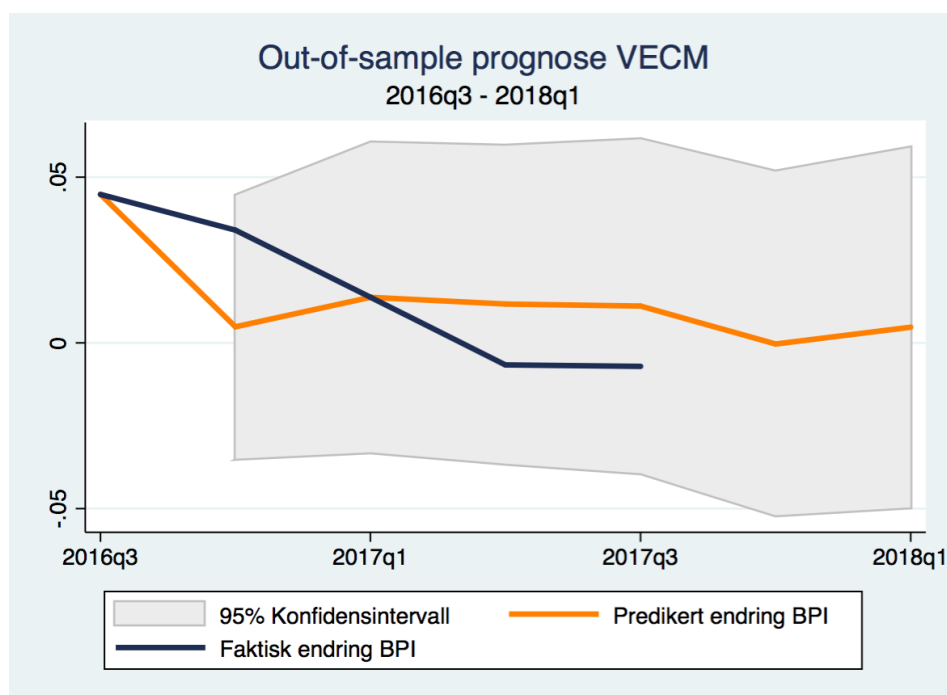


9.7.2 Out-of-sample

I figur 56 fremstiller vi utfallet av en out-of-sampleprognose for perioden fra tredje kvartal 2016 til første kvartal 2018. Dette er en relativt lang periode for en VECM å prognostisere, men vi velger likevel å gjøre det da vi er interessert i å se hva modellen kan fortelle oss om hva som vil skje i 2018. Det er verdt å merke seg at datagrunnlaget vi har ikke evner å fange opp de store endringene som har skjedd i boligmarkedet i 2017, og derfor ikke presenterer resultater som er helt i tråd med de antakelser og den

oppfatningen vi har tilegnet oss under arbeidet med denne oppgaven. Out-of-sampleprognoser over noe lenger tidsperioder har vanskeligheter med å fange opp enkelvise svingninger, men predikerer isteden en litt utglattet trend. Vår out-of-sampleprognose spår tilnærmet nullvekst frem mot første kvartal 2017 og får dermed en litt tidligere dupp enn faktisk BPI som opplevde svak vekst i perioden. Videre tilsier prognosen en flat nøktern vekst i boligprisene gjennom året og frem mot 2018, inkludert et svakt fall i veksten fra tredje til fjerde kvartal 2017. Uten noe av den variansen som er ansvarlig for boligprisfallet i 2017, er det vanskelig for modellen å kunne fange opp og predikere i henhold våre antakelser. Dette gjelder spesielt med tanke på at endringene av boliglånsforskriftene kan ses på som en eksogent gitt endring som modellen ikke har forutsetninger til å kunne predikere. Likevel er det interessant å se at modellen spår en nøktern vekst basert på variasjonen i datagrunnlaget frem til tredje kvartal 2016. Dette kan være en indikasjon på at det har skjedd en endring i et eller flere fundamentale forhold og at det ikke kun er endringer i husholdningenes tilgang til kreditt som nå har ført til den svake utviklingen som vi har opplevd i BPI siden april i år. Out-of-sampleprognosen kan derfor muligens betraktes som en prognose for BPI på landsbasis gitt ingen endring i boliglånsforskrifter eller andre lignende sjokk.

Figur 56: Resultater fra out-of-sampleprognostisering med VECM



9.8 Oppsummering av VECM

Modellen viser enkelte svakhetstegn når vi tester hvor robust den er. Vi anser imidlertid ikke problemene for å være så store at modellen må forkastes. På grunn av begrensninger i datagrunnlaget som følge av manglende oppdateringer i tallene for enkelte av tidsseriene som inkluderes i modellen, har out-of-

sampleprognosen vanskeligheter med å predikere en fremtidig utvikling i boligprisene som samsvarer med den intuitive oppfatningen vi har dannet oss om utsiktene til boligmarkedet gjennom arbeidet med denne utredningen¹. Derfor anser vi det viktigste funnet vi har gjort i denne delen av analysen å være at vi har påvist at husholdningenes gjeld er en signifikant faktor som påvirker utviklingen i boligprisindeksen på kort sikt. Dette kan tyde på at dynamikken i boligmarkedet har endret seg siden Jacobsen og Naug utarbeidet sin boligprismodell i 2004, da de i sin analyse ikke fant noen holdepunkter for at husholdningenes tilgang til kreditt burde inkluderes som en variabel i en slik modell.

I vår analyse har vi konstruert flere utgaver av vår VECM-modellen. Den nest mest lovende versjonen vi konstruerte var en modifikasjon av modellen som er presentert i dette kapitlet, der vi også inkluderte rente som en variabel. Også denne modellen viste at gjeld er signifikant for boligprisutviklingen på kort sikt, samtidig som den ikke viste tegn til problemer med verken autokorrelasjon eller normalitet. Vi velger likevel ikke å presentere denne fordi det viste seg at den langsiktige likevekten kun hadde relevans på ti prosent signifikansnivå ($p = 0,071$). Vi fant altså indikasjoner på at gjelden påvirker boligprisene på kort sikt med flere ulike versjoner og modifikasjoner av modellen. Se vedlegg 4 for utskrift av VECM-modellen med rente.

I situasjoner der økonometrien kan ha vanskeligheter med å forklare hvorfor endringer skjer, kan et alternativ være å utforske nye metoder og andre modeller i håp om å forbedre forståelsen. Derfor vil vi i neste kapittel forsøke å tilnærme oss problemstillingen ved å presentere en ny type boligprismodell som et mulig supplement til de økonometriske modellene.

¹ Boligmassen er flaskehalsen i modellen vår, da tallmaterialet for variabelen ikke er oppdatert etter tredje kvartal 2016.

10. En alternativ boligprismodell

Som en alternativ innfallsvinkel til økonometriske modeller, vil vi i det følgende presentere en boligprismodell som bygger på en antagelse om at husholdningene allokere en fast andel av sin disponible inntekt til å betale terminbeløpet på sine boliglån. Terminbeløpet består av summen av renter og avdrag som må innbetales hver periode for å betjene lånet. Modellen forutsetter at denne gjeldsbetjeningsandelen holdes konstant over tid¹. To underliggende faktorer som kan ha bidratt til å påvirke utviklingen i boligprisene siden årtusenskiftet, er veksten i disponibel husholdningsinntekt og den samtidige reduksjonen i boliglånsrenten. Siden år 2000 har husholdningenes medianinntekt etter skatt økt med 90 prosent, mens renten på rammelån med pant i bolig har falt fra 7,5 til 2,5 prosent (Nordea, 2017). Denne modellen har til hensikt å undersøke hvordan endringene i disse to faktorene samspiller med boligprisutviklingen. Størrelsen på både disponibel inntekt og renten påvirker hvor mye en husholdning bruker på å betale terminbeløpet på et boliglån. Vekst i husholdningenes disponible inntekt vil, alt annet likt, gjøre at en mindre andel av inntekten kreves for å betjene den samme gjelden. Tilsvarende vil en reduksjon i lånerenten medføre lavere renteinnbetaling. Alt annet likt reduserer dette summen av renter og avdrag, som dermed utgjør en mindre andel av disponibel inntekt. Vi tar for oss den marginale boligkjøperen under ulike nivåer for rente og disponibel inntekt over tid, og bruker dette til å identifisere hvor stor andel av disponibel husholdningsinntekt som historisk er benyttet til å betjene renter og avdrag på et lån stort nok til å finansiere kjøpet av en gjennomsnittlig bolig. Basert på gjennomsnittlig boligareal per person (De Rosa, 2012) og antall personer per husholdning (SSB, 2017), tar vi utgangspunkt i at gjennomsnittsboligen til en husholdning har en størrelse på 90 kvadratmeter². Dersom historisk gjennomsnittlig inntektsandel brukt på rente- og avdragsbetaling forutsettes konstant over tid, kan utviklingen i rente og disponibel inntekt muligens benyttes som indikatorer på fremtidige endringer i boligprisen på kort sikt.

Ved å inkludere kun disponibel husholdningsinntekt og utlånsrenter i modellen, ser den utelukkende på to faktorer som begge er antatt å påvirke etterspørselssiden i boligmarkedet. Modellen bygger med andre ord på tolkningen som ble presentert i kapittel 2 om at boligprisene er etterspørselsdrevet på kort sikt og at tilbudet tilpasser seg på lenger sikt. Det er på ingen måte forventet at denne forenklingen av virkeligheten skal gi en fullstendig forklaring av boligprisutviklingen, men den vurderes likevel som et interessant bidrag i diskusjonen om driverne i boligmarkedet.

¹ Gjeldsbetjeningsandelen er den andelen av husholdningenes disponible inntekt som hver periode allokere til betjening av periodens terminbeløp. Terminbeløp = renter + avdrag.

² Gjennomsnittlig boligstørrelse = Produktet av gjennomsnittlig boligareal per person og antall personer per husholdning = $46 \frac{\text{kvadratmeter}}{\text{person}} \cdot 1,96 \frac{\text{personer}}{\text{husholdning}} = 90,16 \frac{\text{kvadratmeter}}{\text{husholdning}}$.

10.1 Forutsetninger og innhenting av variabler

Etter å ha vært i kontakt med SSB ved flere anledninger, har vi fått bekreftet at det ikke er mulig å oppdrive kvartalsvise tall for husholdningenes totale disponible inntekt lenger tilbake enn 20021. Som nevnt har vi ved tidligere beregninger klart å produsere tall tilbake til 1996. I denne modellen ønsker vi å bruke gjennomsnittsinntekt per husholdning på landsbasis og gjennomsnittsinntekt per husholdning i Oslo. Disponibel inntekt defineres i modellen som samlet inntekt der utlignet skatt og negative overføringer er trukket fra (SSB, 2017). Disse tallene går ikke lenger tilbake enn 2000 for Norge og 2005 for Oslo og er kun oppgitt per år. I modellen har vi tilgang til kvartalsvise tall for både renten og kvadratmeterprisen for bolig. Vi finner det derfor rimelig å anta at husholdningenes årlige inntekt fordeles jevnt ut over året, slik at disponibel snittinntekt er lik for alle kvartalene i det inneværende året.

For å beregne prisen på en 90 kvadratmeter stor bolig har vi benyttet gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for hele landet og for Oslo, hentet fra Eiendom Norges boligprisstatistikk². Rentetallene er hentet fra SSB og er fratrukket skatt på det aktuelle tidspunktet. Skattesatser er innhentet fra skatteetatens tabell «*skattesats alminnelig inntekt*» (Skatteetaten, 2017).

Under utformingen av modellen må vi ta noen forutsetninger. Vi har antatt at egenkapitalandelen ved kjøp av bolig i gjennomsnitt ligger på 20 prosent. I 2012 ble det innført en ny boliglånsforskrift som krever at egenkapitalandelen utgjør minimum 15 prosent av total kjøpesum (Finanstilsynet, 2011). Før dette var det mulig å lånefinansiere mer enn 85 prosent av boligkjøpet, noe som kan tale for at gjennomsnittlig egenkapitalandel ved kjøp er lavere enn 20 prosent. På den annen side kan det tenkes at mange av de som har vært med på boligprisoppgangen de siste tiårene har opparbeidet seg nok kapital til å kunne gjennomføre boligbytte med liten eller ingen gjeldsfinansiering. Det har vært mulig å gjeldsfinansiere mer enn 85 prosent av boligkjøpet også etter at egenkapitalkravet ble innført, ettersom bankene kan avvike fra forskriftene i inntil ti prosent av tilfellene (Regjeringen, 2016)³. I 2017 ble boliglånsforskriftene strammet inn ytterligere, slik at kjøpere av sekundærbolig i Oslo nå ikke kan lånefinansiere mer enn 60 prosent av investeringen (Regjeringen, 2016). Vi antar imidlertid at majoriteten kjøper bolig med formål om å bo der selv, og sistnevnte endring har derfor ikke blitt vektlagt nevneverdig i fastsettelsen av antagelsen om at gjennomsnittlig egenkapitalandel er 20 prosent av boligverdien på

¹ Fagansvarlig Marius Scheele i SSB har vært veldig behjelpelig og svart på flere spørsmål vi har hatt i forbindelse med datainnsamlingen og statistikken som utarbeides av SSB.

² Eiendom Norge fører statistikk for kvadratmeterprisene som et gjennomsnitt over de siste seks måneder (Eiendom Norge, 2017)

³ Fra 2017 kan bankene kun avvike fra forskriftene i 8 prosent av tilfellene ved boligkjøp i Oslo (Regjeringen, 2016).

transaksjonstidspunktet. Et sterkt argument er at siden det i 2012 ble fastsatt et minimumskrav om 15 prosent egenkapital ved kjøp av bolig, vil det også være naturlig at det eksisterer boligkjøpere som har finansiert sine boliginvesteringer med mer enn 15 prosent egenkapital og som dermed trekker snittet opp. Selv om kravet om 15 prosent egenkapital først kom i 2012, mens modellen tar for seg perioden 2006-2017 for Oslo og 2003-2017 for hele landet, holder vi fast ved antakelsen da regjeringens minimumskrav trolig ikke avviker for langt unna det som var normal lånepraksis utført av bankene i tiden før 2012.

Videre krever modellen at vi antar lik nedbetalingstid for alle boliglån. Vi har forhørt oss med både Nordea og DNB, som begge gir tentative overslag på at normal løpetid for et lån med pant i bolig på inngåelsestidspunktet er rundt 25-30 år med varierende grad av avdragsfrihet. Basert på disse overslagene velger vi å sette nedbetalingstiden lik 30 år i modellen. Videre forutsettes at alle boliglån er annuitetslån med årlige etterskuddsvise terminbetalinger og flytende rente. Et annuitetslån er et lån som nedbetales med like store terminbeløp helt til lånet er innfridd, gitt at den flytende renten ikke endrer seg. Alle forutsetninger og beregninger som inngår i modellen er oppsummert under i tabell 16.

Tabell 16: En alternativ boligprismodell: forutsetninger og beregninger

Boligstørrelse	90 m²
Låntype	Annuitetslån
Rente	Flytende
Nedbetalingstid	30 år
Egenkapitalandel	20 %
Gjeldsbetjeningsandel i Norge	20,8 %
Gjeldsbetjeningsandel i Oslo	35,1 %
Skatt	23 % fra 2018

10.2 Utforming av modellen

Det første vi ønsker å kartlegge, er hvor stor andel av husholdningenes disponible inntekt som allokeres til betaling av renter og avdrag på et gitt tidspunkt. Dette gjøres ved å undersøke hvor mye en bolig på 90 kvadratmeter koster på det gitte tidspunktet. Deretter trekker vi fra 20 prosent av boligverdien, som representerer det kjøper investerer av egenkapital på kjøpstidspunktet. De resterende 80 prosent av boligverdien anses som den delen av kjøpesummen som kjøper må låne for å kunne finansiere hele

boliginvesteringen. Videre beregner vi en årlig annuitet som angir størrelsen på terminbeløpet som må betales i renter og avdrag gitt at lånet har en løpetid på 30 år, og med den aktuelle renten etter skatt. Den årlige annuiteten er gitt ved:

$$A_t = L_0 \cdot \frac{r_{e.s.}}{1 - \frac{1}{(1 + r_{e.s.})^T}}$$

A_t = Årlig annuitet

L_0 = Lånebeløp på tidspunkt $t = 0$

$r_{e.s.}$ = Boliglånsrente etter skatt

T = Total nedbetalingstid

Den årlige annuiteten divideres deretter på korresponderende disponibel husholdningsinntekt for å finne andelen av disponibel husholdningsinntekt som allokeres til årlig betjening av renter og avdrag:

$$\alpha_t = \frac{A_t}{I_t}$$

α_t = Gjeldsbetjeningsandel

I_t = Disponibel husholdningsinntekt

Annuitetsbetalingen for et lån som hører til en gitt kjøpesum med 20 prosent egenkapital regnes deretter ut for hvert kvartal. Gjennomsnittet kan tolkes som marginalkjøperens inntektsallokering til lånebetjening på tidspunkt t , med en rente fratrukket skatt $r_{e.s.}$ og gjennomsnittlig disponibel inntekt I_t for innværende år. Det foretas ingen videre beregninger knyttet til akkurat denne kjøperen. Således følger modellen ikke opp hvordan gjeldsbetjeningsandelen til én bestemt marginalkjøper endres over tid, men det er heller ikke hensikten. Det er kun allokeringen av inntekt til betaling av renter og avdrag på det aktuelle kjøpstidspunktet som legges til grunn i utarbeidelsen av modellen. Kvartalsvise andeler summeres så før vi til slutt regner ut akkumulert gjennomsnitt for perioden.

Våre beregninger på landsbasis viser at en gjennomsnittlig husholdning i Norge har brukt 20,8 prosent av sin årlige disponible inntekt på betjening av renter og avdrag på kjøpstidspunktet i perioden 2003-2017. For Oslokjøpere observerer vi en betydelig premie, der gjennomsnittlig gjeldsbetjeningsgrad på kjøpstidspunktet har vært 35,1% i perioden 2006-2017.

For å modellere dette reverseres prosessen vi var gjennom for å finne gjennomsnittlig andel av inntekt allokert til betaling av renter og avdrag. Forskjellen er at vi nå i stedet for å bruke den reelle prosentvise inntektsallokeringen, bruker det summerte gjennomsnittet for perioden. Det første vi gjør, er å finne gjennomsnittlig størrelse på den årlige annuiteten på kjøpstidspunktet gitt den gjennomsnittlige inntektsallokeringen:

$$\bar{A} = \bar{\alpha} \cdot I_t$$

\bar{A} = Gjennomsnittlig årlig annuitet

$\bar{\alpha}$ = Gjennomsnittlig gjeldsbetjeningsandel

Deretter bruker vi den gjennomsnittlige årlige annuiteten til å finne det totale lånebeløpet en gjennomsnittlig boligkjøper vil låne på kjøpstidspunktet. Dette gjøres ved å dividere med annuitetsfaktoren, der vi tar hensyn til det gjeldende rentenivået på kjøpstidspunktet og gitt total nedbetalingstid.

$$L_t = \frac{\bar{A}}{\left(\frac{r_{e,s}}{1 - \frac{1}{(1 + r_{e,s})^T}} \right)}$$

Når vi har funnet det totale lånebeløpet en gjennomsnittlig husholdning kan betjene gitt sin gjennomsnittlige disponible inntekt, gjennomsnittlig gjeldsbetjeningsgrad og gjeldende rente, kan vi bruke dette til å beregne prisen for en bolig på 90 kvadratmeter dersom vi kjenner andelen av total kjøpesum som består av boligkjøperens egenkapital:

$$P_t^{90} = \frac{L_t}{1 - \delta}$$

P_t^{90} = Boligpris per 90 m²

δ = Egenkapitalandel

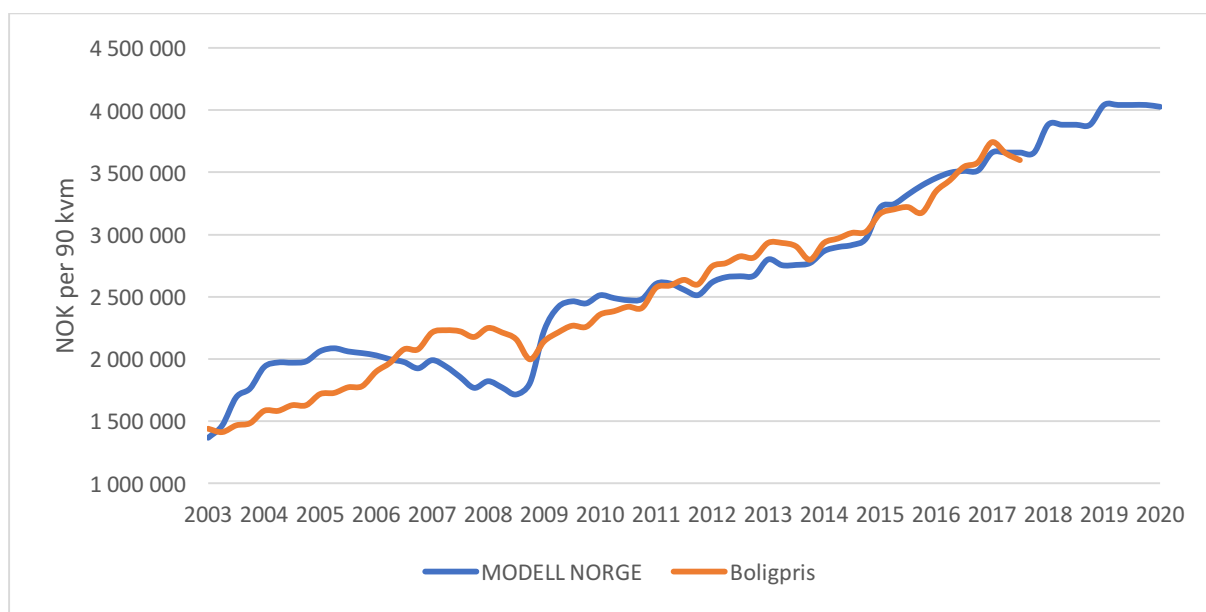
For å kunne bruke denne modellen til å predikere fremtidig boligprisutvikling, trenger vi framskrivninger for komponentene rente, skattesats og vekst i disponibel husholdningsinntekt. Disse estimatene har vi hentet fra SSBs konjunkturrapport. Etter konsultasjon med SSB er det ikke mulig å få utgitt disse tallene på kvartalsvis form eller på fylkesnivå. For beregning av fremtidig gjennomsnittlig disponibel husholdningsinntekt legges derfor SSBs årsvekstprognoser for hele landet til grunn. Disse estimatene gjelder for landet som helhet, og skiller dermed ikke mellom vekst i Oslo og på landsbasis. Dette bidrar til å svekke modellens prediksjonsevne for boligmarkedet i Oslo noe da vi videre har antatt lik vekst for Oslo og landet for øvrig på bakgrunn av SSBs prognoser. I tillegg er vekstprognosene oppgitt i reelle verdier, samtidig som SSBs historiske tall for gjennomsnittlig disponibel husholdningsinntekt oppgis på nominell form. Vi har derfor valgt å justere vekstprognosene med estimatene for fremtidig utvikling i KPI for at datagrunnlaget skal være på felles form og mest mulig sammenlignbart. Det er altså benyttet nominelle verdier for disponibel husholdningsinntekt i modellen. Fremtidig utvikling i utlånsrenten er også hentet fra den samme rapporten, men disse tallene er oppgitt på nominell form. I valg av fremtidig

skattesats antas det at regjeringens forslag om en ett prosentpoengs reduksjon i skattesatsen fra 24 til 23 prosent trer i kraft fra 2018 og at skattesatsen frem til 2020 holder seg på 23 prosent (Regjeringen, 2017).

10.3 Modellen

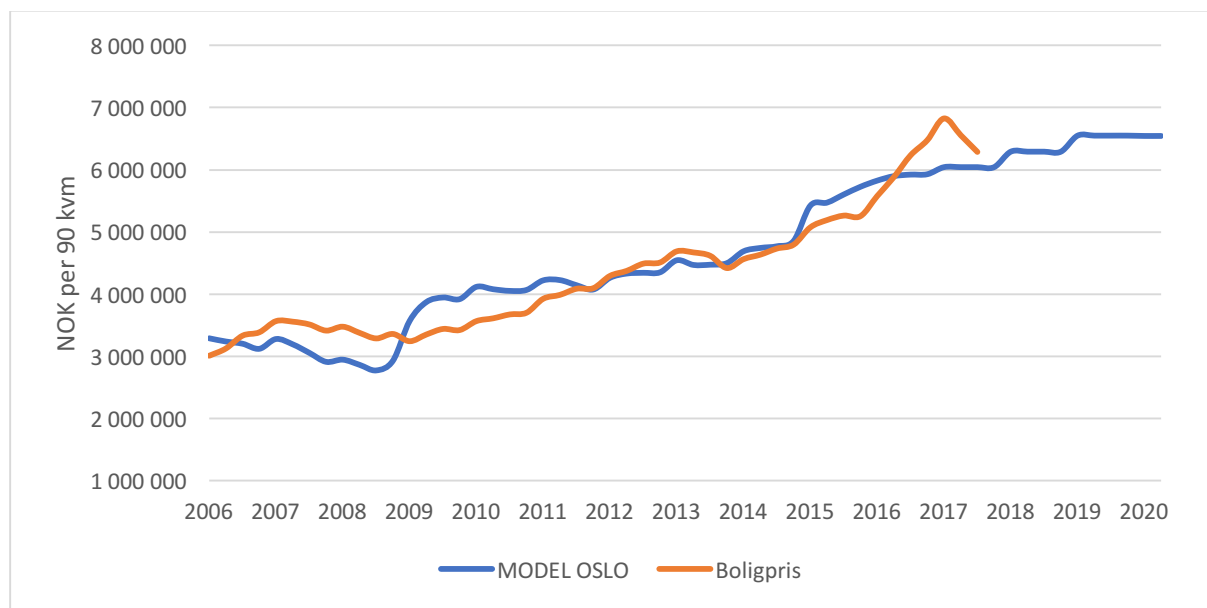
I dette rammeverket er det fem faktorer som påvirker modellens prediksjon av boligprisen; utlånsrenten, disponibel husholdningsinntekt, skattenivå, nedbetalingstiden på et boliglån og egenkapitalandelen ved kjøp av bolig. De siste årene har vi sett en reduksjon i renten, og den ligger nå på et historisk lavt nivå. Renteeffekter vil derfor være spesielt sterke i denne modellen ettersom rentenivået sannsynligvis ikke kan bli mye lavere enn det allerede er. En økning av renten på ett prosentpoeng vil ifølge vår enkle modell korrespondere med et prisfall på 12,5 prosent for en 90 kvadratmeter stor bolig i både Oslo og Norge.

Figur 57: Boligprismodell for Norge



Vi ser i figur 57 at Norgemodellen treffer godt med aktuelle priser, spesielt de seneste årene. Det er imidlertid noen avvik i de tidligste årene av perioden. Modellen tilsier at prisen på en 90 kvadratmeters bolig i landet er godt forankret i de fundamentale faktorene som modellen modellerer. I henhold til modellen ligger dagens pris for en bolig på 90 kvadratmeter 1,6 prosent lavere enn hva modellen predikerer.

Figur 58: Boligprismodell for Oslo



Oslomodellen opplever for tiden et større avvik fra faktiske priser enn Norgemodellen, men generelt gir også denne estimater som treffer relativt godt med faktiske boligpriser. Det mest relevante med modellen er det at den ser ut til å kunne forklare noe av den senere tids nedkjøling i boligmarkedet i Oslo. Figur 58 viser at avviket mellom faktiske og estimerte boligpriser vokste gjennom 2016, og at en korleksjon tilbake til likevekt dermed var (og er) forventet. I henhold til modellen ligger Osloprisene i november 2017 fremdeles høyere enn det rente- og inntektseffekter historisk kan forklare, med et avvik på 3,9 prosent. Modellen taler derfor for en videre boligprisedgang på kort sikt. Likevel gir effekter av renten og inntekter ingen holdepunkter for å tro på et større boligprisfall i tiden som kommer. Grunnen til at modellen ikke taler for noen større nedgang frem til 2020, er at modellen har en enkel oppbygning som utelukkende baserer seg på de underliggende nevnte faktorer. SSB spår en relativt jevn inntektsvekst frem mot 2020, samtidig som det er ventet at renten forholder seg lav. Skattesatsen ventes å holde seg på tilsvarende nivå, om ikke ett prosentpoeng lavere. En modell som kun modellerer etterspørselssiden i markedet med et gitt antall underliggende faktorer, som alle taler for vekst, vil følgelig predikere vekst på lenger sikt. Modellen estimerer naturlig nok det de underliggende faktorene tilsier.

Modellen viser at boligprisene i stor grad bestemmes av inntekts- og rentenivå. Dette indikerer at det finnes en betydelig risiko i boligmarkedet. Utlånsrentene er allerede på rekordlave nivåer, og det er lite sannsynlig at bankene noen gang vil tilby negative utlånsrenter. Renten kan med andre ord bevege seg flatt eller oppover i fremtiden, men gjeld blir trolig ikke billigere enn i dag. Samtidig har norske husholdninger opplevd en formidabel vekst i sine inntekter i en årrekke, og selv om norsk økonomi nå er tilbake på fote igjen etter oljekrisen, vil det være optimistisk å tro at norske husholdninger vil gjenoppleve

den samme historiske utviklingen fremover. Dersom vi får et positivt sjokk i renten i fremtiden, eller dersom vi får en periode med langvarig renteoppgang, vil dette potensielt kunne ramme husholdningene og dermed også boligprisene kraftig. Det samme kan skje ved en eventuell reduksjon i husholdningenes inntekter. Selv om nominell inntekt ikke nødvendigvis faller, kan eksempelvis svak utvikling i kronekursen gi sterk levekostnadsvekst som reduserer realinntekten og dermed også inntekt tilgjengelig for boligformål. Det er imidlertid rimelig å anta at husholdninger ved et eventuelt fall i disponibel inntekt vil være tilbakeholdne med å kutte bokostnadene sine med mindre det blir høyst nødvendig. Mange vil antakelig heller kutte eller redusere andre utgifter før de eventuelt går ned på boligstandarden (Finans Norge, 2017). Om økonomien skyter fart igjen kan det også tenkes at sentralbanken velger å øke styringsrenten i et raskere tempo enn dagens rentebane tilsier. Dermed kan effekten fremtidig inntektsvekst har på boligprisene bli motvirket av en eventuell renteeffekt forårsaket av den samme inntektsveksten.

Det er verdt å merke seg at en relevant driver som kan tale for videre boligprisnedgang, og som potensielt kan være med på å dra prisene enda mer ned enn hva effektene av rente og inntekt kan forklare, er det store antallet igangsatte boliger som påvirker tilbudssiden i boligmarkedet. Som vi har vært inne på tidligere, har igangsettingen av nye boligprosjekter steget kraftig blant annet som følge av høy boligprisvekst, men modellen er ikke i stand til å fange opp dette. Se kapittel 6.6 for drøftingen rundt dette.

11. Oppsummering

Etter flere år med sterk vekst i boligprisene skjøt utviklingen fart i 2016, og gjennom 2017 har vi vært vitne til noe som kan ligne en korreksjon av prisene i boligmarkedet. I denne utredningen har vi tatt en nærmere titt på de underliggende faktorene som påvirker boligprisene for å bedre forståelsen om hvorfor dette skjer. Oppsummeringen av hovedmomentene fra vår empiriske gjennomgang av sammenhengen mellom boligprisene og ulike økonomiske faktorer tilsier blant annet at boligprisveksten stimuleres av en økning i husholdningenes disponible realinntekter, befolkningsvekst og lavere realrenter, mens den dempes av en økning i tilbudet av nye boliger samt økt arbeidsledighet. Videre tilsier vår empiriske analyse at husholdningenes låneopptak og boligprisene påvirker hverandre gjensidig ved at høyere boligpriser gjør det nødvendig for husholdningene å ta opp mer gjeld, samtidig som tiltak som reduserer låneopptak demper boligprisveksten. Vi finner også holdepunkter for å anta at boligprisene på kort sikt påvirkes av endringer i husholdningenes forventninger til fremtidig utvikling i både egen og landets økonomi.

Tabell 17: Oppsummering av forventet utvikling i driverne og forventet effekt på boligprisene¹

Driver	2017	2018	2019	2020	1-3 år
Gjeld	6,0%	4,0%	4,0%	5,0%	↘
Igangsetting og boligmasse	8,2%	-3,7%	-5,2%	1,0%	↓
Disponibel inntekt	1,8%	3,1%	2,7%	3,0%	↗
Rente	2,6%	2,5%	2,5%	2,7%	→
Forventninger	0,2%	0,0%	0,0%	0,0%	→
Arbeidsledighet	4,2%	3,9%	3,8%	3,7%	↗
Befolkningsvekst	1,1%	1,1%	0,9%	0,9%	→

Kilder: SSB og Norges Bank



Gjeld

I VECM-analysen fant vi indikasjoner på at gjelden har signifikant effekt på boligprisene på både kort og lang sikt. Jacobsen og Naug har ikke inkludert gjeld som en forklaringsvariabel i sin boligprismodell, noe de begrunner med at variabelen kun vil være identifiserbar dersom husholdningenes kreditt er begrenset

¹ Pilene indikerer hvilken effekt vi forventer at utviklingen i den enkelte vil ha på utviklingen i boligprisene de nærmeste årene. ↑ = sterk opp, ↗ = moderat opp, → = liten effekt, ↘ = moderat ned og ↓ = sterk ned.

av bankenes lønnsomhet eller offentlige reguleringer. I vår alternative boligprismodell som presenteres i kapittel ni er ikke gjelden eksplisitt modellert, men hele modellen baserer seg på andelen av disponibel inntekt som blir brukt av husholdningene for å betjene gjelden. Bankene melder ifølge Norges Banks utlånsundersøkelse om en viss innstramming i sin kredittpraksis overfor husholdningene gjennom årets tre første kvartaler, hovedsakelig som følge av endringene i boliglånsforskriften. Ifølge konjunkturrapporten til SSB fra november 2017, forventes det at veksten i husholdningenes bruttogjeld i 2017 blir omtrent som året før med seks prosent. Som vist i tabell 17, anslår prognosene lavere gjeldsvekst i 2018 og 2019, før den stiger noe i 2020. Basert på empirien nevnt i avsnittet over og funnene fra VECM-analysen, indikerer SSBs prognoser at gjeldsutviklingen fremover vil ha en dempende effekt på boligprisutviklingen dersom prognosene inntreffer.

Igangsatte boliger og boligmasse

På grunn av mangelfullt datagrunnlag for utviklingen i antall igangsatte boliger, har vi i stedet valgt å bruke SSBs mål på boligmassen (k83) i våre endelige modeller. K83 betegnes som samlet boligmasse målt i faste priser, og er nasjonalregnskapets kapitalbeholdningsbegrep. Endringene i k83 fungerer dermed som et mål på boliginvesteringene i økonomien. I VECM-modellen fant vi at endringer i boliginvesteringene har signifikant effekt på boligprisene både på kort og lang sikt. I den empiriske analysen argumenterte vi for at en økning i boligmassen vil ha en dempende effekt på boligprisutviklingen fordi det fører til økt tilbud. I modellen til Jacobsen og Naug inkluderes boligmassen i en variabel som måler differansen mellom inntekt og boligmasse. I vår reestimering av deres modell fant vi at en økning i inntektene på én prosent vil øke boligprisene med 0,2 prosent på lang sikt. Boligprisvekst fører normalt til økt byggeaktivitet og boligmasse over tid, og den samme prosentvise økningen i boligmassen vil ifølge modellen gi en tilsvarende reduksjon i boligprisene. Det betyr at boligprisene vil øke på lang sikt dersom lønnsinntektene vokser mer enn boligmassen, mens det motsatte vil skje dersom vekstraten til boligmassen overstiger lønnsveksten. Vi er imidlertid skeptiske til at Jacobsen og Naug i sin modell pålegger at inntekt og boligmasse har den samme langtidseffekten med motsatt fortegn, da vi ved nærmere undersøkelser fant grunn til å betvile denne antakelsen. SSB bemerker i sin konjunkturrapport at sammenlignet med nivået i 2010 er boligbyggingen nesten 60 prosent høyere i 2017, og de tror boliginvesteringene nå har nådd toppen. Til sammenligning var fjorårets nominelle årslønnsvekst på 1,7 prosent den laveste som er observert i Norge på 70 år (SSB, 2017). Boligbyggingen har følgelig økt tilbudet av boliger i markedet, og det ventes at nyboligmarkedet vil være mettet de neste to årene som følge av tidsetterslepet i ferdigstillingen av prosjekter som gjør at tilbudet vil fortsette å øke selv om igangsettingsveksten faller. Basert på funnene i vår utredning, er det mye som tyder på at utviklingen som har vært i boligmassen den seneste tiden vil bidra til å dempe boligprisutviklingen i nærmeste fremtid. I vår alternative boligprismodell finner vi indikasjoner på at

boligprisene i Oslo ligger nesten fire prosent over hva som kan forklares av inntekts- og renteeffekter. Dersom vi ser dette i sammenheng med at utviklingen i boligmassen øker tilbudet av boliger, tilsier empirien at dette kan bidra til å dempe boligprisutviklingen ytterligere, spesielt i Oslo.

Disponibel inntekt

Husholdningenes disponible inntekt inngår både i vår alternative boligprismodell og i reestimeringen av Jacobsen og Naug sin boligprismodell. I reestimeringen tilføyer variabelen lite da den ikke viser tegn til å ha signifikant effekt på boligprisene på noen av de inkluderte formene i modellen. Den inngår imidlertid i den overnevnte langtidssammenhengen med boligmassen hvor den er signifikant på 5%-signifikansnivå. I den alternative boligprismodellen, undersøker vi hvordan effektene av endring i disponibel inntekt påvirker boligprisutviklingen i en enkel modell som kun tar for seg etterspørselssiden i boligmarkedet. Disponibel inntekt har i modellen en fremtredende rolle sammen med renten, og modellen predikerer utviklingen i boligprisene relativt godt. Tabell 17 viser at det predikeres en moderat vekst i disponibel realinntekt i 2017, og at veksten vil øke de neste årene. Dersom disse prognosene viser seg å bli en realitet, indikerer funnene i denne utredningen at inntektsveksten isolert sett vil stimulere til moderat vekst i boligprisene de neste par årene.

Rente

Renten er en av de viktigste variablene i Jacobsen og Naug sin boligprismodell og i den alternative boligprismodellen, både når det gjelder signifikans og hvor stor effekt den har på boligprisutviklingen. I VECM-modellen valgte vi å utelate renten og heller la renteeffektene bli fanget opp indirekte gjennom andre variabler. I den reestimerte modellen inngår renten både i den kortsiktige og den langsiktige likevekten, og vi finner at boligprisene vil falle med 2,1 prosent det første kvartalet dersom bankenes nominelle utlånsrente før skatt øker med ett prosentpoeng og de andre forklaringsvariablene ligger fast. Samtidig vil en permanent økning i bankenes nominelle utlånsrente før skatt på ett prosentpoeng føre til at boligprisene på lang sikt vil falle med 0,8 prosent. Den alternative boligprismodellen illustrerer hvor sensitiv norske husholdninger er for endringer i boliglånsrenten, og det faktum at renten er på rekordlave nivåer indikerer at den utgjør en betydelig risiko i boligmarkedet. Ifølge modellen vil en renteøkning på ett prosentpoeng etter skatt korrespondere med et prisfall på 12,5 prosent for en 90 kvadratmeter stor bolig i både Oslo og på landsbasis. Utlånsrentene falt litt gjennom 2016, har ligget stabilt på et lavt nivå så langt i 2017 og vil, som vi ser i tabell 17, trolig fortsette å gjøre det en god stund fremover. Veksten i norsk økonomi har tatt seg opp og arbeidsledigheten har falt, noe som isolert sett taler for økte renter framover. Selv om vi har funnet at renten er bestemmende for boligprisutviklingen, er det lite som tyder på at rentene vil endre seg nok til å forårsake et betydelig utslag i boligprisene i nærmeste fremtid.

Forventninger

Forventningsbarometer måler husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi, og inngår i Jacobsen og Naug sin boligprismodell som en konstruert forventningsvariabel. Vår reestimerte modell bekrefter at variabelen har en signifikant effekt på boligprisutviklingen på kort sikt. Dersom husholdningenes forventninger målt ved forventningsindikatoren øker med én enhet på nivåform, vil det isolert sett føre til en kortsiktig økning i boligprisene på 0,03 prosent. Denne effekten er relativt liten, og impliserer at boligprisene primært reagerer på store sjokk i forventningene. Det er ikke inkludert noen forventningsvariabel i VECM-modellen eller i den alternative boligprismodellen. Forventningsindikatoren for fjerde kvartal 2017 viser at det er moderat optimisme blant husholdningene, og som det fremgår i tabell 17 legger SSB til grunn at forventningsindikatoren vil holde seg om lag uendret fra 2017-nivå de nærmeste årene. På bakgrunn av dette mener vi det ikke er holdepunkter for å påstå at forventningene vil være avgjørende for boligprisutviklingen de neste årene med mindre det oppstår et større sjokk.

Arbeidsledighet

I VECM-modellen finner vi indikasjoner på at en økning i arbeidsledighetsraten har en signifikant negativ effekt på boligprisutviklingen på lang sikt. I reestimeringen av Jacobsen og Naug sin boligprismodell viser imidlertid testresultatene at koeffisienten til arbeidsledighetsraten er positiv, men også at den ikke lenger har signifikant påvirkning på boligprisene. Vi argumenterte for at det er lite sannsynlig at arbeidsledigheten ikke har noen påvirkning på boligprisene, da det er antatt at ledigheten i stor grad påvirker realøkonomien, som igjen vil påvirke boligprisene. Arbeidsledigheten har falt siden den var på sitt siste toppunkt i midten av 2016, og som vi ser i tabell 17 ventes det at ledigheten vil falle ytterligere innen utgangen av 2020. Forventningene om utviklingen i arbeidsledigheten trekker i retning moderat boligprisvekst.

11.2 Konklusjon

I denne utredningen har vi hatt som formål å få bedre innsikt i hvilke faktorer som potensielt kan forklare utviklingen i boligprisene, og hvorfor vi etter flere år med sterk vekst i boligprisene opplever at prisene faller i 2017. Boligmarkedet er et komplekst system bestående av mange forhold som man må ta hensyn til samtidig. Vi har gått gjennom eksisterende empiri for å se hvilke faktorer som tidligere er antatt å påvirke boligprisveksten. Samtidig har vi undersøkt om styrkeforholdet mellom de ulike faktorenes effekt på boligprisene har endret seg over tid. I tillegg har vi introdusert nye faktorer som utviklingen i antall sekundærboliger og betalingsanmerkninger. Selv om det viste seg at begge disse tidsseriene inneholdt for få observasjoner til at de kunne inkluderes i våre modeller, har de tilført relevans i drøftingen og bidratt til å øke vår intuitive forståelse av sammenhengene mellom mekanismene i boligmarkedet. Til slutt har vi ønsket å se om utviklingen i underliggende faktorer og fremtidsprognosene for disse kan si noe om hvilken utvikling vi kan forvente for boligprisene i fremtiden.

Vi har benyttet ulike fremgangsmåter for å danne oss et mest mulig helhetlig bilde av sammenhengene i boligmarkedet. Ved å studere boligprisveksten i tre ulike modeller som skiller seg fra hverandre i egenart, har vi gjennom utredningsprosessen funnet tilnærminger som evner å forklare dagens situasjon i varierende grad. I utredningen finner vi at Jacobsen og Naug sin økonometriske boligprismodell har vanskeligheter med å forklare boligprisutviklingen like godt i dagens marked, som den tilsynelatende gjorde da den opprinnelige modellen ble utviklet. Videre utviklet vi en VECM-modell for å identifisere langsiktige likevektsforhold mellom ulike faktorer som påvirker utviklingen i boligprisene over tid. Modellen virker lovende, men mangel på datagrunnlag for flere av faktorene i 2017 gjør at den viser redusert evne til å predikere boligprisutviklingen i henhold til vår empiriske antakelse. Modellen mister dermed litt av sin hensikt. Analysen av VECM bidrar imidlertid til å nyansere bildet som ble tegnet av Jacobsen og Naug ved at den avdekker at gjelden påvirker boligprisene på både kort og lang sikt. Grunnet utfordringene med manglende datamateriale valgte vi også å benytte en alternativ metode som forklarer etterspørselssiden av boligmarkedet relativt godt.

Våre funn tilsier blant annet at boligprisveksten stimuleres av en økning i husholdningenes disponible realinntekter, befolkningsvekst og lavere realrenter, mens den dempes av en økning i tilbudet av nye boliger samt økt arbeidsledighet. Videre tilsier empirien at husholdningenes gjeld og boligprisene påvirker hverandre gjensidig ved at høyere boligpriser gjør det nødvendig for husholdningene å ta opp mer gjeld for å kunne kjøpe boligen de ønsker, samtidig som tiltak som reduserer låneopptak demper boligprisveksten. Vi finner også holdepunkter for å anta at boligprisene på kort sikt påvirkes av endringer i husholdningenes forventninger til fremtidig utvikling i både egen og landets økonomi. Funnene i denne utredningen indikerer at boligprisene vil fortsette den relativt svake utviklingen i nærmeste fremtid.

Litteraturliste

Abraham, Jesse M. og Patric H. Hendershott. 1994. *Bubbles in Metropolitan Housing Markets*. *Journal of Housing Research*. Hentet fra:

<http://www.nber.org/papers/w4774>

Anundsen, André K. og Eilev S. Jansen. 2011. *Self-reinforcing effects between housing prices and credit Evidence from Norway*. Discussion Papers 03/2011. Oslo: SSB. Hentet fra:

<http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/DP/dp651.pdf>

Anundsen, André K. og Eilev S. Jansen. 2013. *Boligpris- og kredittvekst forsterker hverandre*. Økonomiske analyser 05/2013. Oslo: SSB. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/attachment/152571?ts=142c7136f68>

Balsvik, Ragnhild. 2016. *ECN402-H16 Econometric Techniques: Basic Econometrics*. Bergen: Norges Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Brooks, Chris. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. 2. utgave. Cambridge University Press. Hentet fra:

[http://www.afriheritage.org/TTT/3%20Brooks_Introductory%20Econometrics%20for%20Finance%20\(2nd%20edition\).pdf](http://www.afriheritage.org/TTT/3%20Brooks_Introductory%20Econometrics%20for%20Finance%20(2nd%20edition).pdf)

Brooks, Chris og Sotiris Tsolacos. 2010. *Real Estate Modelling and Forecasting*. Cambridge University Press. Hentet fra:

https://books.google.no/books?id=qSBn9qMYp1oC&printsec=frontcover&hl=no&source=gbs_ge_summary_r&cad=0#v=onepage&q&f=false

Bye, Torstein og Torbjørn Hægeland. 2014. *KPI 100 år*. SSB: Økonomiske analyser 5/2014. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/kpi-100-ar>

Capozza, Dennis R., Patric H. Hendershott, Charlotte Mack og Christopher J. Mayer. 2002. *Determinants of Real House Price Dynamics*. National Bureau of Economic Research, Inc.

Hentet fra:

<https://econpapers.repec.org/paper/nbrnberwo/9262.htm>

De Rosa, Ida. 2012. *Vi bor på stadig færre kvadratmeter*. Aftenposten. Hentet fra:

<https://www.aftenposten.no/norge/i/EWIW3/Vi-bor-pa-stadig-farre-kvadratmeter>

Dreyer, Christan V. 2017. *Intervju på TV2 Nyhetskanalen 05.09.2017*. Hentet fra:

<http://www.tv2.no/a/9407312/>

Drogseth, Stein. 2017. *Den norske boligsuksessen*. Publisert 22.6.17. Hentet fra:

<https://www.dn.no/meninger/2017/06/22/2046/Innlegg/den-norske-boligsuksessen>

Eiendom Norge. 2017. *Den norske boligmodellen*. Hentet fra:

<http://eiendomnorge.no/hovedsaker/den-norske-boligmodellen/>

Eitrheim, Øyvind og Solveig K. Erlandsen. 2004. *Chapter 9: House price indices for Norway 1819–2003*.

Historical Monetary Statistics for Norway 35/2004. Hentet fra:

<http://www.norges->

[bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/skriftserie/35/chapter9.pdf](http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/skriftserie/35/chapter9.pdf)

Eitrheim, Øyvind og Solveig K. Erlandsen. 2004. *Tables: House price indices for Norway 1819-2003*.

Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003. Bicentenary Project, Occasional Paper 35/2004. Oslo: Norges Bank. Hentet fra:

<http://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/House-price-indices/>

Eitrheim, Øyvind, Jan Tore Klovland og Jan Fredrik Qvigstad. 2004. *Historical Monetary Statistics*

for Norway 1819-2003. Bicentenary Project, Occasional Paper 35/2004. Norges Bank. Hentet fra:

<http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/Pengepolitisk-rapport-med-vurdering-av-finansiell-stabilitet/2017/317-pengepolitisk-rapport/>

Engle, Robert F. og C. W. J. Granger. 1987. *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. *Econometrica*. The Econometric Society. Hentet fra:

https://www.jstor.org/stable/1913236?seq=1#page_scan_tab_contents

Eurostat 2012. Eurostat: *Handbook on Residential Property Price Indices 2013*. Hentet fra:

<http://ec.europa.eu/eurostat/web/housing-price-statistics/methodology/rppi-handbook>

Federal Reserve Board, The. 2007. *Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated*. Board of Governors of the Federal Reserve System. International Finance Discussion Papers. Hentet fra:

<https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2007/915/ifdp915.htm>

Fellesorganisasjonen. 2013. *Gjeninnfør sosial boligpolitikk*. Hentet fra:

<https://www.fo.no/nyheter/gjeninnfor-sosial-boligpolitikk-article7720-1064.html>

Finansdepartementet. 2017. *For budsjettåret 2018: Skatter, avgifter og toll 2018*. Prop.1 LS (2017 2018). Det Kongelige Finansdepartement. Hentet fra:

https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2018/dokumenter/pdf/skatt.pdf

Finanstilsynet. 2011. *Nye retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål fastsatt*. Hentet fra:

<https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2011/nye-retningslinjer-for-forsvarlig-utlanspraksis-for-lan-til-boligformal-fastsatt/>

Gallin, Joshua. 2003. *The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets*. FEDS Working Paper 17/2003. Hentet fra:

https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=410808

Hamrick, Jeff. 2013. *Youtubevideo: The Skewness-Kurtosis (Jarque-Bera) Test in Stata*. Hentet fra:

https://www.youtube.com/watch?v=dq-HNPVO_Sl&t=201s

Hodne, Fritza og Ola H. Grytten. 2002. *Norsk økonomi i det tyvende århundre*. Bergen: Fagbokforlaget.

Hoemsnes, Anita. 2017. *Færre hobbyinvestorer i boligmarkedet*. Dagens Næringsliv. Oppdatert 25.06.2017. Hentet fra:

<https://www.dn.no/nyheter/2017/06/25/1856/Eiendom/faerre-hobbyinvestorer-i-boligmarkedet>

Hossain, Sayed. 2013. *Youtubevideo: White Noise in the Residual. Model One. STATA*. Hentet fra:

<https://www.youtube.com/watch?v=4aU6C2WwUuk&t=313s>

Housing Europe. 2017. *A State of Housing map of Europe*. Hentet fra:

<http://www.housingeurope.eu/resource-1001/a-state-of-housing-map-of-europe>

Jacobsen, Dag Henning og Bjørn. E. Naug. 2004. *Hva driver boligprisene?* Penger og kreditt 04/2004. Oslo: Norges Bank. Hentet fra:

<http://www.norges->

[bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf](http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf)

- Jacobsen, Dag Henning og Bjørn. E. Naug. 2004. *Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene?* Penger og kreditt 02/2004. Oslo: Norges Bank. Hentet fra:
http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-02/gjeldsveksten.pdf
- Johansen, Søren. 1991. *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. Econometrica. The Econometric Society. Hentet fra:
https://www.jstor.org/stable/2938278?seq=1#page_scan_tab_contents
- Kenny, Geoff. 1998. *The Housing Market and the Macroeconomy: Evidence From Ireland*. Central Bank of Ireland. Research and Technical Papers 01/1998. Hentet fra:
https://econpapers.repec.org/paper/cbiwpaper/1_2ft_2f98.htm
- Kiyotaki, Nobuhiro og John Moore. 1997. *Credit Cycles*. Journal of Political Economy 02/1997. Hentet fra:
<http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/262072>
- Krogsveen. 2017. *Boligprisstatistikk*. Hentet fra:
<https://krogsveen.no/Boligprisstatistikk>
- Larsen, Erling Røed og Dag Einar Sommervoll. 2004. *Boligprisene i Oslo på 1990-tallet*. Økonomisk analyse 02/2004. Oslo: Statistisk Sentralbyrå. Hentet fra:
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/boligprisene-i-oslo-paa-1990-tallet>
- Larsen, Erling Røed og Dag Einar Sommervoll. 2004. *Hva bestemmer boligprisene?* Samfunnsspeilet 02/2004. Oslo: Statistisk Sentralbyrå. Hentet fra:
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/hva-bestemmer-boligprisene>
- Lütkepohl, Helmut. 2005. *Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables*. EUI Working Paper ECO 02/2005. European University Institute: Department of Economics. Hentet fra:
<http://cadmus.eui.eu/bitstream/handle/1814/2817/ECO2005-2.pdf>

- Kuzmenko, E., L. Smutka, M. Pankov, M. og N. Efimova. 2017. *The Success of Economic Policies in Russia: Dependence on Crude Oil vs. Export Diversification*. Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis, 65(1), s 299-310.
- Liew, Venus Khim-Sen. 2004. *Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ?* Economics Bulletin 03/2004. Hentet fra:
https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=885505
- Lindorff 2017. Lindorffanalysen 3/2017: Betalingstrøbbel for de eldste. Hentet fra:
<https://www.lindorff.no/klient/lindorffanalysen/>
- Malpezzi, Stephen. 1999. *A Simple Error Correction Model of House Prices*. Journal of Housing Economics. Hentet fra:
https://econpapers.repec.org/article/eeejhouse/v_3a8_3ay_3a1999_3ai_3a1_3ap_3a27-62.htm
- Mamre, Mari O. 2017. *Telefonintervjuer og e-postkorrespondanse gjennom høsten 2017*. Seniorøkonom i NyAnalyse.
- Mamre, Mari O. 2017. *Byggebremser gir ny boligprisvekst*. Dagens Næringsliv. Publisert: 13.10.2017. Hentet fra:
<https://www.dn.no/meninger/2017/10/13/2050/Innlegg/byggebremser-gir-ny-boligprisvekst>
- Meen, Geoff. 2002. *The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?* Journal of Housing Economics. Hentet fra:
https://econpapers.repec.org/article/eeejhouse/v_3a11_3ay_3a2002_3ai_3a1_3ap_3a1-23.htm
- Mikalsen, Bjørn-Egil og Emilie Solberg. 2017. *Nyboligsalget i Oslo har falt 77 prosent på et år*. Dagens Næringsliv. Oppdatert: 18.10.2017. Hentet fra:
<https://www.dn.no/nyheter/2017/10/18/1204/Eiendom/nyboligsalget-i-oslo-har-falt-77-prosent-pa-et-ar>
- Mork, Knut Anton 2017. *Gjestekommentar: Mislighold tar tid*. Lindorffanalysen 3/2017. Hentet fra:
<https://www.lindorff.no/klient/lindorffanalysen/>
- Nagaraja, Chaitra H., Lawrence D. Brown og Susan M. Wachter. 2012. *Repeat Sales House Price Index Methodology*. SSRN Electronic Journal. Hentet fra:
<http://realestate.wharton.upenn.edu/wp-content/uploads/2017/03/724.pdf>

NEF. 2017. *Sekundærboligstatistikken: økning i sekundærboliger fra januar til august 2017*. Hentet fra:
<http://www.nef.no/nyheter/okning-i-sekundaerboliger-fra-januar-til-august-2017/>

Nilsen, Øivind Anti. 2016. *ECN402-H16 Econometric Techniques: Time Series*.
Bergen: Norge Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Nilsen, Øivind Anti. 2016. *ECN402-H16 Econometric Techniques: Highly Persistent Time Series*.
Bergen: Norges Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Nilsen, Øivind Anti. 2016. *ECN402-H16 Econometric Techniques: ADF and Cointegration: What lag length?* Bergen: Norges Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Nordvik, Viggo og Per Medby. 2007. *Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder*. NOVA Rapport 08/2007. Oslo: HiOA – Velferdsforskningsinstituttet NOVA. Hentet fra:
<http://www.hioa.no/Om-HiOA/Senter-for-velferds-og-arbeidslivsforskning/NOVA/Publikasjoner/Rapporter/2007/Selektive-virkemidler-i-lokale-boligmarkeder>

Norges Bank. 2017. *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet*. 3/2017.
Oslo: Norges Bank. Hentet fra:
<http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/Pengepolitisk-rapport-med-vurdering-av-finansiell-stabilitet/#2017>

Norges Bank. 2017. *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet*. 4/2017.
Oslo: Norges Bank. Hentet fra:
<http://www.norges-bank.no/publisert/publikasjoner/pengepolitisk-rapport-med-vurdering-av-finansiell-stabilitet/>

Norges Bank. 2017. *Rentestatistikk*. Hentet fra:
<http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk/>

Norges Bank. 2017. Utlånsundersøkelse: Noe økte utlånsmarginer. 02/2017. Hentet fra:
http://static.norges-bank.no/contentassets/4f0bc7f0600b4088a484408422f9747d/uu_2017_q2.pdf?v=08/03/20170%2083119&ft=.pdf

- NOU. 2003. *Storbymeldingen. 31/2002-2003*. Oslo: Departementenes servicesenter, Informasjonsforvaltning. Hentet fra:
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/stmeld-nr-31-2002-2003-/id402979/>
- NOU. 2008. *Kjønn og lønn. 06/2008*. Oslo: Departementenes servicesenter, Informasjonsforvaltning. Hentet fra:
<http://www.regjeringen.no/nb/dep/bld/dok/nouer/2008/nou-2008-6/14.html?id=501204>
- NOU. 2009. *Fordelingsutvalget. 10/2009*. Oslo: Finansdepartementet. Hentet fra:
<http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/2009/nou-2009-10/15.html?id=568475>
- NOU. 2011. *Bedre rustet mot finanskriser – Prisbobler. 01/2011*. Oslo: Finansdepartementet. Hentet fra:
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2011-1/id631151/>
- NOU. 2016. *Lønnsdannelsen i lys av nye økonomiske utviklingstrekk. 15/2016*. Oslo: Finansdepartementet. Hentet fra:
<https://www.regjeringen.no/contentassets/77d435e6aa6d421480708c971ce734a9/no/pdfs/nu201620160015000dddpdfs.pdf>
- NyAnalyse. 2017. *Boligmarkedet 2017. 01/2017*. Laget på oppdrag for Huseiernes Landsforbund. Hentet fra:
https://www.huseierne.no/contentassets/1a882384639e4268aa4fc5c7b202e2a0/boligfakta_1_2017_boligpriser.pdf
- Oilprice.com. 2017. *Brent crude oil spot price*. Hentet fra:
<https://oilprice.com/>
- Osland, Liv. 2001. *Den hedonistiske metoden og estimering av attributtpriser*. Norsk Økonomisk Tidsskrift 01/2001. Hentet fra:
<http://samfunnsokonomene.no/wp-content/uploads/2010/01/01.-Osland-s.-1-22.pdf>
- Phillips, P. C. B og S. Ouliaris. 1990. *Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration*. Econometrica. The Econometric Society. Hentet fra:
https://www.jstor.org/stable/2938339?Search=yes&resultItemClick=true&searchText=hillips&searchText=and&searchText=ouliaris&searchUri=%2Faction%2FdoBasicSearch%3FQuery%3Dphillips%2Band%2Bouliaris&seq=1#page_scan_tab_contents

Pihl, Carsten. 2017. *Boligmarkedskonferansen: Full støtte til den norske boligmodellen*. Publisert 23.3.17. Hentet fra:

<http://www.nef.no/nyheter/boligmarkedskonferansen-full-stotte-til-den-norske-boligmodellen/>

Prognosesenteret. 2014. *Om boligmarked og boligfinansiering*. Laget på oppdrag for Finans Norge. Hentet fra:

<https://www.finansnorge.no/contentassets/f2ad4fbbfe38459f80c21970d24c1a63/boligmarked-og-boligfinansiering.pdf>

Prognosesenteret. 2017. *Markedsrapport 1. Halvår 2017*. Laget på oppdrag for Byggenæringens Landsforening. Hentet fra:

<https://www.bnl.no/globalassets/dokumenter/rapporter/bnl-markedsrapport-2017-juni.pdf>

Regjeringen. 2015. *Strategi for boligmarkedet*. Hentet fra:

https://www.regjeringen.no/contentassets/54821f1c3c4f488a8e64e32d155e2b79/strategi_for_boligmarkedet.pdf

Regjeringen. 2016. *Fastsetter ny boliglånsforskrift*. Hentet fra:

<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/fastsetter-ny-boliglansforskrift/id2523967/>

Regjeringen. 2016. *Boliglånsforskriften: forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig*. Hentet fra:

<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/forskrift-om-krav-til-nye-utlan-med-pant-i-bolig/id2417408/>

Regjeringen. 2016. *Nærmere om ny boliglånsforskrift*. Hentet fra:

<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/dep/fin/pressemeldinger/2016/fastsetter-ny-boliglansforskrift/narmere-om-ny-boliglansforskrift/id2523977/>

Regjeringen. 2017. *Skattesatser 2018*. Hentet fra:

<https://www.regjeringen.no/no/tema/okonomi-og-budsjett/skatter-og-avgifter/skattesatser-2018/id2575161/>

Rosen, Sherwin. 1974. *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition*. The Journal of Political Economy 01/1974. Hentet fra:

<http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260169>

Skatteetaten. 2017. *Tabeller og satser: Alminnelig skattesats*. Hentet fra:

<http://www.skatteetaten.no/no/Tabeller-og-satser/Alminnelig-inntekt/>

Skatteetaten. 2017. *Tabeller og satser. Formuesskatt*. Hentet fra:

<http://www.skatteetaten.no/no/Tabeller-og-satser/Formuesskatt/>

SSB. 2017. *Boforhold, registerbasert*. Oppdatert 13.9.17. Hentet fra:

<http://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/boforhold/aar>

SSB. 2017. *Tabell: 06230: Leiemarkedsundersøkelsen*. Gjennomsnittlig månedlig leie og årlig leie per kvm, etter leieforholdets lengde (kr). Leiemarkedsundersøkelsen. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectout/pivot.asp?checked=true>

SSB. 2017. *Tabell 08930 og 08930: Sysselsetting og arbeidsløse for personer 15-74 år. Sesongjusterte tal og trend, 3 måneders glidande gjennomsnitt, etter kjønn og alder. Arbeid og lønn. Arbeidskraftundersøkinga, sesongjusterte tal*. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/akumnd>

SSB. 2017. *Tabell 06913 og 01222. Folkemengde og befolkningsendringer. Befolkning*. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/befolkning>

SSB. 2017. *Tabell: 06265: Boliger, etter bygningstype (K). Bygg, bolig og eiendom*. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/boligstat/aar>

SSB. 2017. *Tabell: 09747: Privathusholdninger, personer i privathusholdninger og personer per privathusholdning (K) (B). Familier og husholdninger*. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/befolkning/statistikker/familie>

SSB. 2017. *Tabell 10678: Registrerte inntekter (gjennomsnitt) for hushald og hushaldstype (F). Inntekt og arbeid*. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk>

SSB. 2017. *Tabell: 07200: Renter på utestående utlån, etter långiver, utlånstype og sektor*.

Totaltelling (prosent). Renter. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/renter>

SSB. 2017. *Finansielle sektorregnskaper*. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/finsek>

SSB. 2017. *Hva er egentlig BNP? Nasjonalregnskap og konjunkturer*. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/hva-er-egentlig-bnp>

SSB. 2017. *Konjunkturtendensene; utviklingen i norsk og internasjonal økonomi. Økonomiske analyser* 04/2017. Hentet fra:

https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/_attachment/331294?ts=160258a9ba8

SSB. 2017:4. *Konjunkturtendensene til Norge og utlandet: Den moderate oppgangen fortsetter.*

Hentet fra:

<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/den-moderate-oppgangen-fortsetter>

SSB. 2017:4. *Konjunkturtendensene til Norge og utlandet: Konjunkturbunnen er nådd, oppgangen blir i krabbegir.* Hentet fra:

<http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/konjunkturbunnen-er-nadd-oppgangen-blir-i-krabbegir>

SSB. 2017. *Makroøkonomiske hovedstørrelser 2005-2020. Regnskap og prognoser. Prosentvis endring fra året før der ikke annet framgår.* Hentet fra:

<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/den-moderate-oppgangen-fortsetter?tabell=331386>

SSB. 2017. *Priser og prisindekser. Prisenivå på varer og tjenester.* Oppdatert 19.6.17. Hentet fra:

<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/pppvare>

SSB. 2017. *Priser og prisindekser. Tabell 07221 og 07230: Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region (2015=100).* Hentet fra:

<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bpi>

SSB. 2017. *Rentesatser og rentebindingsandeler på boliglån til husholdningene, kvartalsvis totaltelling, i prosent.* Hentet fra:

<https://www.ssb.no/renter>

SSB. 2017:3. *Årsaker til ulike tall på arbeidsledighet.* Hentet fra:

<https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/arsaker-til-ulike-tall-pa-arbeidsledighet>

StataCorp. Ukjent årstall. *varsoc – Obtain lag-order selection statistics for VARs and VECMs.*

Hentet fra:

<https://www.stata.com/manuals13/tsvarsoc.pdf>

StataCorp. Ukjent årstall. *vec intro – Introduction to vector error-correction models*. Hentet fra:

<https://www.stata.com/manuals13/tsvecintro.pdf>

StataCorp. Ukjent årstall. *vecstable — Check the stability condition of VECM estimates*. Hentet fra:

<https://www.stata.com/manuals13/tsvecstable.pdf#tsvecstable>

Stock, James H. og Mark W. Watson. 2011. *Introduction to Econometrics*. 3. utgave. Pearson.

Stortinget. 2017. *Notat Stortinget eiendomsskatt: Innledning om norsk boligpolitikk og den norske boligmodellen*. Hentet fra:

<http://static.mnm.as/mvxqhygxvg-6656.pdf>

Takle, Mona. 2012. *Boligprisindeksen: Dokumentasjon av metode*. Hentet fra:

https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201210/notat_201210.pdf

Verdensbanken (The World Bank Group). *GDP deflator (base year varies by country)*. World Development Indicators. World Bank national accounts data, and OECD National Accounts data files. Sist oppdatert 24.10.17. Hentet fra:

<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.DEFL.ZS?locations=NO>

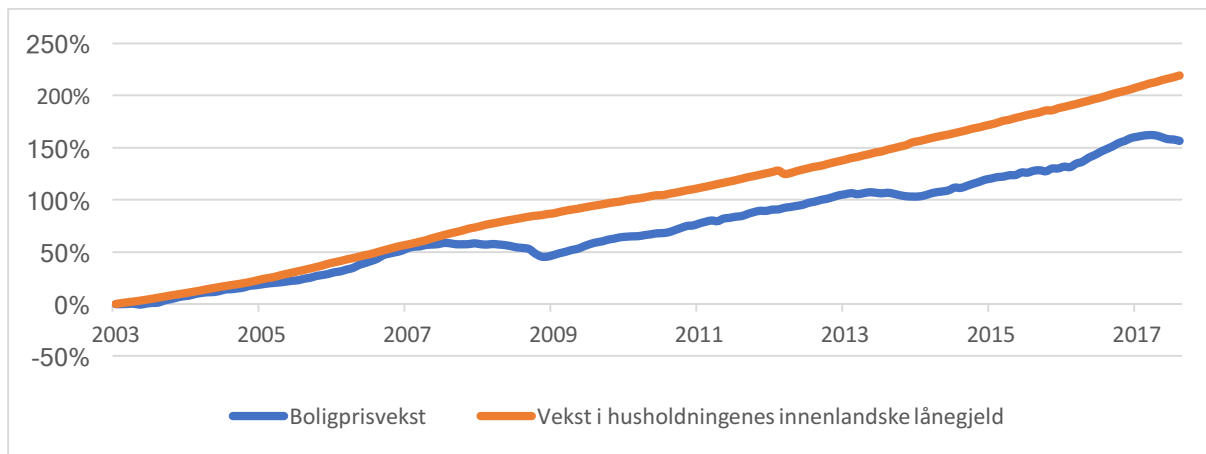
Zhang, Li-Chun. 2006. *Prisindeksberegninger*. Notater 2006/74. Statistisk sentralbyrå. Hentet fra:

http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200674/notat_200674.pdf

Vedlegg

Vedlegg 1: Gjeld

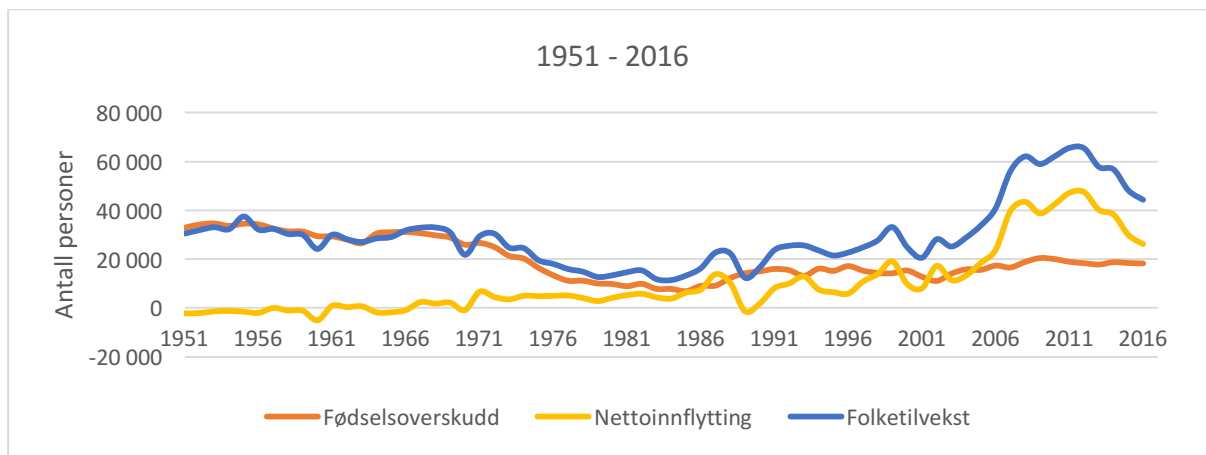
Figur 59: Utviklingen i husholdningenes innenlandske lånegjeld og boligprisvekst



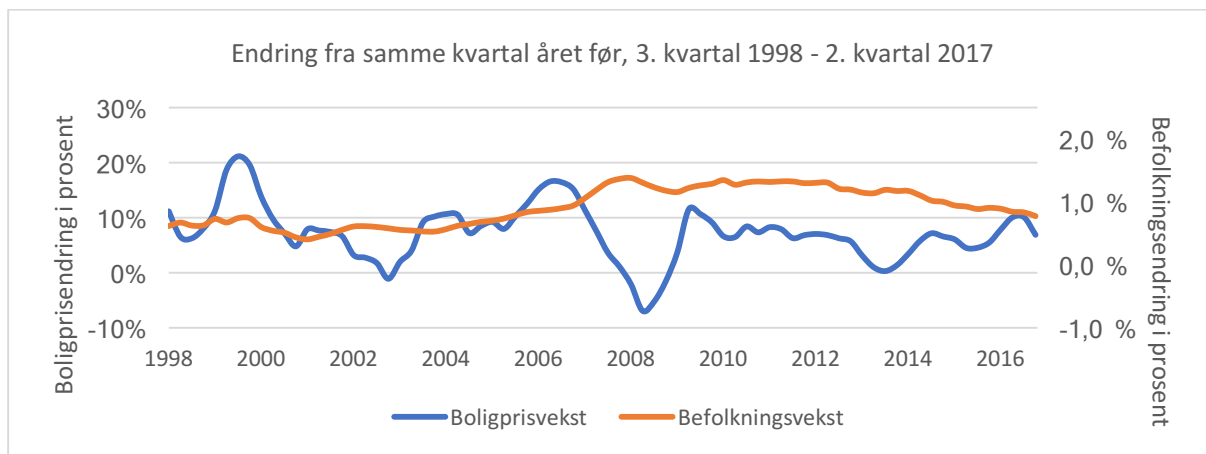
Kilder: Eiendom Norge, Eiendomsverdi, Finn.no og SSB (11599)

Vedlegg 2: Befolkningsvekst

Figur 60: Befolkningsendringer



Figur 61: Utviklingen i befolkningen og boligprisindeksen



Vedlegg 3: Jacobsen og Naug sin boligprismodell

Uskrift 1

```
. regress Ln_D1_BPI Ln_D1_inntekt D1_Rente l1_D1_Rente FORVV L1_ln_BPI l1_Rente lnArble
> dighet l1_inntektssubk83 S1 S2 S3
```

Source	SS	df	MS			
Model	.025298921	11	.002299902	Number of obs =	79	
Residual	.022154934	67	.000330671	F(11, 67) =	6.96	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.5331	
				Adj R-squared =	0.4565	
Total	.047453855	78	.000608383	Root MSE =	.01818	

Ln_D1_BPI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ln_D1_inntekt	-.0652424	.070945	-0.92	0.361	-.2068493	.0763645
D1_Rente	-2.736194	.6528809	-4.19	0.000	-4.039349	-1.433038
l1_D1_Rente	-.5194056	.5922948	-0.88	0.384	-1.701631	.6628198
FORVV	3.03e-08	1.08e-08	2.79	0.007	8.63e-09	5.19e-08
L1_ln_BPI	.0351075	.0288365	1.22	0.228	-.0224504	.0926653
l1_Rente	-1.184174	.2723303	-4.35	0.000	-1.727748	-.6406007
lnArbledighet	.0002909	.0168095	0.02	0.986	-.0332611	.0338428
l1_inntektssubk83	-.1874563	.0732373	-2.56	0.013	-.3336385	-.041274
S1	.0133804	.0062021	2.16	0.035	.0010009	.0257599
S2	.0047931	.0060689	0.79	0.432	-.0073206	.0169067
S3	-.003222	.0061875	-0.52	0.604	-.0155722	.0091282
_cons	-.5821969	.3322254	-1.75	0.084	-1.245322	.0809279

Resultater fra Breusch-Godfrey (BG)-test

```
. estat bgodfrey
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2.935	1	0.0867

H0: no serial correlation

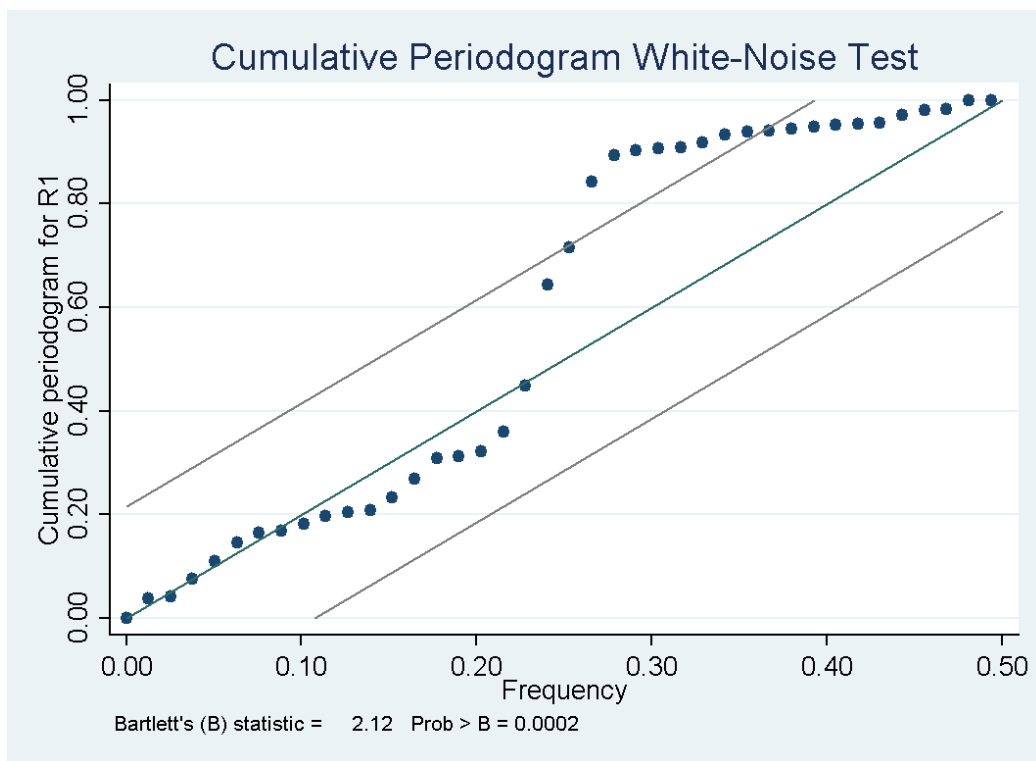
Resultater fra Portmanteau-test for hvit støy

```
. wntestq R1
```

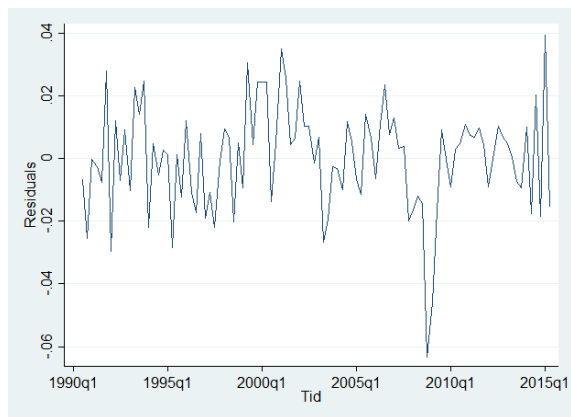
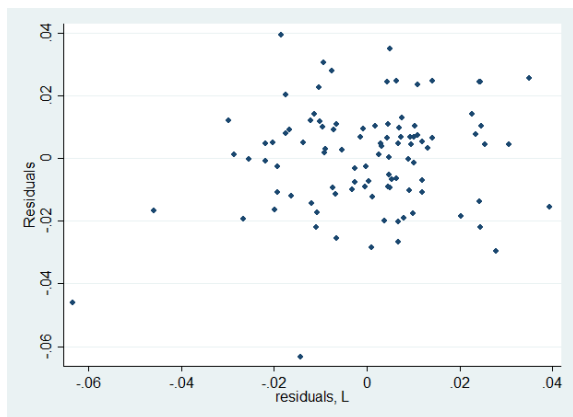
Portmanteau test for white noise

```
Portmanteau (Q) statistic = 111.0323
Prob > chi2(37) = 0.0000
```

Resultater av grafisk LB-test for hvit støy



Resultater plot av restleddene



Vedlegg 4: VECM

Komplett koeffisientmatrise for VECM-modellen som presenteres i utredningen

Lags(3), rank(2)

D_ln_d1_bpid						
_ce1						
L1.	-.8678875	.1753677	-4.95	0.000	-1.211602	-.5241731
_ce2						
L1.	-2.955498	.603869	-4.89	0.000	-4.13906	-1.771937
ln_d1_bpid						
LD.	.368814	.1301343	2.83	0.005	.1137555	.6238725
L2D.	-.0578764	.1135338	-0.51	0.610	-.2803985	.1646457
ln_d1_k83						
LD.	11.26903	4.465196	2.52	0.012	2.517408	20.02066
L2D.	8.540132	4.385357	1.95	0.051	-.0550111	17.13527
d1_arb						
LD.	.0170029	.0158362	1.07	0.283	-.0140355	.0480414
L2D.	.021212	.0135837	1.56	0.118	-.0054116	.0478356
ln_d1_gjelddd						
LD.	-.994949	.2464991	-4.04	0.000	-1.478078	-.5118196
L2D.	-.3530932	.2219788	-1.59	0.112	-.7881635	.0819772
_cons	-.0000486	.0024212	-0.02	0.984	-.0047939	.0046968
D_ln_d1_k83						
_ce1						
L1.	.0076097	.0046369	1.64	0.101	-.0014783	.0166978
_ce2						
L1.	.0197302	.0159667	1.24	0.217	-.011564	.0510245
ln_d1_bpid						
LD.	-.0052154	.0034408	-1.52	0.130	-.0119593	.0015285
L2D.	-.0039419	.0030019	-1.31	0.189	-.0098256	.0019417
ln_d1_k83						
LD.	-.2138039	.1180631	-1.81	0.070	-.4452032	.0175955
L2D.	-.0584077	.1159521	-0.50	0.614	-.2856695	.1688542

Fortsettelse koeffisientmatrise fra forrige side

di_arb							
LD.	.0000477	.0004187	0.11	0.909	-.000773	.0008684	
L2D.	1.15e-06	.0003592	0.00	0.997	-.0007028	.0007051	
ln_d1_gjeldd							
LD.	.0078079	.0065176	1.20	0.231	-.0049664	.0205822	
L2D.	.0138576	.0058693	2.36	0.018	.002354	.0253611	
_cons	.0000229	.000064	0.36	0.720	-.0001026	.0001484	
D_di_arb							
_ce1							
L1.	-1.089233	1.454696	-0.75	0.454	-3.940383	1.761918	
_ce2							
L1.	-10.05179	5.009164	-2.01	0.045	-19.86957	-.2340102	
ln_d1_bpid							
LD.	.2143503	1.079479	0.20	0.843	-1.90139	2.33009	
L2D.	.4296976	.9417758	0.46	0.648	-1.416149	2.275544	
ln_d1_k83							
LD.	-9.923038	37.03933	-0.27	0.789	-82.51879	62.67271	
L2D.	-48.48092	36.37705	-1.33	0.183	-119.7786	22.8168	
di_arb							
LD.	-.0607449	.1313634	-0.46	0.644	-.3182124	.1967226	
L2D.	-.0052276	.1126785	-0.05	0.963	-.2260734	.2156182	
ln_d1_gjeldd							
LD.	5.163179	2.044739	2.53	0.012	1.155564	9.170794	
L2D.	2.263631	1.84134	1.23	0.219	-1.345329	5.87259	
_cons	7.10e-06	.0200837	0.00	1.000	-.0393563	.0393705	
D_ln_d1_gjeldd							
_ce1							
L1.	.0898124	.0981756	0.91	0.360	-.1026082	.2822329	
_ce2							
L1.	.1886649	.3380622	0.56	0.577	-.4739248	.8512546	
ln_d1_bpid							
LD.	-.0136227	.0728527	-0.19	0.852	-.1564113	.1291659	
L2D.	.1040233	.0635593	1.64	0.102	-.0205506	.2285971	
ln_d1_k83							
LD.	-2.340508	2.499737	-0.94	0.349	-7.239903	2.558888	
L2D.	1.789595	2.455041	0.73	0.466	-3.022198	6.601387	
di_arb							
LD.	.0066301	.0088655	0.75	0.455	-.010746	.0240063	
L2D.	.0106712	.0076045	1.40	0.161	-.0042334	.0255758	
ln_d1_gjeldd							
LD.	-.9204809	.1379968	-6.67	0.000	-1.19095	-.650012	
L2D.	-.6721346	.1242697	-5.41	0.000	-.9156987	-.4285705	
_cons	-.0003853	.0013554	-0.28	0.776	-.0030418	.0022713	

VECM-modell med rentevariabel inkludert

Lags(3), rang(2)

```

Vector error-correction model

Sample: 1997q4 - 2016q3                No. of obs   =       76
                                         AIC          = -25.89788
Log likelihood = 1055.119              HQIC        = -25.02768
Det(Sigma_ml) = 6.01e-19              SBIC        = -23.72048

Cointegrating equations

Equation      Parns    chi2      P>chi2
-----
_ce1          3      14.37476  0.0024
_ce2          3      71.38043  0.0000

Identification: beta is exactly identified

                Johansen normalization restrictions imposed

```

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_ce1						
ln_d1_bpid	1
d1_arb	6.94e-18
ln_d1_gjeldd	-.469342	.3768981	-1.25	0.213	-1.208049	.2693647
ln_d1_k83	3.543157	2.32125	1.53	0.127	-1.00641	8.092725
ln_d1_Rrente	-.1237468	.034307	-3.61	0.000	-.1909873	-.0565063
_cons	-.0321649
_ce2						
ln_d1_bpid	-8.88e-16
d1_arb	1
ln_d1_gjeldd	8.113215	3.19347	2.54	0.011	1.854129	14.3723
ln_d1_k83	5.502903	19.66803	0.28	0.780	-33.04573	44.05154
ln_d1_Rrente	2.19838	.2906844	7.56	0.000	1.628649	2.768111
_cons	-.2027867

Lineæritetstesting av VECM-modell med rentevariabel inkludert

Kortsiktig sammenheng. Signifkant på 5%.

```

. test ([D_ln_d1_bpid]: LD.ln_d1_gjeldd L2D.ln_d1_gjeldd)

( 1) [D_ln_d1_bpid]LD.ln_d1_gjeldd = 0
( 2) [D_ln_d1_bpid]L2D.ln_d1_gjeldd = 0

        chi2( 2) =      6.02
        Prob > chi2 =    0.0494

```