

**Olav Aasen & Anders Engene Bjåland**

---

# **Har det eksistert en boligprisboble i Oslo de siste årene?**

**En empirisk studie av boligprisutviklingen i Oslo**

**Masteroppgave i økonomi og administrasjon**

**Handelshøyskolen ved OsloMet - storbyuniversitetet**

**2018**

## Sammendrag

I denne masteroppgaven er analysene for boligprisene i Oslo hovedsakelig basert på en regional boligprismodell. Modellen tar utgangspunkt i en nasjonal boligprismodell som er presentert i artikkelen *Hva driver boligprisene?* (Jacobsen og Naug 2004). I tillegg ønsker vi å benytte to andre velkjente analyser for å kunne kommentere boligprisutviklingen fra flere innfallsvinkler. Vi vil starte oppgaven med å presentere relevant teori og historiske hendelser som har preget boligmarkedet. Deretter vil vi gå gjennom de ulike metodene og statistiske testene vi har tatt i bruk for å besvare spørsmålet om modellens og tidsseriens gyldighet.

Etter at grunnlaget for oppgaven er presentert ønsker vi å re-estimere modellen med originale tidsserier og samme estimeringsperiode, for å kunne vurdere om modellen fremdeles estimerer de samme signifikante koeffisientene som er presentert i artikkelen. Videre tester vi om prediksjonsevnen til modellen er forandret når vi utvider tidsseriene frem til og med 2017. Etter at vi har gjennomført estimeringen for Norge ønsker vi å implementere regionale tidsserier som et forsøk på å besvare masteroppgavens problemstilling «Har det eksistert en boligprisboble i Oslo de siste årene?».

Som et supplement analyserer vi boligprisen i Oslo ved hjelp av konstruerte PR-rater. Disse ratene har som formål å sammenligne boligprisen opp imot leieprisen. I tillegg ser vi på den historiske realboligprisindeksen og sammenligner dens utvikling med tidligere boligprisbobler.

Resultatene fra den regionale boligprismodellen viser en forklaringskraft på 84,66%, noe som er nokså likt med hva vi fikk da vi re-estimerte modellen. Basert på modellens prediksjon ser vi at den predikerte boligprisen ligger relativt nær den faktiske boligprisen, noe som kan tyde på at det ikke har eksistert en boligprisboble i Oslo. Likevel vil det kunne foreligge visse svakheter da modellen kan ha utelatt relevante forklaringsvariabler som igjen kan påvirke resultatet vi har fått.

Etter hva vi fant ved PR-analysene og den historiske realboligprisindeksen er det på motsatt side indikasjoner som heller mot en boligprisboble de siste årene.

I tillegg til en viss usikkerhet i modellen, samt de tvetydige resultatene i våre analyser, vil en ensidig konklusjon være vanskelig å trekke.

## **Abstract**

In this master thesis, the analyses of house prices in Oslo are mainly based on a regional house price model. The model is based on a national house price model which is presented in the article *Hva driver boligprisene?* (Jacobsen og Naug 2004). In addition, we want to use two other well-known analyses to interpret the development of house prices from several approaches. We will start with the presentation of relevant theory and historical events that have characterized the housing market. Thereafter, we will review the various methods and statistical tests we have used to answer the question of the validity of the model and the time series.

As a supplement, we will analyze the house prices in Oslo using constructed PR-rates, which compare the house prices with the rental prices. In addition, we will look at the historical real house price index and compare this development with previous housing price bubbles.

Based on the regional house price model, it seems that the price development can mainly be explained by the fundamental factors that are included in the model. The model predicts house prices that are relatively similar to the actual house prices, suggesting that the housing prices is neither overestimated nor underestimated. Further precise and definite conclusions than the findings in the other two analyses, will be problematic to determine.

## **Forord**

Denne masteroppgaven utføres som siste del av vår mastergrad i økonomi og administrasjon ved OsloMet – Storbyuniversitetet.

Ved valg av tema til oppgaven falt det naturlig for oss å velge noe som begge har en genuin interesse for. Vi har begge to en bachelorgrad i eiendomsmegling, og er nysgjerrige på å forstå mer av hvilke mekanismer som ligger til grunn for den økte boligprisen. Arbeidet vi har lagt ned denne våren har vært utfordrende, men også veldig lærerikt og spennende.

Vil rette en stor takk til vår veileder, Daniel Spiro, som har kommet med konstruktiv og nyttig veiledning. I tillegg ønsker vi å takke Marius Hagen i Norges Bank for tilsendt datamateriale knyttet til den originale boligprismodellen. I forbindelse med utarbeidelsen av den regionale boligprismodellen ønsker vi å takke Eirik Åsland i NAV og Ann Håkonsen i Finans Norge for tilsendt relevante tidsserier.

Oslo, 29. mai 2018

Anders Engene Bjåland og Olav Aasen

## Innholdsfortegnelse

<b>Innledning</b> .....	<b>1</b>
<b>2 Teori</b> .....	<b>2</b>
2.1 Bobleteori .....	2
2.1.1 Definisjon.....	2
2.1.1 Case & Schiller .....	3
2.1.2 P/R-koeffisienter .....	4
2.2 Tidligere bobler i Norge .....	5
2.2.1 Kristianiakrakket 1899-1905.....	5
2.2.2 Depresjonen etter 1. verdenskrig (1920 årene).....	5
2.2.3 Bankkrisen 1988-1993 .....	6
2.2.4 Finanskrisen 2007-2010 .....	6
2.2.5 Hva kjennetegner krakkene/krisene? .....	7
2.3 Historisk boligprisutvikling.....	8
2.3.1 Norge .....	8
2.3.2 Oslo.....	10
2.3.3 Oppsummering av boligprisutvikling/trendanalyse .....	11
2.4 Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet .....	12
2.4.1 Avvik fra fundamentalverdi .....	13
2.5 Norsk boligpolitikk .....	13
2.5.1 Hvordan håndtere potensielle boligprisbobler? .....	16
<b>2.6 Boligprismodeller</b> .....	<b>17</b>
2.6.1 Jacobsen og Naugs boligprismodell .....	17
2.6.2 MODAG .....	21
2.6.3 RIMINI .....	22
<b>3 Metode</b> .....	<b>24</b>
3.1 Minste kvadraters metode .....	24
3.1.1 Forutsetninger .....	24
3.1.2 Estimatenes egenskaper .....	26
3.2 Stasjonaritet.....	26
3.2.1 Test for stasjonaritet .....	27
3.3 Heteroskedastisitet.....	28
3.3.1 Test for heteroskedastisitet .....	28
3.4 Autokorrelasjon .....	29

3.4.1	Tester for autokorrelasjon.....	29
3.5	Multikollinearitet.....	33
3.5.1	Tester for multikollinearitet.....	34
3.6	Normalfordeling.....	35
3.6.1	Tester for normalfordeling.....	35
3.7	Feiljusteringsmodell.....	37
3.8	Spesifikasjonsfeil.....	38
3.9	Datamining.....	38
3.10	Kubisk spline interpolasjon.....	39
<b>4</b>	<b>Datamateriale.....</b>	<b>40</b>
4.1	Jacobsen og Naug Norge.....	40
4.2	Jacobsen og Naug Oslo.....	43
4.3	P/R.....	46
<b>5</b>	<b>Boligprismodell med originaldata.....</b>	<b>47</b>
5.1	Statistiske tester.....	47
5.1.1	Stasjonaritet.....	47
5.1.2	Heteroskedastisitet.....	48
5.1.3	Autokorrelasjon.....	49
5.1.4	Multikollinearitet.....	50
5.1.5	Normalfordeling.....	51
5.2	Forventningsvariabelen.....	51
5.3	Re-estimering.....	52
5.4	Tolkning.....	54
5.4.1	Korttidseffekter.....	54
5.4.2	Langtidseffekter.....	54
5.5	Prediksjon.....	56
<b>6</b>	<b>Boligprismodell med utvidet datagrunnlag.....</b>	<b>56</b>
6.1	Statistiske tester.....	56
6.1.1	Stasjonaritet.....	56
6.1.2	Heteroskedastisitet.....	57
6.1.3	Autokorrelasjon.....	58
6.1.4	Multikollinearitet.....	59
6.1.5	Normalfordeling.....	59
6.2	Forventningsvariabelen.....	60

6.3	Estimering.....	61
6.4	Tolkning.....	62
6.4.1	Husholdningens inntekter.....	63
6.4.2	Rente.....	63
6.4.3	Husholdningers forventninger.....	64
6.4.4	Ledighet.....	65
6.4.5	Boligmasse.....	65
6.5	Prediksjon.....	66
<b>7</b>	<b>Boligprismodell for Oslo.....</b>	<b>69</b>
7.1	Statistiske tester.....	69
7.1.1	Stasjonaritet.....	69
7.1.2	Heteroskedastisitet.....	69
7.1.3	Autokorrelasjon.....	70
7.1.4	Multikollinearitet.....	71
7.1.5	Normalfordeling.....	72
7.2	Forventningsvariabelen.....	72
7.3	Estimering.....	73
7.4	Tolkninger.....	74
7.4.1	Husholdningenes inntekter.....	74
7.4.2	Rente.....	75
7.4.3	Husholdninger forventninger.....	77
7.4.4	Ledighet.....	78
7.4.5	Boligmasse.....	79
7.5	Prediksjon.....	79
<b>8</b>	<b>Eksisterer boligboblen?.....</b>	<b>80</b>
8.1	P/R-koeffisienter for Oslo.....	80
8.2	Realboligprisindeks for Oslo.....	83
8.3	Den regionale boligprismodellen.....	84
<b>9</b>	<b>Konklusjon.....</b>	<b>85</b>
	<b>Referanser.....</b>	<b>87</b>
	<b>Vedlegg.....</b>	<b>91</b>
	Vedlegg 1: Re-estimering.....	91
	Vedlegg 2: Utvidet.....	92
	Vedlegg 3: Oslo-modellen.....	92

## Figurer

Figur 1: Realboligprisindeks Norge 1865-2017 .....	10
Figur 2: Realboligprisindeks Oslo 1990-2017 .....	11
Figur 3: Plot av homoskedastisitet og heteroskedastisitet .....	29
Figur 4 og Figur 5: Positiv autokorrelasjon.....	30
Figur 6 og Figur 7: Negativ autokorrelasjon.....	31
Figur 8 og Figur 9: Ingen autokorrelasjon.....	31
Figur 10: Forkastningsområdet for DW-test .....	32
Figur 11: Normalfordeling vs. skjevfordeling.....	36
Figur 12: Årlig data vs. interpolert data .....	40
Figur 13: Antall boliger i Oslo inndelt i gjennomsnittlig areal per bolig.....	46
Figur 14: Plot av residualer vs. predikerte residualer (Re-estimering) .....	48
Figur 15 og Figur 16: Autokorrelasjonsplot (Re-estimering) .....	49
Figur 17: Histogram av residualene (Re-estimering) .....	51
Figur 18: Predikert vs. faktisk boligpris (Re-estimering).....	56
Figur 19: Residualer vs. predikerte verdier (Utvidet) .....	57
Figur 20 og Figur 21: Autokorrelasjonsplot (Utvidet) .....	58
Figur 22: Histogram av residualene (Utvidet).....	60
Figur 23: Predikert vs. faktisk boligpris (Utvidet) .....	67
Figur 24: Prediksjon med originale koeffisienter (Utvidet) .....	68
Figur 25: Residualer vs. predikerte verdier (Oslo-modellen).....	70
Figur 26 og Figur 27: Autokorrelasjonsplot (Oslo-modellen) .....	70
Figur 28: Histogram av residualene (Oslo-modellen) .....	72
Figur 29: Husholdningers inntekter (Oslo-modellen) .....	75
Figur 30: Rente etter skatt (Oslo-modellen) .....	76
Figur 31: Gjennomsnittlig gjeld per person .....	76
Figur 32: Forventningsindikatoren vs. FORV (Oslo-modellen) .....	77
Figur 33: Antall registrerte ledige, i % av arbeidsstyrken (Oslo-modellen) .....	78
Figur 34: Konstruert boligmasse (Oslo-modellen).....	79
Figur 35: Predikert vs. faktisk boligpris (Oslo-modellen) .....	80
Figur 36: P/R-analyse .....	81
Figur 37: Realboligprisindeks Oslo 1865-2017 .....	83
Figur 38: Differansen mellom faktisk og predikert boligpris.....	84
Figur 39: Plot av tidsseriene for re-estimert modell.....	91
Figur 40: Plot av tidsseriene for utvidet modell .....	92
Figur 41: Plot av tidsseriene for Oslo-modellen .....	92



## Tabeller

Tabell 1: Resultater fra ADF-testen (Re-estimering) .....	47
Tabell 2: Korrelasjonsmatrise (Re-estimering) .....	50
Tabell 3: Forventningsvariabelen (Re-estimering).....	52
Tabell 4: Boligprismodellen (Re-estimering).....	53
Tabell 5: Korttidseffekter (Re-estimering).....	54
Tabell 6: Langtidseffekter (Re-estimering).....	55
Tabell 7: Resultater fra ADF-testen (Utvidet).....	57
Tabell 8: Korrelasjonsmatrise (Utvidet) .....	59
Tabell 9: Forventningsvariabelen (Utvidet) .....	61
Tabell 10: Boligprismodellen (Utvidet) .....	62
Tabell 11: Korttidseffekter (Utvidet) .....	62
Tabell 12: Langtidseffekter (Utvidet).....	63
Tabell 13: Resultater fra ADF-testen (Oslo-modellen) .....	69
Tabell 14: Korrelasjonsmatrise (Oslo-modellen).....	71
Tabell 15: Forventningsvariabelen (Oslo-modellen) .....	73
Tabell 16: Boligprismodellen (Oslo-modellen) .....	74

## Innledning

Boligpriser er et tema som opptar svært mange. Boliginvestering er ofte den største investeringen husholdninger foretar seg, og folk i Norge vil gjerne eie framfor å leie. De husholdningene som har eid egen bolig i perioden med prisstigning kan prise seg lykkelig. Vanskeligere er det for de som står utenfor markedet og som gjerne vil kjøpe sitt første hjem. Boligmarkedet i Oslo har vist tegn på lavt tilbud og stor etterspørsel. I tillegg har renteutviklingen gjort at tilgangen på kreditt har vært relativ lett. Politikerne har forsøkt å dempe prisveksten ved bruk av ulike verktøy, som boliglånsforskrift og økt boligbygging.

Etter en lang periode med betraktelig økte boligpriser har vi nå opplevd en nedjustering i boligmarkedet. Denne korreksjonen har rammet Oslo hardest, hvor gjennomsnittlig kvadratmeterpris falt med 12,9% fra februar 2017 til desember 2017. Denne korreksjonen fikk oss til å ville undersøke forklaringer på hva som skyldtes denne brå nedgangen. Basert på vår faglige bakgrunn og interesse for eiendom var valg av tema nokså enkelt. Nå hadde vi muligheten til å bruke vår masterutredning til å gå nærmere inn på hva som er med på å påvirke boligmarkedet, og hvordan dette henger sammen med økonomien for øvrig.

Før korreksjonen i 2017 hadde boligprisene i Oslo økt historisk mye siden finanskrisen i 2008. Det har vært mye skrivelier og meninger om denne utviklingen. Flere politikere og eksperter har sett på utviklingen med skepsis. Noen har ment at boligmarkedet har bobletendenser, og at situasjonen ikke kan forklares av de fundamentale faktorene. Dette har ført oss inn på følgende problemstilling:

*Har det eksistert en boligprisboble i Oslo de siste årene?*

For å kunne svare på dette har vi måtte undersøke hvilke fundamentale faktorer som er med på å påvirke boligprisene. Med utgangspunkt i boligprismodellen til Jacobsen og Naug har vi kunne sette opp en egen modell for Oslo. Deler av vår inspirasjon er hentet fra en tidligere masteroppgave som forsøkte å estimere en regional boligprismodell for Stavanger (Restorff 2013), med utgangspunkt i boligprismodellen til Jacobsen og Naug. Da vi ble oppmerksomme på denne masterutredningen fant vi det interessant å undersøke boligprisene på et regionalt nivå. På bakgrunn av den ekstreme utviklingen i hovedstaden var det å undersøke boligprisene i Oslo svært aktuelt. Modellen skal kunne forklare om boligprisene er bestemt

av inntekt, rente, arbeidsledighet, forventninger og boligmasse. Dersom så ikke er tilfelle kan det indikere at boligprisene er overvurdert.

For å kunne avdekke eventuelle boligprisbobler har vi undersøkt realboligprisindeksen og en Price to Rent-rate. Sammen med den historiske utviklingen og disse metodene ønsker vi å avdekke hvilke mekanismer som har vært med på å sette føringer for den enorme utviklingen i boligprisene.

## **2 Teori**

### **2.1 Bobleteori**

#### *2.1.1 Definisjon*

Begrepet boligboble nevnes gjerne når boligprisene stiger kraftig, for deretter å falle merkbart. Vi kan si at man er inne i en bobletilstand når økonomien kjennetegnes ved at aktiva/eiendeler prises altfor høyt i forhold til dens virkelige eller fundamentale verdi (Grytten og Hunnes 2016, 23).

Når økonomien går godt i et land sitter man igjen med et overskudd av penger som igjen plasseres i eiendeler. Eiendeler som verdipapirer, aksjer, obligasjoner og eiendom er typiske objekter å plassere formue i, og disse kalles formuesobjekter. Når det over tid blir plassert mye penger i eiendom, begynner prisene å stige grunnet økt etterspørsel. Eiendommene vil få stigende markedsverdi og dermed bli enda mer attraktive som investeringsobjekter. Som følge av spekulasjoner om fremtidig gevinst ved salg, vil prisene ytterligere skrus opp helt til man kommer til et punkt hvor prisene på eiendommene er langt høyere enn den fundamentale verdien. På dette tidspunktet er man inne i en boligboble-tilstand.

Dersom det faktisk foreligger en boligboble i markedet, vil det kunne få konsekvenser ved et eventuelt krakk. Et krakk forekommer når en boble sprekker, altså at prisene på eiendommer kollapser. Da befinner man seg i en situasjon hvor tilbudet plutselig er større enn etterspørselen, og prisene faller raskt og mye. Markedsaktiviteten faller brått og bankene vil kunne oppleve at deres panteverdier vil ligge lavere enn husholdningers låneverdier (Jacobsen og Naug 2004, 1). Bankene reagerer med å låne ut mindre i frykt for potensielle tap, og slik bremses både finansieringskildene og økonomien. Dette kan legge føringer for at økonomien beveger seg inn i en nedgangskonjunktur. Men et krakk behøver ikke å bety krise. Boligprisene kan falle raskt og mye uten at det får store og varige påvirkninger på

finansmarkedene for øvrig. Dette henger ofte sammen med hvor lenge prisene på boliger holder seg nede på et lavt nivå (Grytten og Hunnes 2016, 23).

### *2.1.1 Case & Schiller*

Case og Schiller er to amerikanske økonomer som utarbeidet syv kriterier for om en boligprisboble er oppfylt. Analysen deres er fra 2003 og den var ment for å avdekke en eventuell boligprisboble i USA. Deres syv kriterier var (Case og Shiller 2003):

1. *En utbredt forventning om at boligprisene vil stige*

Boligkjøpere tror at et hjem de vanligvis vurderer som for dyrt, vil nå kunne være innenfor rekkevidde på grunn av en forventning om signifikant prisstigning i fremtiden. De vil dermed ikke måtte spare like mye som de ellers ville gjort, siden de forventer at prisstigningen på deres bolig vil gjøre sparingen for dem. Dette er med på å øke etterspørselen i markedet og boligprisene vil stige som en følge av det.

2. *Press om å bli boligeier*

Førstegangskjøpere kan føle seg presset til å gå inn i boligmarkedet tidligere enn planlagt siden de føler at de ikke har noe annet valg. Hvis de ikke kjøper nå kan det være for sent. Disse førstegangskjøperne er med på å øke etterspørselen etter bolig, da disse også vil være med på den forventede prisstigningen.

3. *Svak forståelse av risiko*

En forventning om kraftig prisstigning kan ha en sterk påvirkning på etterspørselen hvis folk tror at deres bolig ikke vil kunne falle i pris og i verste fall bare for en kort periode. Dermed er det liten oppfattet risiko av å investere i en bolig. Undersøkelsen til Case og Schiller viser at de færreste oppfatter boligkjøp som noe risiko. Kjøperne forventer at dette er en av de tryggeste investeringene de kan gjøre, og forståelsen av risiko er svak.

4. *Boligprisene øker mer enn inntektene*

En fundamental utfordring når man vurderer en mulig boligprisboble er at forholdet mellom inntekt og boligpris er stabil. Dersom boligprisene øker mer enn inntektene kan prisene være overvurdert. Et mål på dette er P/E – (price-earning), som tar for seg forholdet mellom boligpriser og husholdningers inntekter.

5. *Kapitalgevinst ved salg som et dominerende motiv for kjøp av bolig*

En forventning om gevinst ved salg av eiendom vil lokke til seg spekulanter som kjøper eiendom som et investeringsobjekt. Hensikten for kjøperne er å tjene en

kapitalgevinst ved salg, og ikke bruke boligen som et hjem. Dersom boligprisene flates ut eller går inn i en nedgangstid vil disse spekulantene fjernes fra markedet.

6. *Stor oppmerksomhet mot boligprisene i media og privat*

Mediene kan påvirke boligkjøpere/selgere og deres forventninger til boligmarkedet. Positive versus negative medieoppslag er med på enten styrke eller svekke etterspørselen etter boliger. Dersom mediene melder om positive utsikter for boligmarkedet vil dette kunne være med å presse prisen ytterligere opp basert på psykologi.

7. *Forenklede oppfatninger om de økonomiske sammenhengene i boligmarkedet dominerer.*

En typisk forenklet oppfatning i boligmarkedet er at attraktive boliger har en verdiøkning som er større enn «vanlig» boliger. Økonomisk teori motbeviser dette, som tilsier at attraktive boliger er priset høyt i utgangspunktet og vil derfor ikke stige raskere enn de andre boligene.

### 2.1.2 *P/R-koeffisienter*

Price/Rent er en velkjent empirisk metode for å avdekke om det eksisterer en boligboble eller ikke. Denne metoden går ut på å sammenligne salgspris av boliger (P) med boligens leiepris (R) (Grytten og Hunnes 2016, 83).

P/R-koeffisienten beregnes av formelen:

$$P/R = \frac{\text{Boligpris}}{\text{Månedsløse} * 12}$$

Leieprisen (R) skal reflektere den inntjeningen man har ved å eie bolig. Leieprisen skal dermed dekke de kostnadene og den eventuelle fortjenesten man har ved å eie egen bolig. Salgspris (P) er markedsprisen til boligen. Den bestemmes av hvor mye markedet er villig til å betale i omsetningsøyeblikket (Grytten 2009).

Ved å dele markedsprisen  $P$  med leieprisen  $R$  får vi et forhold som sier noe om utviklingen mellom dem, og ideelt sett skal denne utviklingen over tid være konstant. Eventuelle avvik gir oss nyttig grunnlag for videre analyser av boligmarkedet. Dersom P/R-koeffisienten øker raskt, betyr det at boligprisene vokser mye raskere enn leieprisen. Dette er et forhold som ikke kan vedvare og mye kan da tyde på at markedet er på vei inn i en boligboble. Men man kan ikke entydig konkludere siden det ikke er lett å tolke forholdet mellom leiepris og

markedspris. Det kan være andre faktorer som er med på å påvirke forholdet, som for eksempel en økning i boligens fundamentale verdi (Grytten og Hunnes 2016, 84).

## 2.2 Tidligere bobler i Norge

### 2.2.1 *Kristianiakrakket 1899-1905*

Tidene i Kristiania hadde vært svært gode og de befant seg i en høykonjunktur. På slutten av 1800-tallet var Kristiania på vei til å bli en storby med stor utvikling. Internasjonalt gjorde økonomien det godt, hvor konjunktorene i Storbritannia, USA og Tyskland steg. Denne utviklingen påvirket Norge, der både den innenlandske og den utenlandske handelen økte og prisene steg. Dette medførte økt utbygging av nye boliger og den økte aktiviteten i økonomien bidro til at eiendomsprisene økte betraktelig. Det vokste også frem en forventning om at prisene ville stige i fremtiden da pengetilgjengeligheten var stor, både gjennom kapital fra utlandet og etablering av nye banker i hovedstaden.

I 1899 sprakk boblen. Flere av aktørene i byggebransjen gikk konkurs og aksjekursene falt kraftig. Banker så seg nødt til å avvikle driften. Dette krakket viste seg som et godt eksempel på hvordan en boble vokser frem og hva som skjer når boblen sprekker. Verdiene falt veldig raskt og kapitaltilgangen ble redusert tilsvarende. Hele situasjonen var preget av økt risikoaversjon. Flere opplevde at deres levebrød forsvant og flere mistet formuene sine (Grytten og Hunnes 2016, 161-173).

### 2.2.2 *Depresjonen etter 1. verdenskrig (1920 årene)*

I etterkrigstiden var råvarer og ferdigvarer en mangelvare i de fleste markedene, samtidig som økonomien opplevde en voldsom penge- og kredittvekst. Dette resulterte i at økonomien ble preget av et enormt inflasjonspress. Økonomien ble overopphetet og hadde tydelige bobletendenser. Økonomien fikk et sammenbrudd og boblen sprakk i 1921. Dette førte til en ekstra sterk krise i Norge siden ekspansjonen her hadde vært sterk. I tillegg hadde Norge en liten og åpen økonomi som virkelig fikk svi for etterkrigsdepresjonen. I Norge fantes det ikke et effektivt banktilsyn før i 1925, så den ukontrollerte veksten skjedde uten noe fungerende regulerings- og tilsynsordning.

Etterkrigstiden var preget av økonomisk kaos med politiske omveltninger og stor gjeld. Den ekspansive penge- og kreditt-politikken gjorde at den vestlige økonomien mistet sin stabilitet.

Resultatet endte i overoppheting etterfulgt av et økonomisk sammenbrudd med fallende produksjon, deflasjon og høy arbeidsledighet.

Som en del av depresjonen valgte Norge en paripolitikk. Med det menes at myndighetene ville prøve å få kontroll over inflasjonen, de fallende pengeverdiene, handelsunderskuddet og den økte gjelden ved å gå tilbake til opprinnelig vekslingskurs mot gull. Den norske kronen hadde sunket kraftig i verdi i løpet av krigen, og for at den igjen skulle kunne stige i verdi ble det ført en meget stram pengepolitikk med økte renter og redusert kreditt. Resultatet endte i at prisnivået falt i flere år og produksjonen sank kraftig. Banker måtte legges ned og arbeidsledigheten var rekordhøy (Grytten og Hunnes 2016, 175-188).

### *2.2.3 Bankkrisen 1988-1993*

Krisen vokste frem etter en stor internasjonal kredittliberalisering som igjen førte til en sterk penge- og kredittoppblåsning, som i hovedsak rammet de nordiske landene. Kredittvolumet økte samtidig som det skjedde en sterk konjunkturoppgang. Denne massive overopphetingen i økonomien ga bobletendenser i aksje, kreditt og boligmarkedet.

Fra 1983 til 1987 økte kredittvolumet med nesten 150 prosent og den vestlige verden var inne i den såkalte jappetiden hvor man kunne låne rimelige penger. Denne kredittboblen dannet grunnlaget for en aksje- og boligboble. Sentralbanken tviholdt på lave renter for å stimulere kredittgivningen og de reelle boligprisene i Norge doblet seg fra 1980 til 1987.

I siste delen av dette tiåret kom krakket i aksje- og eiendomsmarkedet og det vokste frem en finanskrisen. Det endte med at flere banker gikk konkurs og staten ble nødt til å opprette et eget banksikringsfond hvor de trådte inn som aksjonærer i de største bankene. Det er blitt sagt at den største finanskrisen i Norge etter andre verdenskrig skyldtes «bad governance, bad banking og bad luck» (Grytten og Hunnes 2016, 227-241).

### *2.2.4 Finanskrisen 2007-2010*

Etter en periode med sterk vekst i økonomien fikk vi et stort boligkrakk etterfulgt av et like stort aksjekrakk. Finanskrisen skulle vise seg å bli den største globale økonomiske krisen i fredstiden etter 2. verdenskrig.

Etter den forrige bankkrisen skulle sentralbanker nå utøve sin pengepolitikk og sette rentene etter utviklingen på inflasjonen, hvor stabil prisstigning ble målet. En lav prisstigning førte til

at sentralbanker satte ned styringsrentene selv om de befant seg i en oppgangskonjunktur. Dette førte til at «gearingen» ble mangedoblet. Mange mener at finanskrisen startet i USA og deres boligmarked. Bankene hadde gitt ut betydelige lån til kunder som vanligvis ikke hadde blitt regnet som gode betalere. Bankene var bevisst på at lånene kunne misligholdes, men de var ikke bekymret siden de mente at boligene kunne selges på tvangsauksjon til gevinst. For å finansiere nok boliglån ble det brukt MBS<sup>1</sup>, som betyr at de ordinære bankene samlet opp boliglån fra kundene sine og gjorde de om til pakker. Disse ble videreformidlet til investeringsbanker som igjen finansierte pakkene via investorer.

Boligmarkedet i USA bråsnudde og mange maktet ikke å betjene lånene sine. Bankene satt igjen med en rekke boliger som viste seg å være umulig å selge i et synkende marked. Eiendomskrakket ble da et faktum høsten 2008. Pengemarkedet tørket inn og banker gikk over ende. I Norge falt Oslo Børs med over 60 prosent på under et halvt år og boligmarkeder kollapset verden over.

Myndighetene forsøkte å føre en ekspansiv penge- og finanspolitikk, og flere land ble nødt til å ta opp store lån. Dette la igjen grunnlaget for en statsfinansiell krise hvor land som Hellas ikke klarte å betjene gjelden. En gjeldskrise som oppstod i den private sektoren ble forsøkt reddet ved å utgi gjeld i offentlig sektor. Dette førte til at statsgjelden til enkelte land ble uholdbar (Grytten og Hunnes 2016, 244-257).

### *2.2.5 Hva kjennetegner krakkene/krisene?*

En krise oppstår når markedet er i en situasjon hvor produksjonen befinner seg under normal likevekt av tilbud og etterspørsel, og følger dermed et klassisk krisemønster. Ved inngangen til en krise finner man ofte en økning i penge- og kredittvolumet som igjen fører til svært høye priser på aktiva. Mange ser så muligheten til å kunne høste en solid fortjeneste ved å investere i disse høyt prisede objektene og selge med gevinst senere. Alle sitter med forventninger om at prisene også vil komme til å stige i fremtiden. Når denne forventningen snur og flere blir klar over at prisene er for høye, vil mange selge ettersom frykten for tap øker. Som konsekvens av dette faller prisene raskt. Spekulanter og deres långivere lider store tap, siden aktørene i markedene er livredde for å tape enda mer og etterspørselen faller langt under sitt normale nivå. Ingen vil lenger investere eller bevilge kreditt i markedene og økonomien

---

<sup>1</sup> Mortgage-backed security



beveger seg inn i en nedgangskonjunktur (Grytten og Hunnes 2016, 241).

### 2.3 Historisk boligprisutvikling

For videre analyser av boligmarkedet i Norge og særskilt analyse av Oslo har vi gjennomført en trendanalyse av tidsserien på boligpriser. Ved utregningen av realboligpriser tok vi nominelle boligpriser for Norge og Oslo (Norges Bank 2018) og deflaterte denne prisen med konsumprisindeksen (Statistisk Sentralbyrå 2018). Dette er med på å gjøre sammenligningsgrunnlaget mer korrekt, uavhengig av forskjellig tidspunkt. Vi har videre indeksert verdiene til indeksåret 2015 for å lettere kunne sammenligne dagens verdier med tidligere år.

For å kunne analysere prisgap har vi brukt et HP-filter. Dette filteret sier noe om trendutviklingen i boligprisene. Ettersom vi har operert med årlige tall har vi brukt  $\lambda = 100$ . Det er ingen klare regler på dette, men det har blitt utarbeidet tommelfingerregler som gir noen tydelige anbefalinger (Ravn og Uhlig 2002, 271).

Disse analysene vil gi grunnlag for videre tolkning på om boligmarkedet viser tegn til bobler og eventuell overprising.

Først vil vi se på den historiske prisutviklingen til Norge i perioden 1865-2017. Deretter ser vi på om prisutviklingen i Oslo skiller seg betydelig fra den utviklingen vi ser for Norge.

#### 2.3.1 Norge

I figur 1 ser vi boligprisutviklingen de siste 150 årene og den første virkelige boligprisveksten er knyttet til Kristianiakrakket som nådde en topp i året 1899. Da sprakk den spekulative boligboblen og dette fikk store finansielle konsekvenser som beskrevet tidligere. Vi kan videre lese av realboligprisindeksen at den neste kraftige prisutviklingen vokste frem på 1920-tallet. Denne perioden (mellomkrigstiden) ble kalt for depresjonen etter 1. verdenskrig, hvor det ble ført en streng paripolitikk som resulterte i at prisnivået og produksjonen sank kraftig i flere år.

Under 2. Verdenskrig får vi igjen en «dupp» i boligprisutviklingen, og i perioden 1940-1969 var prisene preget av reguleringer fra myndighetene (Eitrheim og Erlandsen 2004).

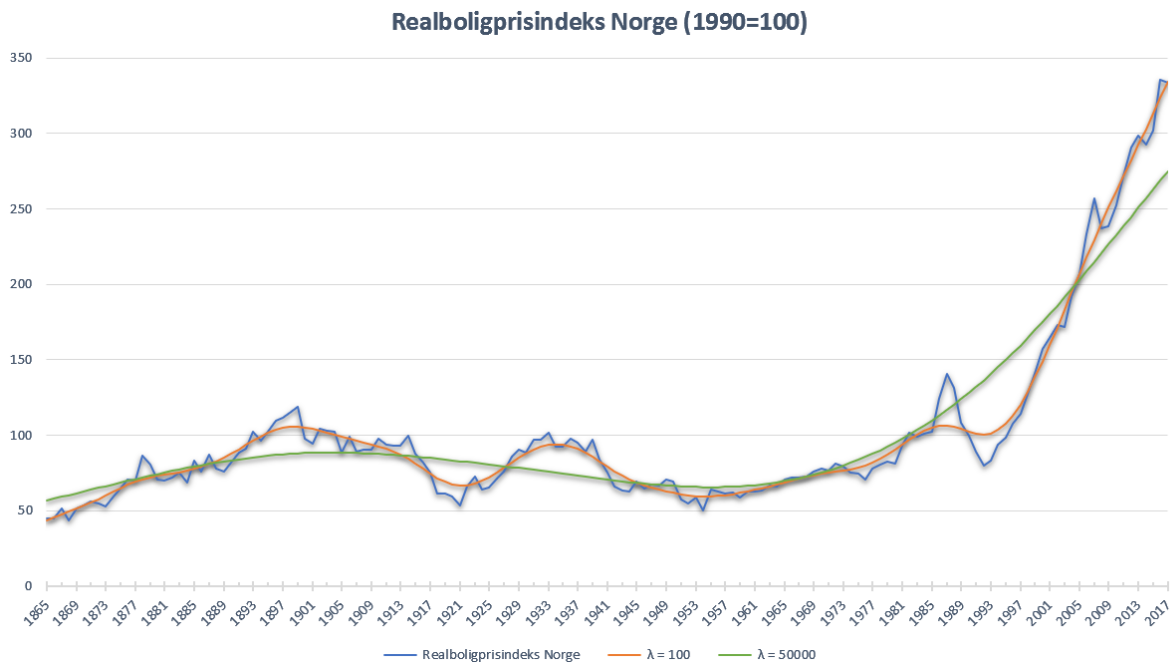
Realboligprisene holdt seg dermed rolig med en svak positiv veksttakt. I etterkant av dereguleringene av bolig og finansmarkedene så vi en langt høyere vekst som varte helt frem

til bankkrisen. Dereguleringen sammen med en ekspansiv finanspolitikk førte til en sterk vekst i den norske økonomien, som igjen var med på å øke boligprisene. Det oppstod en ustabilitet i finans- og banksektorene hvor tilsyn og reguleringer nå var fraværende, og systemene var blitt markedsbaserte (Eitrheim, Gerdrup og Klovland 2003).

Videre førte det til at realboligprisene økte kraftig utover på 1980-tallet, hvor vi ser at veksten ligger betydelig over trendveksten. Denne veksten holder seg frem til 1987, hvor Norge nå blir truffet av en bankkrise. Ustabiliteten i banksektorene som hadde vokst frem utover 80-tallet ble en utløsende faktor, og boligprisene sank kraftig frem til bunnen var nådd i 1992 (Grytten og Hunnes 2016, 232-233).

Etter dette vendepunktet og frem til i dag har vi hatt en enorm boligprisutvikling. Veksttakten har vært enorm og boligprisene har nesten hatt en firedobling. Veksten ble ikke forstyrret før finanskrisen inntraff i 2008 som påvirket hele det internasjonale finansmarkedet (Grytten og Hunnes 2016, 243). Men realboligprisene snur igjen allerede i 2009 og vokser kraftig. Denne veksten fortsatte inn i 2017. Figur 1 viser at de norske boligprisene nådde en historisk topp i første kvartal 2017 og at denne prisen ligger over den beregnede trendlinjen med både  $\lambda = 100$  og  $\lambda = 50\ 000$ . I 2017 tok boligprisene en ny vending og i løpet av 2017 gikk prisene ned 0,6 %. Spørsmålet har vært om Norge har befunnet seg i en boligboble etter at prisene begynte å øke radikalt i 2009. Flere har pekt på naturlige grunner til prisøkning, ettersom fundamentale faktorer i markedet tilsier svært høye boligpriser (Grytten og Hunnes 2016, 255). Andre har ment at prisene har ligget alt for høyt i forhold til langsiktig normal likevekt, og at de fundamentale faktorene som lave renter, høykonjunktur, lav arbeidsledighet, lav boligbygging og sterk inntektsvekst ikke kan vare for evig. Når denne tar slutt vil boligprisene falle, og de vil da kunne falle mye.

Når vi ser på indeksen har realboligprisene steget uvanlig mye under 5 perioder; 1870, 1890, 1920, 1980-årene, og fra 1993 til 2017. De økte realboligprisene har historisk sett vist seg å være etterfulgt av et betydelig fall i etterkant. Disse periodene har vist seg å representere boligprisbobler (Grytten 2009).

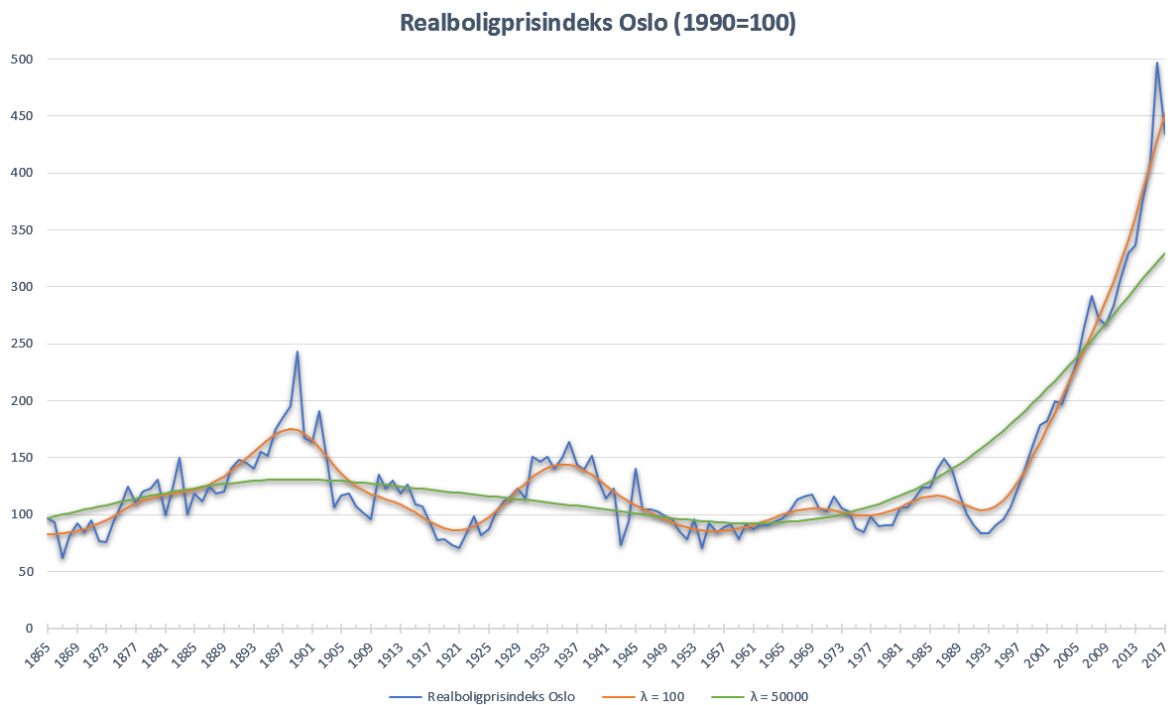


Figur 1: Realboligprisindeks Norge 1865-2017

(Norges Bank 2018) og (Statistisk Sentralbyrå 2018)

### 2.3.2 Oslo

Boligprisene i Oslo har historisk sett ligget over prisene for Norge som helhet. I figur 2 kan vi tydelig se at Kristianiakrakket fra 1899-1905 fikk større konsekvenser for boligprisene i Oslo. Prisene økte enda mer i oppbygningen av krisen, og fikk et enda større fall i det boblen sprakk. Vi ser at hvis du kjøpte bolig i 1899, så ville det ta 90 år før prisene igjen var på samme nivå. Prisene i Oslo har hatt noe større variasjoner, men følger den samme trenden som Norge for øvrig. Fra 1990-2016 har realboligprisene i Oslo økt med 397%. På landsbasis har det samtidig økt med «bare» 236%. Dermed kan vi se at det foreligger store endringer i relative priser på boliger i Norge og Oslo fra 1990. Osloboliger har blitt relativt sett dyrere sammenlignet med resten av landet. I løpet av 2017 har de relative boligprisene i Oslo isolert sett fått en nedgang på 12,7%, en nedgang som er betydelig kraftigere enn hva boligmarkedet på landsbasis har opplevd.



Figur 2: Realboligprisindeks Oslo 1990-2017

(Norges Bank 2018) og (Statistisk Sentralbyrå 2018)

Disse store forskjellene i prisutvikling gjør oss nysgjerrige på hvorfor dette er tilfelle. En artikkel skrevet av Larsen og Sommervoll (Boligprisene i Oslo på 1990-tallet 2004) reiser spørsmålet om mulige årsaker. De mener det vil kunne være nyttig å avgjøre betydningen av ulike tilbud- og etterspørsel-forhold og om det foreligger en økt preferanse for det å bo i by. I tillegg mener de at økt innflytting til hovedstaden kan ha vært med på å presse boligprisene ytterligere opp.

### 2.3.3 Oppsummering av boligprisutvikling/trendanalyse

I denne analysen har vi sett hvordan boligprisene har utviklet seg i løpet av de siste 150-årene, og beskrevet de ulike krisene som har gitt grunnlaget for den historiske prisutviklingen. Den enorme prisøkningen de senere årene danner grunnlaget for problemstillingen i oppgaven, og videre analyser skal kunne gi oss flere svar på om vi nå befinner oss i en bobletilstand eller om denne prisveksten skyldes de fundamentale faktorene.

## 2.4 Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet

Prisene i boligmarkedet bestemmes av antall boliger som er tilgjengelig i markedet, og av boligetterterspørselen. På kort sikt er tilbudet av boliger noenlunde stabilt, siden boligmassen vil være den samme. Det er tidskrevende å bygge nye boliger, og den totale boligmassen er langt større i forhold nybyggingen. På kort sikt vil derfor prisene i boligmarkedet i hovedsak variere med endringer i etterspørsel. En økende etterspørsel vil føre til at flere konkurrerer om samme bolig, og siden markedet har et fast antall boliger tilgjengelig vil dette kunne føre til prisøkning. Den husholdningen med størst betalingsvilje vil ende opp med boligen. På lang sikt vil imidlertid boligmassen tilpasse seg etterspørselen. Det vil si at vi får en forandring på tilbudssiden. Boligetterterspørselen består av husholdningers etterspørsel etter boformål og etter etterspørsel av boliger som investeringsobjekter. Disse faktorene kan igjen påvirkes av befolknings- og inntekstvekst.

Jacobsen og Naug utarbeidet en aggregert etterspørselsfunksjon, som tilsa at etterspørselen etter eierboliger ville økt dersom husholdningers disponible realinntekt gjorde det samme. Etterspørselen vil derimot avta dersom kostnadene ved å eie økte i forhold til husleiekostnader, eller at bokostnadene ved å eie ville økt sammenlignet med priser på andre varer og tjenester. Likningen tar også hensyn til en annen vektor som representerer andre fundamentale faktorer. Den vil også være med på å påvirke boligetterterspørselen. Vektoren skal fange opp effekter av demografi, utlånspolitikk og husholdningers egne forventninger til fremtidige inntekter og bokostnader. Deres egne forventninger er av betydning fordi boliger anses som et varig forbruksgode, og de fleste husholdninger blir nødt til å lånefinansiere store deler av kjøpesummen av deres første bolig.

Etterspørselsfunksjon:

$$H^D = f\left(\frac{V}{P} + \frac{V}{HL}, Y, X\right)$$

$H^D$  = Etterspørsel etter boliger

$V$  = Samlet bokostnad for eier

$P$  = Indeks for priser på andre varer og tjenester

$HL$  = Samlet bokostnad for en leietaker

$Y$  = Husholdningers disponible inntekt

$X$  = Andre fundamentale faktorer

Etterspørselsfunksjonen til Jacobsen og Naug skulle i utgangspunktet beskrive etterspørselen etter boliger som ble brukt til boligformål. Men de samme variablene skulle vise seg å få betydning for etterspørselen etter boliger som ble kjøpt som investeringsobjekter. Økt inntekt og økt husleie i forhold til boligpriser vil gjøre det mer aktuelt for boligspekulanter å investere i boliger for videre utleie. En lav rente vil også gjøre det mer gunstig å investere i boliger enn å sette pengene i banken.

#### 2.4.1 Avvik fra fundamentalverdi

Jacobsen og Naug utarbeidet også en modell for å avdekke om boligprisene er forskjellig fra sin fundamentale verdi. Dersom restleddene avviker fra null,  $\theta \neq 0$ , vil boligprisene avvike fra sine fundamentalverdier. Hvis dette avviket er markant positivt, kan det være en indikasjon på en boligprisboble i markedet. Denne boblen kan starte ved at prisene endrer seg som følge av at husholdninger har tro på økt pris eller endrede fundamentale forhold. En økt boligpris vil kunne gi forventninger til ytterligere prisstigning, som igjen fører til økt etterspørsel og økt pris i dag. I løpet av denne prosessen kan prisen ende langt over sin fundamentale verdi. Signifikante svingninger kan i mange sammenhenger forklares av endringer i fundamentale forhold. En lav rente vil for eksempel gi økt etterspørsel på kort sikt, men den økte etterspørselen vil imidlertid føre til at det bygges flere boliger. På lang sikt vil derfor tilbud og etterspørsel være tilbake i likevekt, hvor  $\theta = 0$ , og boligprisene igjen representerer sin fundamentale verdi. De fundamentale verdiene som skal forutsi boligprisene kommer vi tilbake til i utformingen av vår empiriske modell.

Andre forhold som kan påvirke den samlede boliggetterspørselen er befolkningens størrelse, hvor stor andel av befolkningen som er i etableringsfasen og nettoinnflytting til sentrale strøk (Jacobsen og Naug 2004, 230-233).

## 2.5 Norsk boligpolitikk

Med utgangspunktet i den norske historikeren Jardar Sørvoll sin rapport *Norsk boligpolitikk i forandring 1970-2010* (2011) skal vi nå gi en kort oversikt over hovedtrekkene ved boligpolitikken de siste 40 årene.

På 1970- og 80-tallet spilte staten en aktiv og styrende rolle i boligsektoren. De regulerte omsetningsprisene og husleiene i mange delmarkeder og de påvirket også boutgifter, boligstandard og boligpriser ved en omfattende subsidiering av boligbygging.

Etterhvert ut på 1990 og 2000-tallet ble den sterke statlige reguleringen gradvis liberalisert. Men det er misvisende å hevde at det norske boligmarkedet i dag er uten reguleringer eller at boligpolitikken er avvirket. Staten styrer og regulerer boligmarkedet fortsatt. Eksempler på dette er revisjoner av husleie, borettslag, eierseksjons – og avhendingslovgivning. Andre virkemidler fra staten i dag er bygningsforskrifter, boligslett, kommunale boliger og ordningen BSU<sup>2</sup>. Statens boligpolitikk gjennomføres av deres sentrale organ husbanken (Sørvoll 2011, 21-26). Husbanken har som oppgave å hjelpe vanskeligstilte inn på boligmarkedet. Dette gjør de gjennom virkemidler som bostøtte, lån og tilskudd (Husbanken 2017).

Ved dagens skattesystem blir boliger i Norge lavt beskattet sammenlignet med annen kapital. I Norge kan en skille mellom seks former for boligslett mellom 1970 og frem til i dag (Sørvoll 2011, 133-141):

- Inntektsslett på fordelen av å eie egen bolig
- Gevinstbeskatning av fortjeneste ved boligslett
- Formuesslett
- Kommunal eiendomsslett
- Merverdiavgift på boligbygging
- Fradragsrett for gjeldsrenter.

I utgangspunktet er all fortjeneste ved salg av fast eiendom skattepliktig (Skatteloven 1999, § 5-1). Men det finnes et unntak dersom man har bodd i egen bolig minst ett av de siste to årene før salg (Skatteloven 1999, § 7-1). Fra 1993 og frem til i dag har dermed norske boligeiere som har bebodd egen bolig kunne høste en stor kapitalgevinst ettersom prisstigningen på det norske boligmarkedet er vært enormt.

Beskatningen av selveierens boligformue er og har fortsatt vært relativt lav i Norge. Grunnet for denne formuesskatten ligger i boligens ligningsverdi. Historisk sett lave ligningsverdier har gitt relativt mild beskatning av norske boligformuer. Det vil si at prisstigningen har økt langt mer enn hva ligningsverdien har gjort under samme periode. En siste direkte skatt på fast eiendom er den kommunale eiendomsskatten. Dette er en frivillig ordning for alle kommunene i Norge, og denne fastsettes i dag enten ved at kommunene bruker skatteetatens ligningsverdi som grunnlag, mens andre bruker egne takster.

---

<sup>2</sup> Boligsparing for ungdom

Skattesatsen skal være på minst 2 og maksimalt 7 promille av takstgrunnlaget, og disse satsene kan ikke endres med mer enn 2 promille i året (Finans- og tolldepartementet 1996). Videre kan kommunene bare taksere boligene en gang hvert tiende år, og de velger en bestemt prosentandel av markedsverdien som blir takstgrunnlaget for skatten. For å finne tilnærmet markedsverdi ganger en ligningsverdi med fire, siden ligningsverdien i selvangivelsen er sjablongberegnet til å ligge på  $\frac{1}{4}$  av markedsverdien.

#### Skattemessige fordeler ved å eie egen bolig:

Etter skattelovens § 6-40 (1999) gis det fradrag for gjeldsrenter. Dette er gjeldsrenter som ikke bare gjelder boliglån, men også andre renter som er betalt i inntektsåret. Rentefradraget vil være en subsidiering av husholdninger som eier egen bolig.

Dersom økonomien i landet går godt og rentenivået øker som følge av dette, vil rentefradraget være størst i perioder hvor aktiviteten i økonomien er høy, og motsatt når aktiviteten i økonomien er lav.

Etter skattelovens § 7-2 (1999) vil leieinntekt av utleie av egen bolig være skattefri dersom man selv bebor minst 50 prosent av boligen. Dersom man leier ut mer enn 50 prosent av boligen vil leieinntekt inntil kr 20.000 være skattefri. Ved overskridelse er all leieinntekt skattepliktig.

#### Skattemessig ugunstig ved å eie egen bolig:

Etter dokumentavgiftsloven (1975, § 7) skal det betales en avgift som gjelder overføring av hjemmel ved kjøp av fast eiendom. Dette gjelder for brukte boliger, og dokumentavgiftsgrunnlaget beregnes av salgsværdien. Avgiften er fastsatt til å være 2,5 prosent. Siden denne avgiften kun gjelder for fast eiendom, vil ikke borettslag- eller aksjeleiligheter være rammet. Overskjøting er ikke lovpålagt, men ved å betale dokumentavgift vil kjøperen sikre seg rettsvern og hjemmel til boligen.

Etter vass- og avløpsanleggslova (2012, § 3) skal eiendommer som har tilknytning til vann og kloakkledning være pliktig til å betale en avgift til kommunen. Denne avgiften består av en engangsavgift for selve tilknytningen, deretter årlige avgifter. Det er kommunene selv som fastsetter størrelsen på avgiftene, innenfor gitte rammer.



### 2.5.1 *Hvordan håndtere potensielle boligprisbobler?*

Norges bank har som mål å fremme økonomisk stabilitet, og de har utøvende og rådgivende oppgaver i pengepolitikken (Norges Bank 2007). En av oppgavene til sentralbanken er å sette renten. En renteendring vil påvirke bokostnader, antall boliger på markedet og forventninger til pris. En økt rente vil øke bokostnadene. Dette gir lavere etterspørsel etter boliger, siden det blir dyrere å eie egen bolig.

Fredrik S. Mishkin kom med artikkelen *Housing and the Monetary Transmission Mechanism* (2007, 38-45), hvor han delte sine synspunkter på om sentralbankene kan styre utviklingen i boligmarkedet.

Forfatteren mener at boligmarkedet er sentralt for de som skal ta pengepolitiske beslutninger. Men da må tre sentrale forutsetninger være til stede. For det første skal sentralbanken kunne identifisere en fremvoksende boble. For det andre må sentralbanken føre en politikk som forebygger bobler, og for det tredje skal de kunne bremse en sterk vekst i økonomien for å unngå bobler.

Mishkin diskuterer videre hvordan pengepolitikken burde reagere på fremvoksende bobler. Spørsmålet er om de skal føre en politikk hvor de prøver å «poppe» boblen, eller om de skal prøve å redusere veksten på den fremvoksende boligprisboblen for å minimere skaden på økonomien når boblen sprekker.

Noen økonomer har argumentert for at sentralbanker til tider burde føre en strategi hvor de «lener seg mot vinden» og hever renten for å stoppe boligbobler som beveger seg ut av kontroll. De mener at dersom bobler blir identifisert, så vil økende rente gi bedre resultat. Andre økonomer har igjen motargumentert dette, og hevder at en pengepolitikk som stabiliserer inflasjonen vil gi bedre resultat (Mishkin 2007, 38).

Mishkin kommer frem til at effektene av endret styringsrente er svært usikker. Han mener at sentralbanker heller burde fokusere på hvordan de skal reagere når en boble sprekker. Det vil da være essensielt å handle raskt slik at det skader økonomien så lite som mulig.

Sentralbankene burde forberede seg på ulike scenarioer og ha en plan for hvordan de skal reagere hvis boligprisene skulle falle raskt. I noen tilfeller har økte styringsrenter som svar på høye boligpriser gjort at boblen får enda kraftigere smell. Dette har gitt en større skade på økonomien og sentralbanker har svekket deres tillit utad. Mishkin mener at for mye fokus på boligpriser vil kunne føre til at sentralbankens målsetninger blir utydelige overfor publikum.

Han konkluderer med at det er nærmest er umulig å reagere på en boligprisboble ved å endre renten. Sentralbanker må heller ha fokus på å opprettholde en maksimalt bærekraftig sysselsetting og prisstabilitet dersom en boligboble skulle sprekke (Mishkin 2007, 44).

## 2.6 Boligprismodeller

### 2.6.1 Jacobsen og Naugs boligprismodell<sup>3</sup>

I desember 2004 publiserte Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug ved Norges Bank artikkelen *Hva driver boligprisene?* i tidsskriftet *Penger og Kreditt*. Den grunnleggende motivasjonen til forfatterne var at boligmarkedet det siste tiåret hadde stått ovenfor en kraftig prisutvikling, en utvikling som kan ha stor betydning for landets økonomi.

Hensikten bak denne artikkelen var å konstruere en regresjonsmodell som blant annet skulle kunne forklare hva de viktigste fundamentale forklaringsfaktorene for boligprisene var. I tillegg ville de gjøre et forsøk på å se på hvor raskt og sterkt boligprisene reagerte på endringer i disse fundamentale faktorene. Ved å konstruere en slik nasjonal boligprismodell ville Jacobsen og Naug i tillegg prøve å svare på om det eksisterte en boligprisboble i det norske boligmarkedet, samt hva som drev prisutviklingen fra andre kvartal 1992 og frem til og med første kvartal 2004. Det siste spørsmålet de også prøvde å besvare var hva som ville skje med boligprisene dersom renten og den norske økonomien utviklet seg i samsvar med analysene i Inflasjonsrapport 3/2004.

Modellen ble estimert med kvartalstall, hvor tidsseriene fra og med 1997 var beregnet ved å ta gjennomsnittet av de månedlige tallene for hvert kvartal. Under arbeidet med å utvikle den ferdigstilte boligprismodellen estimerte forfatterne en rekke modeller hvor de inkluderte ulike mulige forklaringsvariabler. De variablene som ble testet var:

- Husholdningenes samlede (nominelle) lønnsinntekter
- Indeksene for betalt husleie og samlet husleie i konsumprisindeksen (KPI)
- Øvrige deler av KPI juster for avgifter og uten energivarer (KPI-JAE)
- Ulike mål på realrenten etter skatt
- Boligmassen (slik den måles i nasjonalregnskapet)
- Arbeidsledighetsraten (registrert ledige)
- Tilbakedatert vekst i boligprisene

---

<sup>3</sup> Delkapittelet er basert på artikkelen *Hva driver boligprisene?* (Jacobsen og Naug 2004)

- Husholdningenes gjeld
- Totalbefolkning
- Andel av befolkningen i alderen 20-24 og 25-39 år
- Ulike mål på flytting/sentralisering
- TNS Gallup sin indikator for husholdningers forventninger til egen og landets økonomi

Ved å inkludere alle disse forklaringsvariablene i en modell hvor man har relativt få observasjoner i forhold, vil ikke føre til en god og forklarende modell. Jacobsen og Naug estimerte derfor mange ulike modeller der de inkluderte et utvalg av de nevnte variablene. Deretter forenklet de modellene ved å legge til restriksjoner som ikke ble forkastet av datamaterialet. Dette gjorde de for å lettere kunne tolke dynamikken i modellen. Metodikken som ligger bak denne modellkonstruksjonen er kalt for datamining<sup>4</sup>, og er en prosess som er svært vanlig når en skal bygge en økonometrisk modell.

I testingen av de ulike målene på rentevariabelen ble det testet bankenes utlånsrente og ulike markedsrenter, herunder 3-månedersrente, 12-måneders rente, 3-årsrente og 5-årsrente. Den førstnevnte renten var den variabelen som fikk best resultater i alle de modellene som ble testet. De ulike markedsrentene var derimot klart ikke-signifikante i de modellene hvor bankenes utlånsrente var inkludert. Gjennom de ulike modelleringene fant de også at modeller hvor nominell rente var inkludert fikk bedre utslag enn modeller med realrente. Inflasjonen førte med seg koeffisienter og t-verdier som lå nær null i de modellene hvor de hadde inkludert nominell rente og inflasjon som to separerte forklaringsvariabler.

Husleieindeksene og de andre konsumindeksene fikk i likhet med inflasjonen også koeffisienter og t-verdier nær null. Forfatterne av artikkelen ytrer en mulig forklaring bak disse ikke-signifikante resultatene fra husleieindeksene, nemlig at leietakere i borettslag kan ha utgjort en betydelig del av husleieindeksene i KPI over mesteparten av estimeringsperioden.

Når det kommer til de demografiske forholdene, herunder befolkningsfordeling og fraflytting fant de heller ingen sterke effekter som direkte påvirket boligprisen. J&N påpeker likevel at demografiske endringer til en viss grad vil påvirke boligprisene da lønnsinntektene som inngår i den endelige modellen vil bli påvirket av slike endringer. Demografiske endringer er

---

<sup>4</sup> Se delkapittelet Datamining

noe som endres langsomt over lengre tid, noe som kan problematisere identifiseringen av disse effektene når det testes for en nokså kort periode.

Husholdningenes gjeld ga heller ingen signifikante effekter på boligprisene. Ikke engang da de inkluderte tidsserien for de tre første årene på 90-tallet, da bankkrisen hadde sitt utspill, ga signifikante effekter. Hvis en ser på dette isolert sett kan det antydes at kreditten til husholdningenes boligkjøp ikke var strammet til på grunn av bankenes lønnsomhet. Forfatterne skriver at det likevel er grunn til å tro at andre lån som ble begrenset av nettopp dette (Jacobsen og Naug 2004, 234).

Forventningsvariabelen *FORV* som blir brukt i den endelige modellen er konstruert for fange opp effekter av forventninger. Variabelen er basert på en forventningsindikator utarbeidet av TNS Kantar. Dette er en indikator som tar utgangspunkt i fem ulike spørsmål knyttet til forventninger om egen og landets økonomi. Nedenfor er undersøkelsens spørsmål ramset opp (Kantar TNS 2017):

- 1) Vil du si at økonomien i din husstand er bedre eller dårligere enn for et år siden eller er det ingen forskjell?
- 2) Tror du at økonomien i din husstand vil komme til å bli bedre eller dårligere om ett år eller vil det ikke bli noen forskjell?
- 3) Dersom vi ser på den økonomiske situasjonen for hele Norge, vil du si at økonomien i landet generelt er bedre eller dårligere enn for et år siden eller er det ingen forskjell?
- 4) Tror du at den økonomiske situasjonen i Norge kommer til å bli bedre eller dårligere om ett år eller vil det ikke bli noen forskjell?
- 5) Tror du at det nå er et godt tidspunkt for befolkningen generelt å kjøpe større husholdningsartikler eller tror du at det er et dårlig tidspunkt?

Da Jacobsen og Naug fant at ledighet og rente var sterkt korrelert med forventningsindikatoren valgte de korrigere forventningsindikatoren for disse to variablene. Fremgangsmåten bak denne konstruerte variabelen var at avviket mellom predikert og faktisk verdi skulle fange opp ulike skift i forventningene som ikke ble påvirket av endringene i renten og ledigheten. Eksempler på slike skift mener forfatterne kan oppstå som følge av politiske endringer, endringer i prognoser for landets økonomi og andre negative sjokk som krig, terror og børsfall.

Variabelen kan skrives som følgende:

$$\begin{aligned}\Delta E_t = & -0,07 - 12,96\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t - 0,43\Delta\text{ledighet}_t - 0,11E_{t-1} \\ & - 0,40(\text{RENTE}(1 - \tau)_{t-1} - 0,03\text{ledighet}_{t-1} + 0,21S1 + 0,10S2 \\ & + 0,22S3\end{aligned}$$

Variabelen *FORV* tar utgangspunkt i feilledet fra modellen over, og uttrykkes som:

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

Hvor *E* er forventningsindikatoren, og *F* er en verdi av *E* som kan forklares av utviklingen i rente og ledighet (Jacobsen og Naug 2004, 235).

For estimeringsperioden fra og med fjerde kvartal 1992 til og med første kvartal 2004 fikk denne modellen en forklaringsgrad på 0,80, med et standardavvik på 0,049.

I den endelige boligprismodellen fant Jacobsen og Naug at det var rente, arbeidsledighet, lønnsinntekter, forventninger og boligmasse som var de mest signifikante fundamentale faktorene for boligprisutviklingen. På spørsmålet om hvor raskt og sterk boligprisene ville reagere på endringer i renten fant de at boligprisene var svært rentefølsom. I tillegg fant de heller ikke grunnlag for å kunne si at boligprisene har vært overvurdert i estimeringsperioden.

Små bokstaver uttrykker variabler på logaritmisk form og uttrykket i klammeparentes måler en langtidssammenheng<sup>5</sup> mellom de inkluderte variablene kan den endelige boligprismodellen uttrykkes som følgende:

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

For den endelige boligprismodellen fikk Jacobsen og Naug en forklaringsgrad på 0,8773, som innebærer at 87,73% av endring boligpris kan forklares av de fundamentale variablene som er inkludert i modellen.

---

<sup>5</sup> Se delkapittelet Feiljusteringsmodell

## 2.6.2 MODAG<sup>6</sup>

Dette er en makroøkonomisk modell som er utarbeidet for den norske økonomien. Modellen er utviklet av Statistisk Sentralbyrå og er av aggregert type. Det vil si at den skiller mellom 45 produkter og 30 ulike næringer. Den benyttes til analyser av Statistisk Sentralbyrå og Finansdepartementet.

Etter MODAG-modellen blir boligpriser og boligkapital bestemt av husholdningers disponible inntekt, byggekostnader og realrente etter skatt. Etterspørselen av boliger avhenger av boligpriser, husholdningers disponible inntekt og realrente etter skatt. Boligprisrelasjonen er dermed bestemt av forklaringsvariablene; inntekt, realrente og boligkapitalbeholdning. Tilbudet av boliger er gitt av den eksisterende beholdningen av boliger, hvor denne beholdningen endrer seg over tid ved investeringer og slitasje. Investeringen avhenger igjen av forholdet mellom bruktboligpris og byggekostnader. Stor etterspørsel vil presse prisene opp, noe som igjen fører til at igangsetting av nye boligprosjekter blir mer attraktivt. Markeder med lave byggekostnader gir økte boliginvesteringer og boligkapitalbeholdninger ettersom lønnsomheten forsterkes.

Boligprismodellen til MODAG baserer seg på noen forenklinger, hvor det blant annet kun er prisen på brukte selveierboliger som modelleres (Boug og Yngvar 2008, 197):

$$PBS - PC = \beta_P + \beta_{P,Y}(rc - pc) + \beta_{P,R}RRT + B_{P,K}k_{83}$$

(Små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala)

$PBS$  = Indeks for prisene på brukte selveierboliger

$PC$  = Nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum

$RC$  = Husholdningenes disponible inntekt

$RRT$  = Realrente etter skatt

$k_{83}$  = Samlet boligkapital målt i faste priser

$B_P$  = Angir den reelle boligprisens langsiktige følsomhet for endringer i realinntekt, realrente etter skatt og boligkapital.

Parameterne til  $(rc - pc)$  tolkes som langsiktige elastisiteter, mens  $RRT$  tolkes som langsiktig semi-elastisitet.

---

<sup>6</sup> Delkapittelet er basert på artikkelen *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi* (Boug og Yngvar 2008, 191-199)

På lang sikt er prisen på brukte selveierboliger gitt ved (Boug og Yngvar 2008, 198):

$$PBS - PC = \textit{konstant} - 0,62 * k_{83} + 1,62 * (rc - pc) - 11,59RRR$$

Denne ligningen viser at realrenten etter skatt har størst betydning for boligprisene på brukte selveierboliger. Hvis realrenten skulle øke med ett prosentpoeng ville boligprisene bli redusert med 11,59% på lang sikt. Den viser også at bruktboligprisen er homogen av grad 1 i boligkapital og realinntekt. Det vil si at når boligkapitalen og realinntekten øker med 1%, så vil bruktboligprisen øke med 1% på lang sikt.

Løsningen på lang sikt for igangsatte boliger er gitt ved (Boug og Yngvar 2008, 198):

$$\begin{aligned} J_{Igangsetting} &= \textit{konstant} + (pbs - pc) - (pjks_{83} - pc) \\ &= \textit{konstant} + (pbs - pjks_{83} \end{aligned}$$

$J_{Igangsetting}$  = Igangsetting av nye boliger

$pjks_{83}$  = Indeks for pris på nye boliger eksklusiv tomt

Denne ligningen viser at en økning i boligprisene på 1% vil gi en økning i igangsatte boliger på 1% på lang sikt. Dersom byggekostnadene øker tilsvarende, vil det føre til en reduksjon i igangsettingen. Så hvis byggekostnadene og boligprisene øker like mye, vil igangsettingen være uendret på lang sikt, siden det kun er lønnsomheten som avgjør igangsetting av nye boliger.

### 2.6.3 RIMINI

Dette er en makroøkonomisk modell som ble utviklet av forskningsavdelingen til Norges Bank. Modellen ble konstruert for å kunne gjøre prognoser på norsk økonomi, fra kort til mellomlang sikt. Den ble samtidig brukt til politiske analyser. RIMINI er estimert slik at etterspørselen reagerer raskt på renteendring, mens det imidlertid tar noe tid før tilbudssiden tilpasser seg endringene i etterspørselen. Dette er en mekanisme de selv mener ikke er helt rimelig. De endogene variablene bestemmes i et simultant system av likninger.

Modellen er ikke lenger i bruk, men den ble brukt for å se på hvilke faktorer som førte til store svingninger i de norske boligprisene på slutten av 1980-tallet og tidlig 1990-tallet. Den er basert på kvartalsdata, og nasjonalregnskapet utgjør den største og viktigste datakilden sammen med statistikk fra Norges Banks database (Wulfsberg og Olsen 2001).

I artikkelen *En dynamisk modell for boligprisen i RIMINI* (Eitrheim 1993) er boligprismodellen utledet som følgende:

$$PH = f(Y, P, R(1 - T) - \pi, H, L, U)$$

$PH$  = Nominell boligpris

$Y$  = Realdisponibel inntekt

$P$  = Konsumpris

$R$  = Nominell utlånsrente

$T$  = Skattesats på kapitalinntekter

$\pi$  = Inflasjonsrate

$H$  = Boligkapitalvolum

$L$  = Realverdi av brutto lånegjeld

$U$  = Arbeidsledighetsrate

I modellen er tilbudssiden gitt, siden modellen forklarer den kortsiktige endringen i boligprisene.

Den empiriske modellen gir:

$$\begin{aligned} \Delta ph_t = & \quad 0.8935(\Delta p_t + \Delta p_{t-1}) + 0.2638(\Delta ph_{t-1} - \Delta p_{t-1} - \Delta y_{t-1} - \Delta u_{t-1}) \\ & - 1.7403(\Delta R_t - \Delta T_t) + 1,2809\Delta l_{t-1} \\ & + 0.0705[(p_{t-1} + y_{t-1} - ph_{t-1} - h_{t-1}) + (p_{t-1} + l_{t-1} - ph_{t-1} - h_{t-1})] \\ & - 0.0271(S1_t + S3_t) + 0.1417 + feilledd \end{aligned}$$

Empiriske resultater (Eitrheim 1993): Forfatteren finner at samtlige forklaringsvariabler har innvirkning på boligprisene på kort sikt, hvor rente og skatteendring har størst betydning. På lang sikt har derimot ikke skattesats på nettoinntekt  $T$ , nominelle utlånsrenter  $R$  eller arbeidsledighet  $U$  noe innvirkning på boligprisene. Men på lang sikt vil to forklaringsfaktorer trekke boligprisene mot et likevektsnivå, som er gitt av to forholdstall;

$$\frac{\text{Inntekt}}{\text{Boligkapital}} \text{ og } \frac{\text{Lån}}{\text{Boligkapital}}$$



### 3 Metode

#### 3.1 Minste kvadraters metode

Metoden som ligger bak estimeringen i denne analysen kalles for minste kvadraters metode, heretter forkortet til MKM. Ettersom modellen i denne oppgaven inkluderer flere uavhengige variabler innebærer det at denne analysen er en multipl regresjonsanalyse. Et eksempel på en slik modell kan presenteres følgende:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

MKM er en metode som brukes til å estimere forholdet mellom den avhengige ( $y$ ) og de uavhengige variablene ( $x_1, x_2, \dots, x_k$ ). Når datagrunnlaget kjøres i gjennom en gitt funksjon vil man kunne estimere frem verdien av den avhengige variabelen basert på de ulike uavhengige variablene. Metodens prinsipp er altså å estimere de koeffisientene som minimerer summen av de kvadrerte residualene. Residualene kan forklares som avstanden mellom de faktiske og predikerte verdiene hver observasjon gir.

Modellen som er presentert over estimerer ikke uten videre de mest optimale koeffisientene. Man er derfor nødt til å legge til noen forutsetninger for at denne modellen kan kalles for den «klassiske lineære regresjonsmodellen» (Brooks 2008, 43).

##### 3.1.1 Forutsetninger

For at modellen skal kunne estimere forventningsrette, konsistente og effisiente koeffisienter er det en rekke forutsetninger knyttet til residualene som må legges til grunn. Nedenfor presenteres forutsetningene som blir beskrevet i læreboken *Introductory econometrics for finance* (Brooks 2008, 44):

1.  $E(u_t) = 0$

Den første forutsetningen som er påkrevd er at forventede gjennomsnittsverdi av residualene må være lik null. Med andre ord, gjennomsnittlig verdi på avstanden mellom faktisk og predikert verdi på hver observasjon skal til sammen være lik null. Ifølge Brooks vil denne forutsetningen alltid holde dersom man inkluderer et konstantledd i regresjonslikningen (Introductory econometrics for finance 2008, 131). Konstantleddet er vist med symbolet  $\beta_0$ .

**2.  $\text{var}(\mathbf{u}_t) = \sigma^2 < \infty$**

Den andre forutsetningen som er nevnt er at spredningen i residualene forventes å være konstant for alle observasjonene. Dette er synonymt med at det ikke eksisterer heteroskedastisitet i residualene. Dersom forutsetningen ikke holder kan en konsekvens av dette føre til en feilestimering av verdien på den avhengige variabelen. Heteroskedastisitet i residualene vil likevel ikke påvirke om estimatene er konsistente og forventningsrette, men påvirker derimot standardfeilen og teststatistikken i retning av ugyldighet (Wooldridge 2014, 240).

**3.  $\text{cov}(\mathbf{u}_i, \mathbf{u}_j) = \mathbf{0}, \quad i \neq j$**

For at den tredje forutsetningen skal holde må korrelasjonen i feilledet på ulikt tidspunkt være lik null. Dersom det oppstår slike korrelasjoner mellom observasjonene vil det føre til autokorrelasjon i residualene, som igjen medfører ugyldige standardfeil. Dette kan resultere i unøyaktige avgjørelser ved hypotesetestingen. En vanlig årsak til at dette oppstår er at man har utelatt relevante uavhengige variabler, som optimalt burde inkluderes.

**4.  $\text{cov}(\mathbf{u}_t, \mathbf{x}_t) = \mathbf{0}$**

I tillegg ligger det til grunn en forutsetning om at perfekt multikollinearitet er uønsket. I teorien innebærer dette at det ikke må eksistere korrelasjoner mellom de uavhengige variablene og feilledet i regresjonsmodellen. Dersom det oppstår slike korrelasjoner vil det føre til forstyrrelser i analysen, som også vil gi et feilaktig svar på hvilke uavhengige variabler som faktisk påvirker den avhengige variabelen. Det vil med andre ord gi oss forventningsskjeve koeffisienter som ikke er konsistente.

**5.  $\mathbf{u}_i \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2)$**

Den siste forutsetningen påkrever at residualene er normalfordelte, som vil si at residualenes gjennomsnittlige verdi er på 0 og variansen er lik  $\sigma^2$ . Dette vil være helt avgjørende for videre hypotesetesting som blir utført lengre ned i denne analysen (Brooks 2008, 163). Dersom det er tilfelle at denne forutsetningen ikke holder vil det resultere i en analyse som gir oss upresise resultater.

### 3.1.2 Estimatenes egenskaper

Dersom de fire første forutsetningene som er nevnt over holder, vil estimatene fra regresjonen være såkalt BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Det vil si at estimatene inneholder ønskelige egenskaper som må være tilstede for å estimere frem konsistente, forventningsrette og effisiente verdier (Brooks 2008, 45). Egenskapene forklares følgende:

**Best** - De estimerte betaverdiene  $\hat{\beta}$  inneholder en minimumsvarians sammenlignet med alle de andre estimatene som også klarer å oppfylle forutsetningene som er beskrevet overfor.

**Linear** - Estimatene  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  fra regresjonen er lineære estimatorer.

**Unbiased** - Denne egenskapen innebærer at estimatene er forventningsrette. Den gjennomsnittlige faktiske verdien på estimatene  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  er altså den samme som den tilhørende sanne verdien.

**Estimator** - Estimatene  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  kommer fra den sanne verdien til alfa og beta.

## 3.2 Stasjonaritet

Begrepet stasjonaritet innebærer at sannsynlighetsfordelingen til en tidsserie er upåvirket av tiden den befinner seg i. I boken *Introduction to Econometrics* blir dette forklart med et lettfattelig eksempel som hvis vi tar en hvilken som helst samling av tilfeldige variabler i en sekvens, og deretter flytter variablene til en annen sekvensen  $h$  perioder fremover i tid, må sannsynlighetsfordeling i den siste sekvensen forbli uforandret (Wooldridge 2014, 201). I tidsserieanalyse er det svært viktig å avdekke om modellen inneholder slike stasjonære tidsserier da dette er avgjørende om hvorvidt modellen estimerer frem korrekte og ikke-spuriøse resultater.

For å kunne si at en tidsserie er stasjonær, må tre følgende forutsetninger oppfylles:

1.  $E(x_t) = \mu$
2.  $Var(x_t) = \sigma^2$
3.  $Cov(x_t, x_{t+h}) = Cov(x_t, x_{t-h}) = \gamma_h$

Den første forutsetningen krever altså at tidsseriens gjennomsnitt må være konstant for alle tidsperioder  $t$ . Det samme gjelder også for tidsseriens varians. I følge den siste forutsetningen skal tidsseriens kovarians ikke være avhengig av tidsperioden  $t$ , men av  $h$ .

Dersom disse tre forutsetningene ikke holder vil heller ikke den aktuelle tidsserien være stasjonær, også kalt «random walk». Som et forsøk på å løse dette problemet kan en transformering av tidsserien likevel være til god nytte. En typisk form for en slik transformasjon er å ta førstedifferansen av den ikke-stasjonære tidsserien:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

Hvis  $x_t$  viser seg å bli stasjonær etter en slik differensiering er dette synonymt med at tidsserien  $x_t$  er integrert av første orden,  $I(1)$ .

### 3.2.1 Test for stasjonaritet

Metoden vi har brukt for å vurdere om variablene i modellen er stasjonære eller ikke kalles for den utvidede Dickey Fuller test (ADF). Dette er en metode som er mye brukt for identifisering av ikke-stasjonære tidsserier og tar i motsetning til Dickey Fuller testen (DF) høyde for at restleddet kan være autokorrelert. Nullhypotesen er at det ikke eksisterer stasjonaritet i tidsserien og blir testet mot en alternativhypotese om at tidsserien er stasjonær.

Selve testens fundament bygger på regresjonslikningen som er den samme som i boken *Introductory econometrics for finance* (Brooks 2008, 329):

$$\Delta x_t = \psi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

Den avhengige variabelen i denne likningen sier at variabelen  $x_t$  er differensiert ved første orden. Nullhypotesen er som nevnt at det ikke eksisterer stasjonærhet i tidsserien og kan også uttrykkes som  $\varphi = 1$ . Dette vil ifølge Brooks være det samme som å skrive nullhypotesen som  $\psi = 0$ , siden  $\varphi - 1 = \psi$ . Med symboler kan derfor alternativhypotesen uttrykkes som  $\varphi < 1$ , og testen kan gjennomføres ved å teste om  $\psi$  er statistisk signifikant forskjellig fra null (Introductory econometrics for finance 2008, 327).

Når en skal avgjøre hvor mange lags  $p$  av  $\Delta x_t$  en skal bruke i testen kan dette finnes ved hjelp av en auto-regressive modell,  $AR(p)$ , der  $p$  er symbolet for antall lags av den avhengige variabelen (Nygaard 2017). I en slik modell kan informasjonskriterier fra blant annet Akaike (AIC) og Schwarz-Bayesian (BIC) brukes til å finne optimalt antall lags som bør brukes. I denne oppgaven benytter vi oss av informasjonskriteriet AIC, og med dette kriteriet velger vi lags basert på det antallet som får minst mulig AIC-verdi.

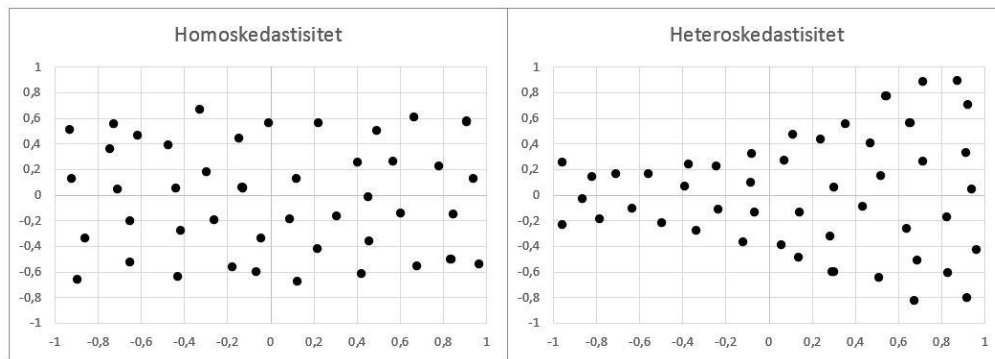
Et feilvalg av antall lags kan få store konsekvenser for hypotesetestingen. Blir det inkludert for få lags kan dette medføre at man ikke fjerner all autokorrelasjon i feilleddet, som da kan føre til forventningsskjevne resultater. På den andre siden vil bruk av for mange lags føre til at standardfeilene vil øke, og som kan redusere testens styrke (Brooks 2008, 329). Utfallet kan altså være at en forkaster en nullhypotese som egentlig skulle blitt beholdt.

### 3.3 Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet er et begrep som blir brukt til å forklare modellens feilledd  $u_t$  i den form av hvor ulik varians den innehar. Begrepet betyr at variansen i feilleddet ikke er konstant og inneholder ulik spredning. Akronymet til dette begrepet er da homoskedastisitet, som betyr at variansen i feilleddet holder seg konstant over tid. Som en av forutsetningene for MKM ligger det til grunn en antagelse om at feilleddet i modellen skal inneholde en konstant varians, gitt hvilken som helst verdi på den avhengige variabelen (Wooldridge 2014, 47). Dersom det skulle oppstå tilfelle hvor feilleddet inneholder heteroskedastisitet er det stor grunn til å tro at de estimerte standardavvikene inneholder unøyaktigheter, som igjen kan føre til feilaktige resultater. Det vil derfor være helt nødvendig å teste modellen for heteroskedastisitet slik at en skal kunne klare å trekke en mer presis konklusjon basert på estimater med lavest mulig spredning.

#### 3.3.1 Test for heteroskedastisitet

Det finnes flere ulike måter å vurdere om feilleddet inneholder en konstant varians eller ikke. Dersom man plotter residualene opp imot de predikerte verdiene fra modellen, vil man kunne observere dette grafisk. Et særlig kjennetegn på et plot som viser heteroskedastisitet er en typisk vifte-form som blir dannet av de ulike datapunktene. Et slikt plot vil kunne sannsynliggjøre en indikasjon på at heteroskedastisitet eksisterer i feilleddet. Et eksempel på hvordan hetero- og homoskedastisitet kan observeres er vist nedenfor:



Figur 3: Plot av homoskedastisitet og heteroskedastisitet

Selv om man til dels kan identifisere variansen i feilleddet ved å observere den grafisk, er det likevel ikke tilstrekkelig for å kunne trekke en entydig konklusjon. I teorien finnes det en rekke ulike statistiske tester for å kunne evaluere dette spørsmålet, deriblant Breusch-Pagan test, fra nå av kalt for BP-test. Testen har en nullhypotese om at det ikke eksisterer heteroskedastisitet som testes opp imot en alternativhypotese om at variansen i feilleddet er heteroskedastisk.

### 3.4 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon er samvariasjon mellom feilleddene. Dette er et problem som kan oppstå ved estimering av tidsserieregresjon, hvor observasjoner som tidsmessig ligger nær hverandre kan korrelere. Forutsetning 3 ved bruk av MKM tilsa at feilledd på ulike tidspunkt må ha en korrelasjon lik null for å være gyldig. Dersom korrelasjonen i perioden  $(u_t, u_{t-1}) > 0$ , vil en uventet høy observasjon i perioden  $u_{t-1}$  føre til en observasjonsverdi over gjennomsnittet i perioden  $u_t$  (Wooldridge 2014, 283). Selv om koeffisienter korrelerer vil de fortsatt være forventningsrette, men løsningen er da ikke lenger Best Linear Unbiased Estimator (BLUE).

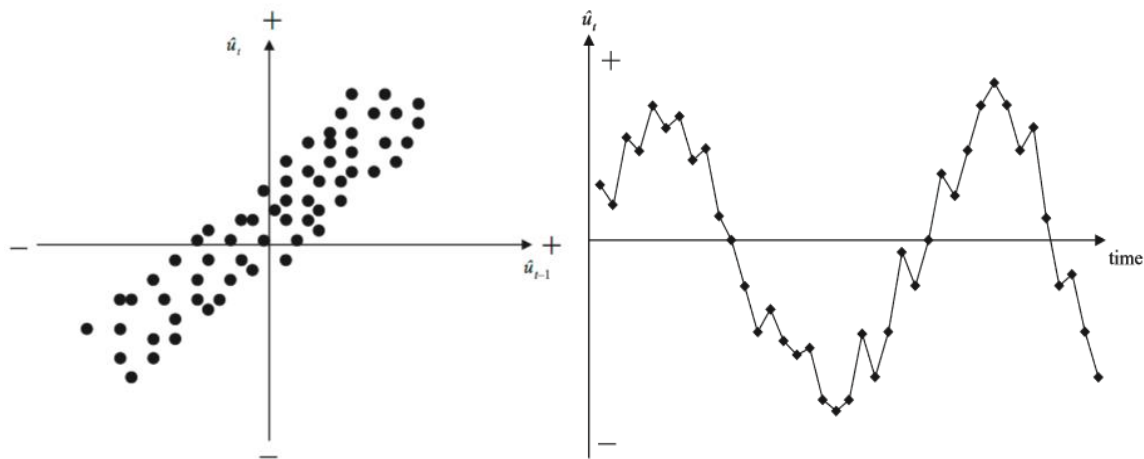
#### 3.4.1 Tester for autokorrelasjon

For å teste for autokorrelasjon er det nødvendig å undersøke om det eksisterer noen relasjoner mellom  $u_t$ , og noen av deres tidligere verdier. Dette kan gjøres grafisk og ved bruk av statistiske tester.

### Grafisk:

Det første steget er å vurdere mulige relasjoner mellom residualene og de laggede residualene. Dersom plottet viser et systematisk mønster kan mye tyde på at det foreligger autokorrelasjon i feilleddene. De systematiske mønstrene kan enten være positive eller negative (Brooks 2008, 141).

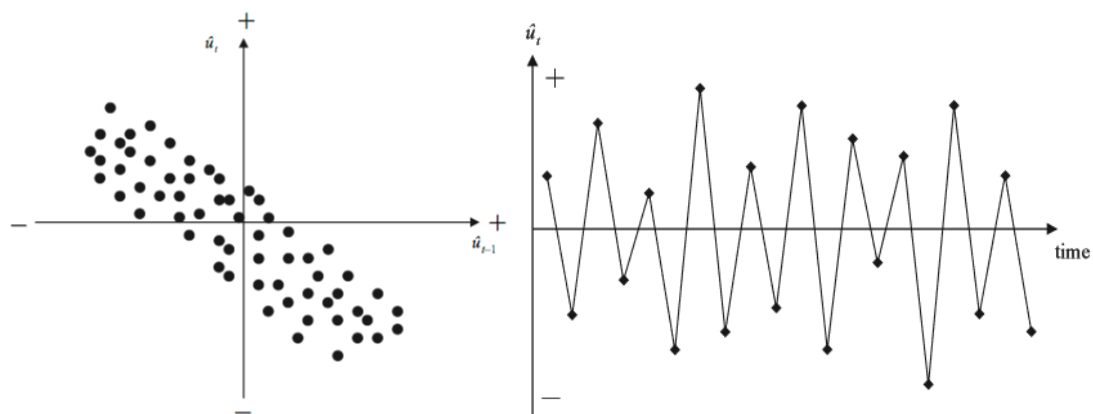
En positiv autokorrelasjon i residualene i forrige periode vil bli etterfulgt av et positivt feilledd i neste periode. Figur 4 viser et syklisk mønster hvor residualene i gjennomsnitt er positive, og hvor observasjonene fortsetter i samme retning. Figur 5 viser en positiv autokorrelasjon av residualene, noe som kan observeres ved å se på hvor hyppig kurven krysser tidsaksen. En kurve som sjelden krysser tidsaksen indikerer positiv autokorrelasjon.



*Figur 4 og Figur 5: Positiv autokorrelasjon*

(Brooks 2008, 141-142)

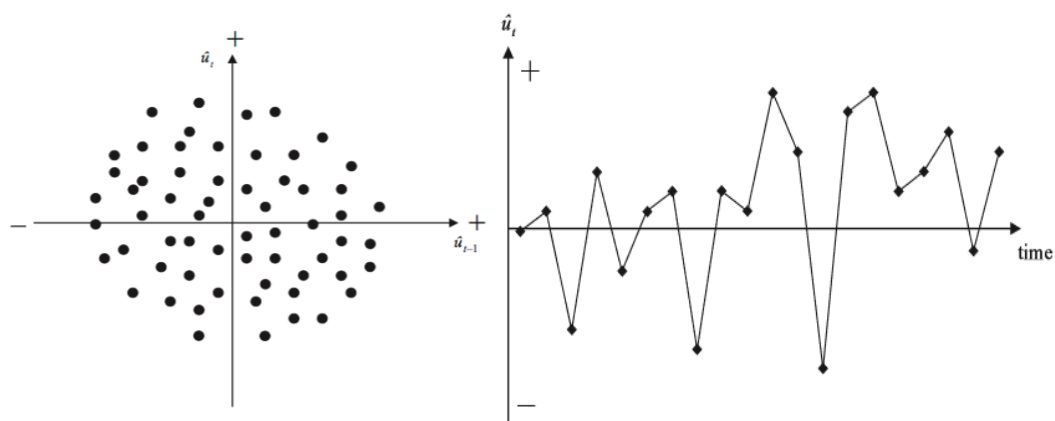
I figur 6 viser en negativ autokorrelasjon som er kjennetegnet ved samme mønster som den positive, men nå er residualene negative. Dersom residualene i forrige periode var negativ, vil residualene i neste periode også mest sannsynlig være negativ. I figur 7 kan en negativ autokorrelasjon identifiseres dersom kurven krysser tidsaksen hyppig.



Figur 6 og Figur 7: Negativ autokorrelasjon

(Brooks 2008, 142-143)

Figur 8 illustrerer ingen autokorrelasjon og er kjennetegnet ved at residualene har en tilfeldig spredning. Det vil si at residualene i forrige periode ikke har noe innvirkning på residualene i neste periode. Dersom residualene ikke inneholder autokorrelasjoner vil kurven i figur 9 krysse tidsaksen hverken hyppig eller for sjelden, altså en mellomting mellom slik positiv og negativ autokorrelasjon observeres.



Figur 8 og Figur 9: Ingen autokorrelasjon

(Brooks 2008, 143-144)

### Statistiske tester

I analyseverktøyet R kan man teste for autokorrelasjon ved bruk av ulike statistiske tester. Vi har valgt å bruke Durbin Watson test og Ljung Box test.



### Durbin Watson

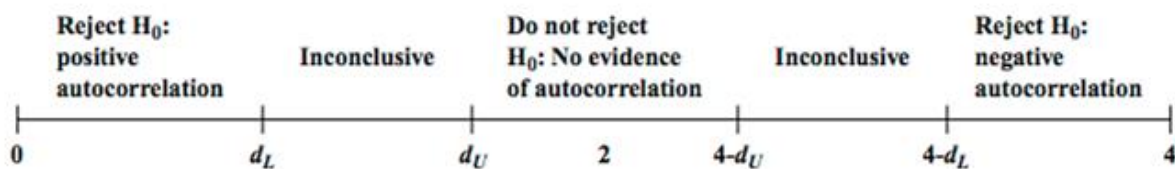
Dette er en test for første ordens autokorrelasjon, det vil si at man tester for korrelasjonen mellom to feilledd. Det ene feilleddet er det foregående feilleddet til det andre.

Nullhypotesen sier at feilleddet i tiden  $u_{t-1}$  og  $u_t$  er uavhengig av hverandre, og hvis denne hypotesen blir forkastet vil man kunne konkludere med at det foreligger autokorrelasjon av første orden.

DW-test er gitt av:

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

Hvor feilleddene er subtrahert med de kvadrerte laggede feilleddene. Dette divideres så på summen av feilleddene i andre grad. DW-testen har to kritiske verdier; en øvre og nedre grense. Det er også et mellomliggende område hvor nullhypotesen hverken kan beholdes eller forkastes.



Figur 10: Forkastningsområdet for DW-test

(Brooks 2008, 147)

Testverdiene vil ligge i intervallet  $[0, 4]$ . Hvis vi har en testverdi nærmere 0 foreligger det en positiv autokorrelasjon, og motsatt når vi har en verdi nærmere 4. En verdi på rundt 2 tilsier at man skal beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. I områdene rundt 2 vil man ikke kunne konkludere om verken det ene eller andre. De kritiske verdiene er gitt av en tabell for DW-testen, og endelig grense fås når man tar verdien 4 og trekker fra verdiene man leser av tabellen.

Tre krav må være oppfylt for at en DW-test skal være gyldig. Det første er at regresjonen må inneholde en konstant. Det andre er at regresjonen ikke kan ha stokastiske variabler<sup>7</sup>, og det tredje er at den avhengige variabelen ikke kan være på lagget form (Brooks 2008, 148)

<sup>7</sup> Stokastisk variabel er en sekvens av tilfeldige variabler som er indeksert etter tid (Wooldridge 2014, 275)

### *Ljung Box*

Denne testen sjekker autokorrelasjon for mer enn bare første orden. Den tester også for høyere orden. Det vil si at den kan teste om en gruppe autokorrelasjoner i en tidsserie er forskjellig fra null. I stedet for å teste et bestemt antall lag, kan man nå teste total autokorrelasjon basert på en rekke lags (Nygaard, Introduction to Time Series Analysis 2017).

Statistikken er gitt ved:

$$Q_M = n(n + 2) \sum_{k=1}^M \frac{R_k^2}{n - k}$$

$n$  = Antall observasjoner

$M$  = Lags som blir testet

$R$  = Estimert korrelasjonskoeffisient

$k$  = Antall lags

Nullhypotesen sier at dataene er distribuert uavhengig, som betyr at korrelasjonen i utvalget er 0. I alternativhypotesen er dataene ikke distribuert uavhengig. Testen følger en kjikvadratfordeling med  $M$  frihetsgrader (Tsay 2012, 48). En kjikvadrattest brukes for å konkludere om det er en signifikant forskjell mellom observert og forventet frekvens av to datasett (Aarnes 2011).

### **3.5 Multikollinearitet**

Multikollinearitet eksisterer dersom to eller flere forklaringsvariabler korrelerer med hverandre. I en situasjon hvor forklaringsvariablene ikke korrelerer, vil man kunne legge til eller fjerne en forklaringsvariabel fra regresjonen uten at det påvirker de andre variablene. Det er vanlig at variablene i en regresjon korrelerer noe, men et problem oppstår først når de korrelerer mye.

Det er to typer av multikollinearitet; perfekt og nær multikollinearitet. En korrelasjon måles mellom -1 og 1. Dersom korrelasjonsverdien skulle vise seg å være enten -1 eller 1 befinner man seg i en situasjon med perfekt multikollinearitet. Ved en verdi på -1 vil variablene gå stikk motsatt vei av hverandre, mens en korrelasjon på 1 vil si at variablene varierer i nøyaktig den samme retningen.

Nær multikollinearitet er hvor en ikke-ubetydelig, men ikke-perfekt korrelasjon mellom to eller flere forklaringsvariabler oppstår. Men det er viktig å merke seg at en høy korrelasjon mellom en avhengig og uavhengig variabel ikke er multikollinearitet (Brooks 2008, 171).

### *3.5.1 Tester for multikollinearitet*

En regresjon med høy  $R^2$  (forklaringsgrad) og koeffisienter med store standardfeil hvor variablene ikke er signifikante reiser spørsmål om svært korrelerte forklaringsvariabler. Ved perfekt samvariasjon i variablene (enten 1 eller -1), vil det føre til at regresjonen er ugyldig. En imperfekt kollinearitet (nær -1 eller 1) vil ikke være et brudd på forutsetningen, men det kan føre til feil i koeffisientene som igjen gjør tolkningene usikre (Brooks 2008, 171).

#### Grafisk:

Anta at to forklaringsvariabler er høyt korrelerte. I et plot hvor man setter de to variablene opp mot hverandre ville de fulgt eksakt den samme rette linjen dersom de var perfekt positivt korrelerte. Om variablene var nært korrelerte ville de befinne seg nær linjen. Jo nærmere de ligger, jo sterkere vil forholdet mellom de to variablene være (Brooks 2008, 171).

#### Statistiske tester:

##### *Korrelasjonsmatrise*

En enkel metode er å sette opp en korrelasjonsmatrise. Denne matrisen består av forklaringsvariablene i regresjonen, og metoden går ut på å lese av korrelasjonene mellom dem. En tommelfingerregel tilsier at verdier over 0,6 kan skade tolkninger av koeffisienter i regresjonen. Men dersom korrelasjonen mellom de to variablene ses som naturlig vil de ikke måtte forkastes (Brooks 2008, 172).

##### *VIF-test*

Denne testen anslår hvor mye av variansen av en regresjonskoeffisient som er oppblåst på grunn av multikollinearitet i modellen. En høy VIF indikerer at regresjonskoeffisienten er påvirket av en eller flere andre uavhengige variabler i modellen.

VIF gir også et mål på hvor mye en variabel bidrar til standardfeilen av en regresjon. Ved store multikollinearitetsproblemer vil VIF være svært stor for de involverte variablene.

Test-statistikken er gitt ved:

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

$R_i$  = Determinasjonskoeffisient til forklaringsvariabelen.

VIF varierer fra 1 og oppover. Den numeriske verdien for VIF forteller oss hvor stor prosentandel av variansen som blir oppblåst for hver koeffisient. En VIF på for eksempel 1,8 forteller oss at variansen av en bestemt koeffisient er 80% større enn hva en kan forvente hvis det ikke var noe multikollinearitet.

Nøyaktig hvor stor VIF-verdien må være før det forårsaker problemer er vidt diskutert, men jo høyere VIF, desto mindre pålitelige blir regresjonsresultatene. En tommelfingerregel sier derfor at en VIF-verdi på over 10 vil være problematisk (Wooldridge 2014, 86).

### 3.6 Normalfordeling

Når residualene er normalfordelte har de en gjennomsnittlig verdi lik null, og en varians som er lik  $\sigma^2$ . Skewness og kurtose er mål på to verdier som kan si noe om fordelingen av residualene. Skewness måler om fordelingen ikke er symmetrisk og dens gjennomsnittlige verdi. Kurtose måler hvor tykke haler fordelingen har. En normalfordeling skal ikke være skjev, og den er definert til å ha en kurtoseverdi på 3. En fordeling som er normal skal ha symmetri rundt gjennomsnittet, mens en skjev fordeling vil ha en hale som er lengre enn den andre (Brooks 2008, 53-58).

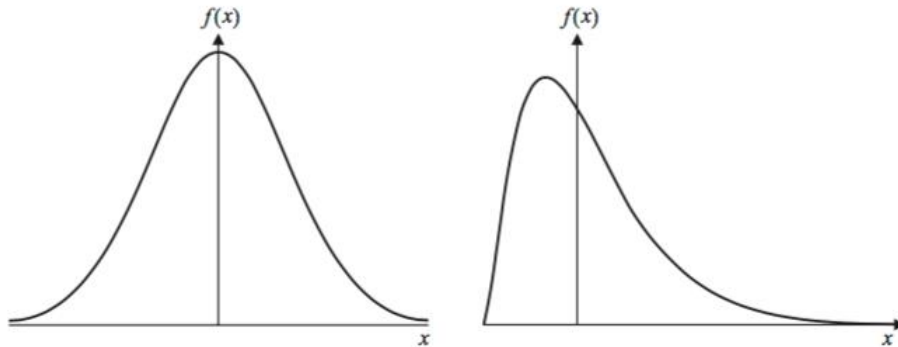
I mange tilfeller er det ekstreme observasjoner som gir skjeve fordelinger. Dette kan løses ved å fjerne disse ekstreme avvikene. Store avvik kan påvirke koeffisientene, som igjen vil påvirke hvor signifikant den er. Avvikene skyldes ofte mangler av forklaringsvariabler eller feil i tallmaterialet. Men ved større datasett er dette som regel ikke noe problem.

#### 3.6.1 Tester for normalfordeling

For å teste om residualene er normalfordelte er det nødvendig å undersøke om fordelingen inneholder tegn på skjevhet. Dette kan gjøres både grafisk og ved bruk statistiske tester.

## Grafisk

Ved å plote feilleddene i et histogram kan man enkelt se om en fordeling er normalfordelt eller ikke.



*Figur 11: Normalfordeling vs. skjevfordeling*

(Brooks 2008, 162)

De fleste fordelingene er ikke hundre prosent normalfordelte. Men fordelinger som er relativt symmetriske vil også kunne godkjennes ved bruk av MKM (Brooks 2008, 162).

En lang hale mot høyere verdier indikerer en positiv skewness, og en lang hale mot lavere verdier indikerer en negativ skewness. Dersom en større andel av observasjonene tilfaller i halene så har vi en positiv kurtoseverdi. Men hvis det er færre tilfeller så har vi en negativ kurtoseverdi (Aarnes 2011).

## Statistiske tester

### *Jarque-Bera test*

Denne testen forteller om en normalfordeling har en skjevhet på 0, noe som vil si at den er perfekt symmetrisk rundt gjennomsnittet og har en kurtoseverdi på 3.

Test-statistikken er gitt av:

$$W = T \left[ \frac{b_1^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right]$$

$T$  = Utvalgets størrelse

$b_1$  = Skewness

$b_2$  = Kurtose

$H_0$ : Dataene er normalfordelte.

$H_A$ : Dataene kommer ikke fra en normalfordeling.

Nullhypotesen om normalfordeling vil bli forkastet dersom residualene fra modellen er signifikant skjeve, eller at den har en leptokurtosefordeling. Det betyr at den har tykkere haler og at den er mer spiss på gjennomsnittet enn hva normalfordelinger har med samme gjennomsnitt og varians (Brooks 2008, 163).

### 3.7 Feiljusteringsmodell

En feiljusteringsmodell gjør det mulig å avdekke effekter på både kort og lang sikt. Den forteller også hvor fort et avvik fra likevekt justeres tilbake. Dersom feiljusteringsmodeller skal gi troverdige resultater er variablene nødt til å være kointegrerte (Brooks 2008, 338).

Kointegrerte variabler er variabler som har et konstant gjennomsnitt, varians og en autokorrelasjon som bare avhenger av tidsavstanden mellom to andre tilfeldige variabler i tidsserien. Variablene skal også være asymptotisk ukorrelerte (Wooldridge 2014, 512).

En feiljusteringsmodell er dynamisk og er kjent for å være en likevektkorrigeringsmodell som tar hensyn til tregheter i økonomien. I motsetning til en statisk modell vil den ta hensyn til langtidlikevekten samtidig som den studerer den kortsiktige sammenhengen mellom  $Y$  og  $X$ . Altså mellom avhengig og uavhengige variabler (Wooldridge 2014, 517).

En statisk modell betyr at man modellerer et samtidig forhold mellom  $Y$  og  $X$ . Denne modellen brukes når en endring i  $X$  på tidspunkt  $t$  antas å ha en umiddelbar effekt på  $Y$  (Wooldridge 2014, 276).

I en dynamisk modell inkluderer man laggede verdier av avhengig variabel og de uavhengige variablene. Nedenfor følger et eksempel på en autoregressiv modell med to variabler og to lags:

$$y_t = \alpha + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + c_1 Y_{t-1} + c_2 Y_{t-2} + u_t$$

Et eksempel på en 1-steps feiljusteringsmodell er:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + u_t$$

Variablene inne i parentesen representerer feilkorreksjonsperioden.  $\beta_1$  viser den umiddelbare effekten på  $y$  som følge av økt  $x$ , og  $\beta_2$  måler hastigheten i feiljusteringen mot likevekt.  $\gamma$  definerer langtidseffekten mellom  $x$  og  $y$  (Brooks 2008, 339).

Feiljusteringsmodellene er kjent for at de gir mulighet til å modellere likevektsløsninger. Anta at  $y_t$  og  $x_t$  er  $I(1)$  variabler og at det eksisterer en likevektssammenheng mellom dem. Dersom variablene i tillegg er kointegrerte hvor venstresidevariabelen  $\Delta y_t$  er stasjonær, vil minste kvadraters metode sikre at residualene blir stasjonære ved store utvalg, slik at feiljusteringsmodellen er stasjonær (Langørgen 1993, 18).

### 3.8 Spesifikasjonsfeil

Ettersom hensikten i denne oppgaven ikke er å bygge en ny modell som skal forklare endringen i boligprisen, er variablene vi bruker de samme som J&N brukte i sin artikkel. I den regionale modellen er det blitt konstruert tidsserier med hensikt å best mulig replikere de originale tidsseriene. Dette så vi oss nødt til da deler av datamaterialet ikke eksisterte på regionalt nivå.

Selv om vi hovedsakelig tar utgangspunkt i en ferdig konstruert boligprismodell ser vi likevel nytten i å forstå hva spesifikasjonsfeil i modellen kan resultere i.

I boken *Metode og økonometri - En moderne innføring* (Sucarrat 2016) er det forklart følgende to ulike mål som en ønsker å oppfylle ved en modellutvelgelse. Det første målet er at en skal inkludere så mange relevante forklaringsvariabler som mulig, og da de som har en effekt på den avhengige variabelen. Det andre målet er at en skal utelate så mange irrelevante forklaringsvariabler som finnes i modellen.

Problemet som oppstår dersom en ikke inkluderer en relevant forklaringsvariabel blir ofte kalt for «utelatingsproblemet», et problem som kan bidra til ukorrekte koeffisienter i regresjonsresultatene.

På motsatt side finner man «inkluderingsproblemet». Dette er et problem som oppstår dersom man inkluderer variabler som ikke er relevante i modellen. Slik feilspesifisering kan føre til at modellen får upresise resultater, men som likevel er korrekte.

### 3.9 Datamining

Ved utforming av økonometriske modeller går datamining ut på å finne modellen som forklarer best. Det vil si at man finner den modellen som har høyest forklaringskraft på den avhengige variabelen ved bruk av det samme datasettet. Dette er en utfordrende prosess siden

man ikke vet for sikkert hvilke forklaringsvariabler som burde være inkludert i modellen og datasettet kan være utilstrekkelig.

Metoden går ut på å teste flere varianter av den opprinnelige modellen for å finne hvilken modell som forklarer best, har lavest varians og som gir signifikante koeffisienter. Selv om man er nøyaktig i utformingen av tema, utformingen av modellen, innsamling av data og utførelsen av modelleringen er det stor mulighet for at man noen ganger vil oppnå unntvikkende resultater. Når dette skjer er det naturlig å prøve ut ulike modeller, estimeringsteknikker eller ulike datasett helt til en finner de resultatene som ligner mer på hva en forventer (Wooldridge 2014, 544). En velkjent metode er å bruke ulike kombinasjoner av forklaringsvariabler i den multiple regresjonen hvor man starter med en stor modell og beholder variablene som har en p-verdi lavere enn et visst signifikansnivå. Andre ganger blir en gruppe av variabler testet med en F-test. Den endelige modellen kan da ofte ende opp med å avhenge av rekkefølgen av variablene som ble fjernet eller lagt til (Wooldridge 2014, 545).

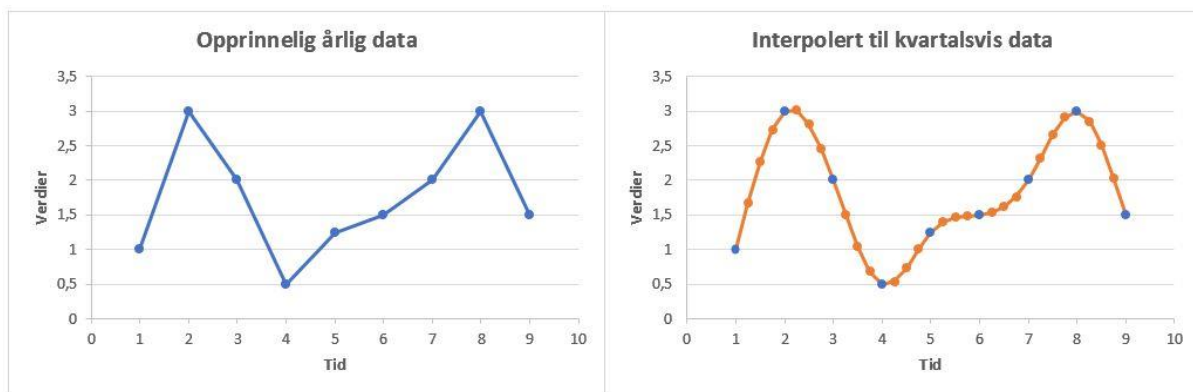
En måte å adressere problemet med datamining er å finne et datasett som ikke har blitt undersøkt tidligere og se om relasjonen i likningen dukker opp ved de nye dataene (Kane, Marcus og Bodie 2014, 373).

En modell som predikerer godt har vanligvis ingen problemer med datamining. Men dersom en modell er over-tilpasset utvalget kan det føre til at modellen inneholder irrelevante variabler (Wooldridge 2014, 545).

### **3.10 Kubisk spline interpolasjon**

Kubisk spline interpolering er en metode som kan brukes for å redusere avstanden mellom hvert datapunkt i en gitt tidsserie. Med en kortere avstand mellom hvert datapunkt vil det naturligvis øke antall observasjoner, og tidsseriens lengde vil være uforandret. Dette er en mye brukt metode i situasjoner der en ønsket tidsserie ikke eksisterer i det formatet en skulle trenge i sin modellering. En transformasjon av en tidsserie med for eksempel årlige observasjoner kan dermed gjøres om til en tidsserie som inneholder et antall observasjoner som er mer ønskelig. Man får da et sett med punkter som danner en kontinuerlig kurve som går igjennom de årlige datapunktene. Nedenfor ser du en grafisk framstilling av hvordan en slik transformering kan se ut:





Figur 12: Årlig data vs. interpolert data

## 4 Datamateriale

Vi vil i dette kapitlet redegjøre for tidsseriene som er blitt tatt i bruk for å kunne besvare oppgavens problemstilling. Oppgaven tar hovedsakelig utgangspunkt i samme variabler som Jacobsen og Naug benyttet da de utviklet modellen i 2004, men med noen revideringer. I tillegg til denne regresjonsanalysen har vi også innhentet data for å analysere prisutviklingen ved å se på markedets PR-koeffisienter. Nedenfor er alle tidsseriene som inngår i oppgaven presentert.

### 4.1 Jacobsen og Naug Norge

Vi har vært i kontakt med Norges Bank for å høre om det var mulig å oppdrive det originale datasettet som ble brukt av Jacobsen og Naug. Vi fikk tilsendt et datasett som er tilnærmet det samme som ble brukt i den originale estimeringsperioden<sup>8</sup>. Tanken bak å innhente dette datasettet var at vi ønsket å rekonstruere modellen over den opprinnelige estimeringsperioden, i håp om å få en pekepinn på hvor presist vi klarer å estimere frem de samme koeffisientene som Jacobsen og Naug.

I tillegg til tidsseriene for den originale estimeringsperioden har vi fått tilgang til et utvidet datasett som strekker seg tilbake til andre kvartal 1990 og frem til andre kvartal 2017, med unntak av forventningsvariabelen *FORV* som kun inneholdte kvartalsvise observasjoner fra og med fjerde kvartal 1992. Norges bank gjorde oss oppmerksomme på at datasettet hadde blitt

<sup>8</sup> Boligpristall. Tilsendt per epost av Marius Hagen, Norges Bank 2018.

revidert siden den gang, noe som ville føre til komplikasjoner ved en sammenlikning mot de originale koeffisientene i artikkelen.

### Boligpris:

Tidsserien for *boligpris* er en prisindeks som i dag utarbeides av Eiendomsverdi AS. Statistikken er et samarbeid mellom Eiendomsverdi AS, Finn.no og Eiendom Norge, hvor sistnevnte står som eier. Før januar 2014 var det en annen ekstern aktør som stod bak utarbeidelsen av statistikken, men da Eiendomsverdi AS overtok beregningsansvaret implementerte de sine egne historiske tall for perioden før samarbeidet (Eiendom Norge 2018). Dette er blant annet en av de revideringene i datagrunnlaget som har blitt gjort siden J&N gjennomførte sine analyser i 2004.

Denne prisindeksen er et mål på bruktboligenes gjennomsnittlige kvadratmeterpris på landsbasis, og er i tillegg justert for boligens størrelse, type og beliggenhet. Statistikken publiseres kvartalsvis og tar utgangspunkt i salg gjennom meglere og annonseringer gjennom salgspattformen Finn.no.

### Lønnsinntekt

Lønnsinntektene som er blitt brukt i modellen har sitt opphav fra det årlige nasjonalregnskapet, og blir publisert i statistikkbanken til Statistisk Sentralbyrå (2018). Tidsserien gir opprinnelig årlig statistikk på summen av husholdningenes nominelle lønnsinntekter i løpende priser, men ettersom vi i vår analyse benytter kvartalsvis data er tidsserien transformert fra år til kvartalstall.

### Rente

Rentestatistikken er sammensatt av to ulike tidsserier som er hentet fra Statistisk Sentralbyrå sine nettsider. Den første tidsserien gir oss bankenes gjennomsnittlige veide utlånsrenter inklusive provisjoner, og da for husholdningssektoren (Statistisk Sentralbyrå 2014). Statistikken kommer kvartalsvis og blir benyttet i estimeringsperioden fra 2. kvartal 1990 og frem til 2. kvartal 2001. Fra 3. kvartal 2001 er det renter på totale utestående utlån, med

banker som långivere som blir brukt (Statistisk Sentralbyrå 2018). Denne statistikken omhandler også utlån til husholdningssektoren og kommer i kvartalstall.

Rentevariabelen som blir brukt i modellen justeres for marginalskattesatsen for kapitalinntekter- og utgifter som årlig vedtas av Stortinget.

## FORV

Forventningsvariabelen FORV er som nevnt tidligere en variabel som er konstruert for å kunne inkludere husholdningenes økonomiske forventninger i den endelige boligprismodellen. I denne konstruerte modellen inngår forventningsbarometeret, arbeidsledighet, rente og tre sesongvariabler. Grundigere forklaring bak denne konstruerte modellen er gjort i delkapittel *Jacobsen og Naugs boligprismodell*.

Forventningsbarometeret er en spørreundersøkelse som kvartalsvis måler husholdningers forventninger til egen og landets økonomi. Statistikken inneholder observasjoner fra og med 3.kvartal 1992, og er et samarbeid mellom Finans Norge og Kantar TNS, hvor sistnevnte står for utarbeidelsen (Kantar TNS 2017). Som nevnt består undersøkelsen av fem ulike spørsmål som blir besvart av et utvalg på tusen personer. Ved beregningen av denne indikatoren blir differansen mellom andel optimistiske og pessimistiske svar delt på antall spørsmål, slik at resultatet ender ut i et gjennomsnitt (Finans Norge 2018).

Ettersom forventningsbarometeret kun blir publisert med sesongjusterte tall har vi vært i kontakt med Finans Norge for innhenting av de ujusterte tallene. Vi fikk deretter tilsendt forventningsbarometeret med ujusterte tall for Norge og for Oslo/Akershus<sup>9</sup>.

## Ledighet

I tidsserien for ledighet er det benyttet NAV sin arbeidsledighetsrate som inneholder tall på registrerte helt ledige i prosent av arbeidsstyrken. NAV definerer helt ledige på sine nettsider som følgende: «Helt ledige omfatter alle som søker inntektsgivende arbeid ved NAV samt har vært uten inntektsgivende arbeid de siste to ukene og er tilgjengelig for det arbeid som søkes» (NAV 2018). Dette er en tidsserie som månedlig blir oppdatert og publisert, slik at de tallene

---

<sup>9</sup> Forventningsbarometeret. Tilsendt per epost av Ann Håkonsen, Finans Norge 2018.

vi bruker i vår analyse er beregnet som et gjennomsnitt over tre måneder. For å være sikker at det ikke forelå noe form for avvik i tidsserien vi allerede satt på ønsket vi å kontrollere denne opp imot de publiserte historiske ledighetstallene som er å finne på NAV sine nettsider (NAV 2013). Vi fant at vår tidsserie var identisk med de tallene NAV har publisert.

### Boligmasse

Den siste tidsserien som blir inkludert i den originale boligprismodellen for Norge er *boligmasse*, og kommer fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Dette er en variabel som inneholder samlet boligverdi for Norge som helhet, og inngår i den delen av modellen som har til hensikt å avdekke langtidseffektene. J&N skriver i sin forklaring av variablene at boligmassen er målt i faste priser, men videre i artikkelen nevner de også at variabelen er hentet ut slik den måles i nasjonalregnskapet. Det er derfor en viss usikkerhet om hvilke av disse som er blitt brukt i den originale estimeringen. Vi velger likevel å bruke tidsserien som vi har fått tilsendt fra Norges Bank, en tidsserie som gir oss boligmasse slik den blir målt i nasjonalregnskapet.

## **4.2 Jacobsen og Naug Oslo**

Ettersom hovedfokuset i denne oppgaven er rettet mot boligmarkedet i Oslo, samt et ønske om å skape en regional boligprismodell som kan forsvare den kraftige prisutviklingen, så vi det nødvendig å innhente tidsserier på regionalt nivå for de variablene som er inkluderte i modellen.

Selv om modellen til Jacobsen og Naug har til hensikt å estimere frem koeffisienter på nasjonalt nivå, vil vi så godt det lar seg gjøre ta utgangspunkt i de samme variablene, men nå med tidsserier gjeldende for Oslo. Tidsseriene for bankenes gjennomsnittlige utlånsrente og marginalsattesatsen er naturligvis lik for Oslo som for Norge, noe som innebærer at de resterende tidsseriene er innhentet fra ulike kilder. Alle tidsseriene strekker seg tilbake fra andre kvartal 2003 til og med fjerde kvartal 2016.

## Boligpris

Tidsserien vi har valgt å ta i bruk for variabelen *boligpris* er utarbeidet av Statistisk Sentralbyrå, og gir oss et mål på prisutviklingen på alle bruktboliger som har blitt fritt omsatt i regionen *Oslo med Bærum* (Statistisk Sentralbyrå 2018). Prisindeksen er ujustert for sesong og inneholder løpende priser med 2015 som referansetidspunkt, 2015=100.

Det kan diskuteres om tidsserien kan inneholde unøyaktigheter da den også inkluderer Bærum. Selv om boligprisene i dette området også har hatt en ekstrem vekst de siste årene, har prisene i Oslo likevel endret seg noe kraftigere enn Bærum. Dette trekker i retning av at tidsserien vi benytter oss av sannsynligvis vil være noe negativt påvirket av nabokommunen. Vi ønsker derfor å poengtere at dette kan medføre noen unøyaktigheter på det endelige resultatet vi estimerer. På den andre siden tror vi likevel ikke at disse effektene vil spille så stor rolle for det vi ønsker å oppnå med vår modell.

## Lønnsinntekt

Tidsseriene for *inntekt* er hentet fra Statistisk Sentralbyrå og er basert på hovedposter fra ligningen knyttet til inntekt (Statistisk Sentralbyrå 2017). Denne tidsserien inneholder gjennomsnittlig bruttoinntekt for bosatte personer i Oslo som er 17 år og eldre. I tillegg har vi multiplisert opp denne tidsserien med en annen tidsserie som inneholder antall bosatte personer i Oslo, 17 år og eldre, med bruttoinntekt (Statistisk Sentralbyrå 2017). Statistikken som blir brukt til å konstruere variabelen *inntekt* blir kun publisert årlig slik at vi ble nødt til å transformere årlig tall om til kvartalstall. Dette gjorde vi ved hjelp av en metode kalt for kubisk interpolasjon, en metode som er nærmere forklart i kapittelet for metode.

## FORV

Som nevnt i delkapittelet *Jacobsen og Naug Norge* har vi fått tilsendt ujusterte og regionalfordelte tall fra forventningsbarometeret. Tallene for regionen Oslo/Akershus ble derfor tatt i bruk, noe som vi tror vil gi oss et mer nøyaktig bilde over hva husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi er i dette avgrensede området. Vi anser dette som svært nødvendig da det mest sannsynlig foreligger ulike forventninger dersom man ser på husholdninger i hovedstaden og omegn, kontra husholdninger lenger ut i distriktene.

## Ledighet

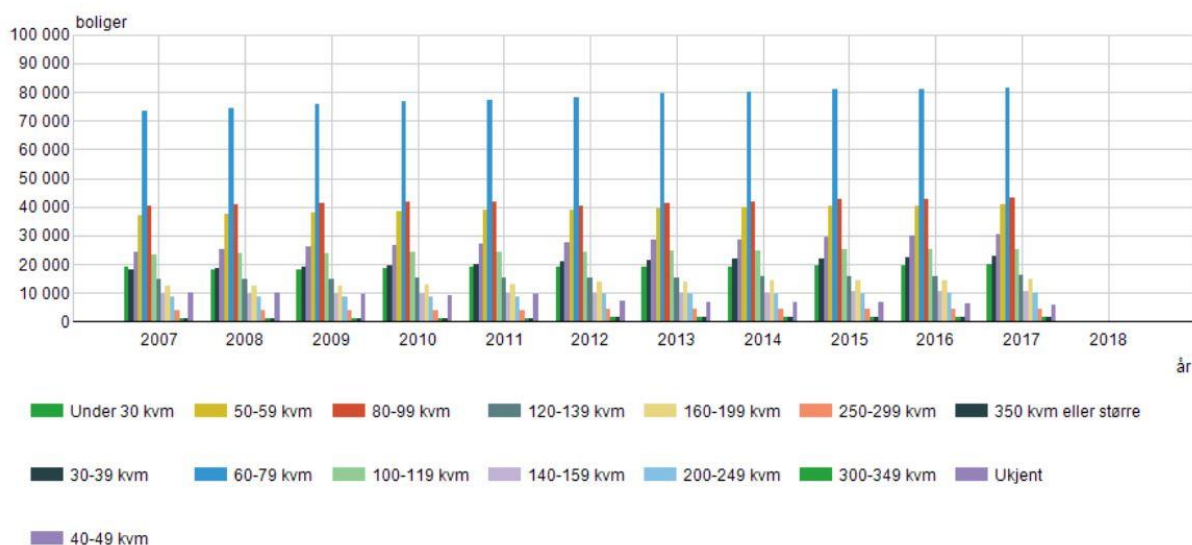
Da de historiske ledighetstallene for Oslo ikke var å finne på NAV sine nettsider tok vi direkte kontakt med NAV via epost. Vi fikk deretter tilsendt fylkesfordelt månedlig data for den estimeringsperioden vi ønsker å teste for<sup>10</sup>. For tidsserien *ledighet* som inngår i den regionale boligprismodellen er det, som i likhet med modellen for Norge, registrerte helt ledige i prosent av arbeidsstyrken i Oslo som blir benyttet. Sammenligner man de historiske tidsseriene for Oslo og Norge over estimeringsperioden som blir brukt i den regionale boligprismodellen ser man at ledighetsraten for Oslo har ligget jevnt over Norge. For å kunne forklare mest mulig av utviklingen som har skjedd i hovedstaden så vi det derfor helt nødvendig å benytte regionale tall i vår boligprismodell.

## Boligmasse

Variabelen for boligmasse var vi selv nødt til å konstruere da dette er en variabel som inneholder tall som kun eksisterer på nasjonalt nivå. Denne konstruerte variabelen inneholder statistikk for Oslo som er hentet fra Statistisk Sentralbyrå sine nettsider. *Antall bebodde og ubebodde boliger* (Statistisk Sentralbyrå 2018), *Gjennomsnittlig kvadratmeterpris per mnd.* (Krogsveen 2018; Eiendom Norge 2018) og et anslag på gjennomsnittlig areal per bolig basert på SSB sin statistikk på antall boliger inndelt etter kvadratmeter (Statistisk Sentralbyrå 2018). For å vurdere dette anslaget så vi på antall boliger som var delt inn i ulike intervaller for boligenes størrelse. Her fant vi det klart og tydelig at gjennom de siste ti årene har boligene i Oslo ligget et sted i mellom 60 og 79 målt i antall kvadratmeter. Vi tok da en forutsetning om at gjennomsnittlig størrelse på en bolig i Oslo har ligget på 70 kvadratmeter i estimeringsperioden vi tester for i vår modell.

---

<sup>10</sup> Ledighetstall. Tilsendt per epost av Eirik Åsland, NAV 2018.



Figur 13: Antall boliger i Oslo inndelt i gjennomsnittlig areal per bolig

(Statistisk Sentralbyrå 2018)

For å konstruere denne variabelen beregnet vi først kvartalsvis gjennomsnittlig kvadratmeterpris basert på et tre-måneders gjennomsnitt. Deretter multipliserte vi denne tidsserien med vårt størrelsesanslag på en bolig i Oslo og fikk da et resultat som viste gjennomsnittlig pris for en bolig i hovedstaden. Til slutt multipliserte vi dette med tidsserien for antall bebodde og ubebodde boliger, en tidsserie vi først måtte transformere fra år til kvartal ved å bruke kubisk interpolasjon.

### 4.3 P/R

Som et supplement for å få en dypere tilnærming til historisk boligprisutvikling samt hvordan en boligprisboble kan identifiseres har vi valgt å inkludere en mye brukt analyse for nettopp dette. Ettersom hovedfokuset i oppgaven er rettet mot den regionale boligprismodellen, vil vi heller ikke gå like dypt ned i denne P/R-analysen for Oslo. Koeffisientene er beregnet på grunnlag av to ulike tidsserier som strekker seg tilbake til 1. kvartal 2006 og frem til og med 4. kvartal 2017.

Variabelen  $P$  inneholder deler av tidsserien som ble brukt for å konstruere boligmassen for Oslo. Tidsserien gir oss altså månedlig statistikk på gjennomsnittlig kvadratmeterpris for en bolig i Oslo (Krogsveen 2018; Eiendom Norge 2018). Da vi opererer med kvartalstall har vi transformert disse tallene om til kvartalstall ved å beregne et tre-måneders gjennomsnitt.

For variabelen  $R$  har vi måtte sette sammen to tidsserier fra Leiemarkedsundersøkelsen utarbeidet av Statistisk Sentralbyrå (2012) og (2017). Dette var vi nødt til å gjøre da det i 2012 ble foretatt større metodeendringer for å kunne spesifisere søket i statistikken enda mer. Endringene påvirket ikke tidsserien for Oslo med Bærum, men statistikken ble splittet i en avsluttet og en ny tabell. Begge tidsseriene gir oss gjennomsnittlig månedlig leie per kvadratmeter.

## 5 Boligprismodell med originaldata

### 5.1 Statistiske tester

#### 5.1.1 Stasjonaritet

I sammenheng med re-estimeringen av Jacobsen og Naug sin boligprismodell har vi testet de inkluderte variablene som ble brukt i den opprinnelige estimeringsperioden. Vi har som nevnt i kapittelet «metode» valgt å bruke ADF-testen og AIC for å finne korrekt antall lags, slik at vi unngår mistolkninger av denne testen. Boligpris, inntekt, ledighet og boligmasse har vi valgt å ha på logaritmisk form, slik de oppgis i regresjonslikningen vi skal teste. I tillegg har vi testet tidsseriene både med og uten trend for å kunne observere eventuelle forskjeller.

Tabell 1: Resultater fra ADF-testen (Re-estimering)

<b>Variabel</b>	<b>Antall lags</b>	<b>Med trend</b>	<b>Uten trend</b>
Boligpris	7	-2,301	-0,907
Inntekt	12	-4,031**	-0,592
Rente etter skatt	1	-2,197	-1,464
FORV	3	-4,947***	-4,975***
Ledighet	6	-1,365	-1,647
Boligmasse	5	-2,834	1,106

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

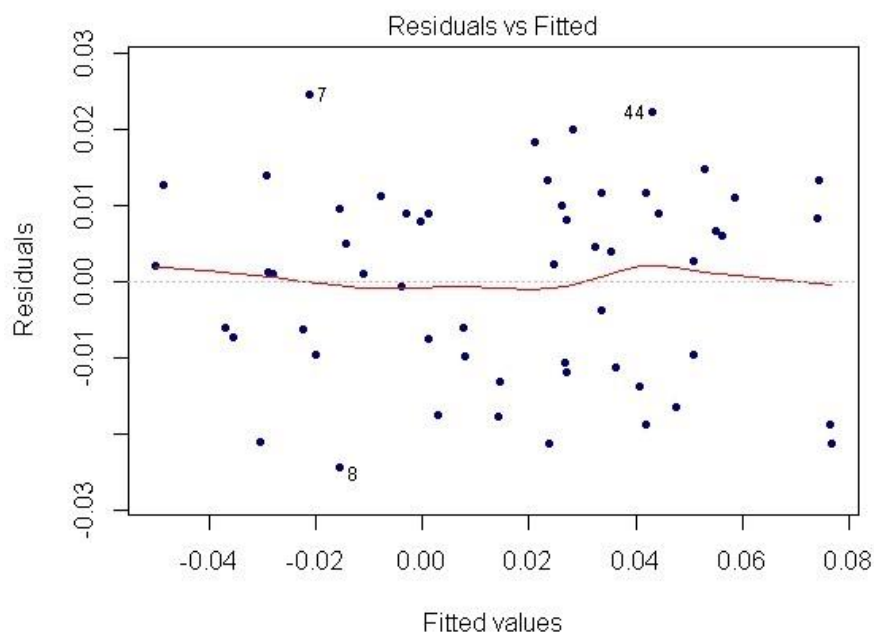
Ut ifra ADF-testen var det kun forventningsvariabelen  $FORV$  som var statistisk signifikant på 1%-nivå, både med og uten trend. Testverdiene vi fikk da vi testet med og uten trend var henholdsvis -4,947 og -4,975, mot en kritisk verdi på -4,15 og -3,58. I tillegg fant vi at tidsserien inntekt var signifikant på 5%-nivå da vi testet med trend. Testverdien vi fikk var på -4,031, som havnet i forkastningsområdet med en kritisk verdi på -3,50. I motsatt retning av



det vi forventet ble de resterende tidsseriene ikke signifikante i denne testen, noe som vil tyde på at disse tidsseriene ikke er stasjonære. Likevel kan disse variablene gjøres stasjonære dersom man integrerer variabelen ved første orden slik det er forklart i delkapittelet *Stasjonaritet*.

### 5.1.2 Heteroskedastisitet

I undersøkelsen om feilleddene er heteroskedastiske eller ikke har vi benyttet oss av en grafisk framstilling av feilleddene, samt gjennomført en BP-test. Gjennom den grafiske framstillingen er det svært mye som tyder på en homoskedastisk fordeling av feilleddene. Selv om vi mener en grafisk framstilling av feilleddene ikke er nok grunnlag for å trekke en endelig konklusjon kan det i dette tilfelle være nokså observerbart da de plottede datapunktene av feilleddet følger en likevekt i forhold til de predikerte verdiene.

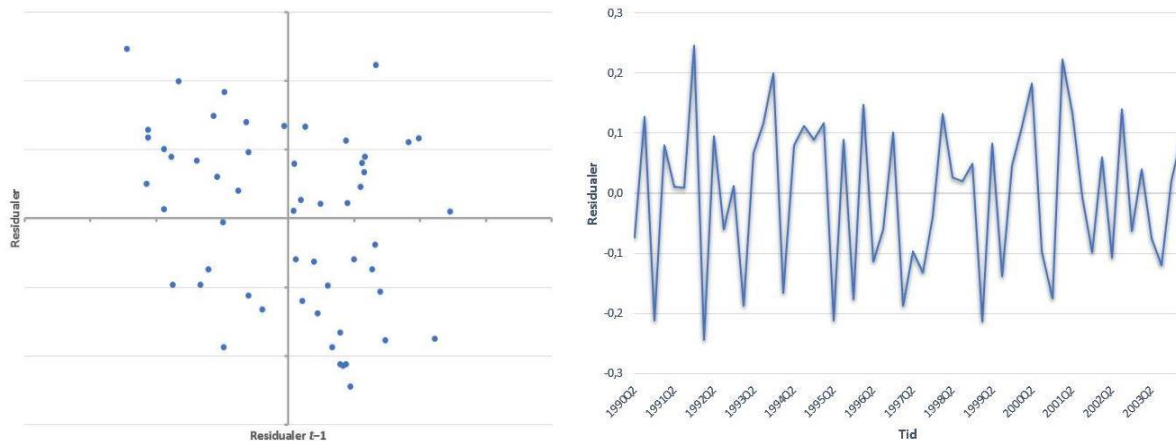


Figur 14: Plot av residualer vs. predikerte residualer (Re-estimering)

Selv om det er mye som tyder på at spredningen i feilleddene er homoskedastiske har vi valgt å teste dette med en såkalt BP-test. For vurdering av testens resultater er det de kritiske verdiene for  $\chi^2$ -testen som legger grunnlag for om en skal forkaste nullhypotesen. Med en testverdi på 12,144 og en tilhørende p-verdi på 0,35 vil vi beholde ønsket nullhypotese om at feilleddenes spredning er homoskedastisk. Kritisk verdi, for like mange frihetsgrader, er 10%-signifikansnivå på 17,28.

### 5.1.3 Autokorrelasjon

Vi har sjekket om estimatene våre inneholder spor av samvariasjon i feilleddene. De grafiske resultatene er vist i figurene nedenfor.



Figur 15 og Figur 16: Autokorrelasjonsplot (Re-estimering)

Figur 15 viser ikke noe klart systematisk mønster, men har muligens hovedtyngden av observasjoner i første og fjerde rute. Dette kan tyde på at vi har noe negativ autokorrelasjon i feilleddene. Det vil si at feilleddene tenderer til å være negative, dersom residualene i forrige periode var negativ.

Figur 16 som viser feilleddene gjennom estimeringsperioden indikerer også noe negativ autokorrelasjon. Den krysser tids-aksen noe hyppigere enn hva den ville gjort dersom det var null autokorrelasjon. Men det er vanskelig å konkludere bare ut i fra plottene. Spesielt siden vi har såpass få observasjoner.

De statistiske testene kan gi oss flere svar. Jacobsen og Naug benyttet Durbin-Watson test i deres estimering selv om en av forutsetningene i testen ikke ble overholdt. Modellen inneholdte altså laggede variabler. De fikk en DW-verdi på 2,57, mens vi fikk en DW-verdi på 2,64. Ut i fra den statistiske tabellen, vil en DW-verdi på rundt 2 gjøre at vi beholder nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. DW-statistikken ligger nærmere 4 enn 0, noe som kan indikere at feilleddene inneholder noe negativ autokorrelasjon. De kritiske verdiene på 5% signifikansnivå er  $d_l = 1,26$  og  $d_h = 1,91$ . For at vi skal kunne konkludere med at det ikke er autokorrelasjon i modellen, må teststatistikken ligge mellom 1,26 og 1,91. Vår verdi ligger i et intervall hvor vi ikke kan konkludere om det er autokorrelasjon i modellen.

Siden DW-testen i utgangspunktet er ugyldig i modellen, kjørte vi i tillegg en Ljung-Box test. Vi testet for fjerde ordens autokorrelasjon etter bruk av AIC. Vi fikk en testverdi på 8,7515. Kritisk verdi på et 5% signifikansnivå er 9,49. Vi beholder derfor nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for fjerde orden. Testene kan tyde på at det er noe autokorrelasjon i modellen, men vi kan ikke konkludere dithen. Resultatene ligger i gråsonen av hva som er akseptabelt.

#### 5.1.4 Multikolinearitet

Vi har testet for hvordan forklaringsvariablene korrelerer med hverandre.

Korrelasjonsmatrisen viser at vi har både positive og negative korrelasjoner mellom variablene. Flere av verdiene er over 0,60. Disse variablene kan være med på å skade tolkninger av koeffisienter.

I boken *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* kom Jacob Cohen med en inndeling av korrelasjonsgrader (1988, 115):

- Sterk korrelasjon: 0,50 - 1,0
- Middels korrelasjon: 0,30 - 0,49
- Svak korrelasjon: 0,10 - 0,29

Vi ser at flere av variablene korrelerer sterkt med hverandre. Vi har ingen perfekt samvariasjon i feilleddene, så regresjonen er dermed gyldig. Men flere av forklaringsvariablene har en imperfekt kollinearitet. Det vil si at de har en verdi på nær 1 eller -1. Forutsetningen består, men tolkningene kan være usikre.

Tabell 2: Korrelasjonsmatrise (Re-estimering)

VARIABEL	$\Delta$ boligpris	$\Delta$ inntekt	$\Delta$ RENTE <sub>t</sub>	$\Delta$ RENTE <sub>t-1</sub>	FORV	boligpris <sub>t-1</sub>	RENTE <sub>t-1</sub>	ledighet <sub>t</sub>	(inntekt - boligmasse) <sub>t-1</sub>
$\Delta$ boligpris	1,00								
$\Delta$ inntekt	0,28	1,00							
$\Delta$ RENTE <sub>t</sub>	-0,50	0,33	1,00						
$\Delta$ RENTE <sub>t-1</sub>	-0,33	0,14	0,39	1,00					
FORV	0,07	0,17	0,16	0,05	1,00				
boligpris <sub>t-1</sub>	0,17	0,06	0,04	0,00	-0,11	1,00			
RENTE <sub>t-1</sub>	-0,40	-0,62	-0,10	0,20	0,04	-0,60	1,00		
ledighet <sub>t</sub>	-0,19	-0,46	-0,28	-0,29	-0,05	-0,73	0,49	1,00	
(inntekt - boligmasse) <sub>t-1</sub>	0,28	0,10	0,00	0,01	-0,11	0,97	-0,64	-0,74	1,00

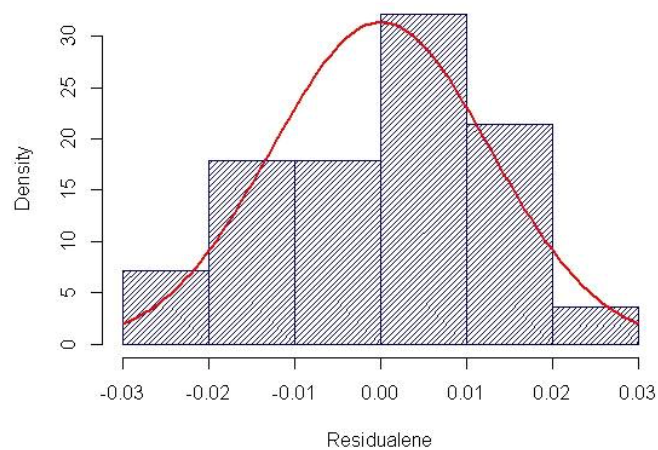
VIF-testen viser samme tendens som korrelasjonsmatrisen. Vi får to forklaringsvariabler med «ekstremverdier». (Inntekt-boligmasse)<sub>t-1</sub> får en VIF-verdi på 31,71, og boligpris<sub>t-1</sub> får en

verdi på 23,72. Mye tyder på at regresjonskoeffisientene er påvirket av en eller flere andre forklaringsvariabler i modellen. Men variablene er statistisk signifikant og beholdes derfor i modellen.

### 5.1.5 Normalfordeling

Vi har plottet feilleddene i et histogram. Ideelt sett skal denne fordelingen være symmetrisk rundt gjennomsnittet. Vår fordeling er litt skjev mot høyre. Det vil si at fordelingen får en lengre hale mot venstre. Dette indikerer at vi har en negativ skewness. Vi får en skewness på  $-0,1807$  som bekrefter dette. Vår kurtoseverdi er  $-1,0766$ . Det betyr at en mindre andel av observasjonene tilfaller i halene.

Selv om fordelingen ikke er symmetrisk perfekt, så har den en topp på midten. Fordelingen er dermed relativt symmetrisk og estimatene er derfor akseptable.



Figur 17: Histogram av residualene (Re-estimering)

Jarque-Bera testen gir oss en testverdi på 0,3663 med en tilhørende p-verdi på 0,8327. Vi kan dermed beholde nullhypotesen om at fordelingen er normalfordelt. Bruk av t-test og f-test er derfor gyldig.

## 5.2 Forventningsvariabelen

Jacobsen og Naug utformet en modell for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi som skulle fange opp effekter som er av ikke-fundamentale forhold.

Tabellen viser våre koeffisienter sammenlignet med Jacobsen og Naug, og vi får nesten identiske tall. Koeffisientene trekker i samme retning med samme signifikansnivå. Vi får

begge en modell med forklaringskraft på 80%. Det vil si at modellen forklarer 80% av variasjonen i TNS gallup sin undersøkelse. De resterende 20% kan være forklart av endrede utsikter for norsk økonomi eller av negative sjokk.

Tabell 3: Forventningsvariabelen (Re-estimering)

<i>Variabel</i>	<b>J&amp;N</b>		<b>Egne estimater</b>	
	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>
$\Delta RENTE_t$	-12,96***	(6,68)	-12,90***	(6,83)
$\Delta ledighet_t$	-0,43**	(2,47)	-0,44**	(2,54)
$E_{t-1}$	-0,11	(1,06)	-0,13	(1,31)
$RENTE_{t-1}$	-0,40	(0,42)	-0,65	(0,69)
$ledighet_{t-1}$	-0,03	(0,82)	-0,02	(0,61)
<i>S1</i>	0,21***	(4,57)	0,21***	(4,71)
<i>S2</i>	0,10***	(4,49)	0,10***	(4,49)
<i>S3</i>	0,22***	(5,61)	0,22***	(5,67)
<i>Konstant</i>	-0,07	(0,39)	-0,06	(0,857)
Antall observasjoner	46		46	
$R^2$	0,80		0,8054	
<i>Justert <math>R^2</math></i>	Ukjent		0,7633	
$\sigma$	0,049		0,04879	

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

### 5.3 Re-estimering

Vi har valgt å sammenligne resultatene vi fikk da vi re-estimerte den originale boligprismodellen med Jacobsen og Naug sine resultater. Som nevnt har det originale datasettet vært utsatt for ulike revideringer, noe som har ført til at koeffisientene vi har estimert avviker noe fra de originale koeffisientene. Modellen er en såkalt feiljusteringsmodell, som korrigerer både for korttids- og langtidseffekter.

Variablene som er inkludert i modellen er oppgitt både logaritmisk og på nivåform, noe som skaper to ulike måter å tolke koeffisientene på. Den avhengige variabelen er på logaritmisk form, så for de logaritmiske forklaringsvariablene gir tilhørende koeffisient uttrykk for hvilken prosentvis endring boligprisen får dersom den uavhengige variabelen øker med 1%. For forklaringsvariablene som er oppgitt på nivåform er tolkningen at ved én enhet (%-poeng)

økning gir koeffisienten uttrykk for hvilken prosentvis endring den avhengige variabelen får. En slik log-lineær sammenheng kan for eksempel være om man ønsker å observere prosentvis endring i boligprisen dersom man øker rentevariabelen fra 4% til 5%.

Den re-estimerte modellen har en forklaringsgrad på 87,48%, noe som er nokså likt som den originale modell. Til tross for de revideringene som har blitt gjort i datasettet fikk vi i tillegg relativt like koeffisienter som Jacobsen og Naug fikk over samme estimeringsperiode, med unntak av noen enkeltvariabler.

Tabell 4: Boligprismodellen (Re-estimering)

Variabel	J&N		Egne estimater	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,12*	(1,94)	0,30	(0,28)
$\Delta \text{RENTE}_t$	-3,16***	(7,04)	-3,12***	(6,53)
$\Delta \text{RENTE}_{t-1}$	-1,47***	(3,27)	-1,71***	(3,42)
$\text{FORV}_t$	0,04***	(3,09)	0,03**	(2,57)
$\text{boligpris}_{t-1}$	-0,12***	(5,69)	-0,14***	(5,66)
$\text{RENTE}_{t-1}$	-4,47**	(2,54)	-3,89	(1,53)
$\text{ledighet}_t$	-0,45***	(3,48)	-0,37**	(2,50)
$(\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}$	1,66***	(8,63)	1,77***	(4,14)
S1	0,04***	(3,35)	0,04***	(6,71)
S2	0,02*	(1,80)	0,02***	(3,49)
S3	0,01	(0,73)	-0,001	(0,22)
Konstant	0,56***	(3,42)	0,56***	(4,20)
Antall observasjoner	56		56	
$R^2$	0,8773		0,8748	
Justert $R^2$	Ukjent		0,8435	
$\sigma$	0,014166		0,01422	

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

## 5.4 Tolkning

### 5.4.1 Korttidseffekter

Variabelene som kan forklare modellens korttidseffekter er inntekt, rente og forventningsvariabelen. Nedenfor er variablenes tilhørende koeffisient og signifikansnivå presentert i kronologisk rekkefølge.

Tabell 5: Korttidseffekter (Re-estimering)

<b>Variabel</b>	<b>Koeffisient</b>
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,30
$\Delta \text{RENTE}_t$	-3,12***
$\text{FORV}_t$	0,03**

I følge den re-estimerte modellen vil boligprisene øke med 0,30% det første kvartalet dersom husholdningenes samlede lønnsinntekter øker med 1%, kontrollert for de andre uavhengige variablene i modellen. Sammenlignet med den originale koeffisienten for husholdningenes samlede lønnsinntekter er den ikke lenger signifikant på 10% -nivå når vi ser på de kortsiktige effektene.

Rentevariabelen er oppgitt på nivåform, slik at dersom bankenes gjennomsnittlige utlånsrente etter skatt øker med ett prosentpoeng vil dette ha en negativ kortsiktig effekt på boligprisen. Kontrollert for de andre uavhengige variablene vil boligprisene reduseres med 2,25%<sup>11</sup>, korrigert for marginalsattesatsen for kapitalinntekter- og utgifter som var gjeldende i 2004. I likhet med den originale koeffisienten har vi estimert en kortsiktig rentekoeffisient som er statistisk signifikant på 1% -nivå.

Den konstruerte forventningsvariabelen viser tegn til å ha en minimal positiv effekt på den avhengige variabelen. Dersom man øker denne variabelen med ett %-poeng, kontrollert for de andre uavhengige variablene vil boligprisene øke med 0,03% på kort sikt. Koeffisienten er statistisk signifikant på 5% -nivå.

### 5.4.2 Langtidseffekter

For at vi skulle kunne sammenligne langtidseffektene var vi nødt til å dividere langtidskoeffisientene på minus feiljusteringsparameteren  $\text{boligpris}_{t-1}$ . Denne koeffisienten

<sup>11</sup> Kortsiktig rentepåvirkningen beregnes som følgende:  $-3,12 * (1-0,28) = -2,25\%$

er på -0,14, og er statistisk signifikant forskjellig fra null på 1% -signifikansnivå. Koeffisienten uttrykker hvor hurtig modellen kommer tilbake til likevekten etter et avvik i langtidssammenhengen. I denne langtidssammenhengen er variablene for rente, ledighet, inntekt og boligmasse inkludert.

Tabell 6: Langtidseffekter (Re-estimering)

<b>Variabel</b>	<b>Koeffisient</b>
$RENTE_{t-1}$	-3,89
$ledighet_t$	-0,37**
$(inntekt - boligmasse)_{t-1}$	1,77***

På lang sikt vil effektene av at renten øker med ett prosentpoeng være at boligprisene går ned 2,80%<sup>12</sup>, kontrollert for de andre uavhengige variablene i modellen. Effekten er ikke statistisk signifikant på lang sikt, i motsetning til effekten i den originale modellen som var signifikant på 5%-signifikansnivå.

Sammenlignet med de andre variablene som blir testet for langtidseffekter er forklaringsvariabelen ledighet ikke lagget. Vanligvis bruker variablene som inngår i feiljusteringsleddet å være lagget, noe som kan forvirre tolkningen av koeffisienten. Vi velger derfor å tolke det som at dersom ledigheten øker med 1% i slutten av perioden  $t$  vil boligprisene reduseres med 0,37%, og da kontrollert for de andre variablene i modellen. Effekten arbeidsledigheten har på boligprisen er i vår re-estimering statistisk signifikant på 5%-nivå.

Den siste langtidskoeffisienten i modellen uttrykker at en økning i husholdningenes samlede inntekter på 1% vil øke boligprisene med 1,77%, kontrollert for de andre forklaringsvariablene i modellen. Koeffisienten er signifikant på 1% -nivå. På den andre siden vil tilsvarende økning i boligmassen redusere boligprisene med samme prosentvise endring. Dette kan tolkes i den retning at dersom lønnsinntektene på lang sikt stiger mer enn boligmassen, vil boligprisene stadig være voksende.

<sup>12</sup> Langsiktig rentepåvirkningen beregnes som følgende:  $-3,89 * (1-0,28) = -2,80\%$



## 5.5 Prediksjon

Tanken bak den re-estimerte boligprismodellen var å se hvor nøyaktig vår prediksjon ble sammenlignet med den faktiske boligprisindeksen. For samme estimeringsperiode som Jacobsen og Naug benyttet ser vi at vår modell innehar en relativt presis prediksjon. Dette legger grunnlag for videre prediksjon, med et utvidet datagrunnlag og tall for Oslo-regionen. Nedenfor er den predikerte og faktiske boligprisindeksen presentert i samme figur:



Figur 18: Predikert vs. faktisk boligpris (Re-estimering)

## 6 Boligprismodell med utvidet datagrunnlag

### 6.1 Statistiske tester

#### 6.1.1 Stasjonaritet

I den utvidede boligprismodellen har vi brukt samme fremgangsmåte (ADF-testen) for å teste om tidsseriene er stasjonære eller ikke. Vi har også her testverdier både med og uten trend, og gitt informasjonskriteriet AIC ansvaret for å velge riktig antall lags.

Tabell 7: Resultater fra ADF-testen (Utvidet)

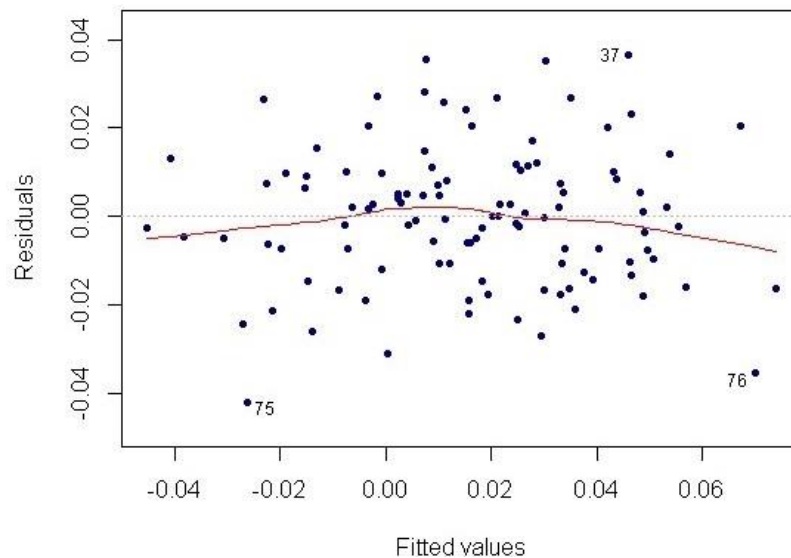
Variabel	Antall lags	Med trend	Uten trend
Boligpris	9	-1,265	-1,991
Inntekt	12	-0,919	-1,139
Rente etter skatt	1	-3,174*	-2,161
FORV	6	-4,742***	-4,455***
Ledighet	5	-2,601	-2,197
Boligmasse	5	-2,854	1,826

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

I likhet med ADF-testen som ble gjennomført med tidsseriene fra re-estimeringen får vi også her at forventningsvariabelen *FORV* blir statistisk signifikant på 1% -nivå. I tillegg viser også variabelen for *rente etter skatt* noe tegn til å være signifikant når vi tester med trend. Sistnevnte variabel er altså signifikant på et 10% -nivå, med en testverdi på -3,174.

### 6.1.2 Heteroskedastisitet

Ut i fra den grafiske framstillingen av feilleddene fra den utvidede modellen er det noe mer ulik spredning i datapunktene. Dette kan en også observere ved å se på den røde tilpassede linjen som har en litt mer krummet form sammenlignet med plottet fra re-estimeringen. Når det er sagt så holder vi fast på at dette må testes for å kunne komme til en entydig konklusjon.



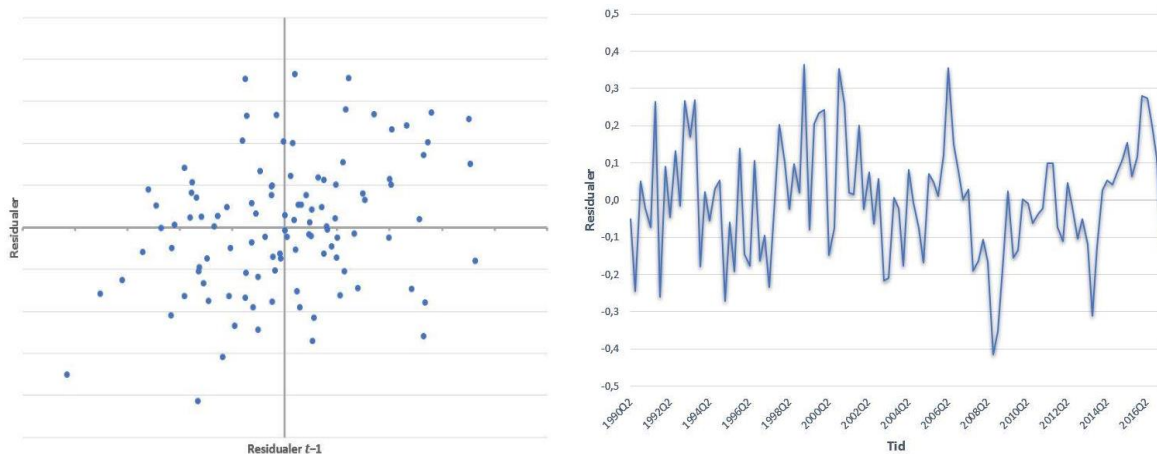
Figur 19: Residualer vs. predikerte verdier (Utvidet)

BP-testen ga oss noe uforventede verdier som ikke var mulig å observere i den grafiske framstillingen. Med en testverdi på 27,795, mot en kritisk verdi på 24,72 var vi nødt til å forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet på 1% -signifikansnivå.

### 6.1.3 Autokorrelasjon

Figur 20 viser god spredning i feilleddene. Det kan muligens være noen flere observasjoner i andre og tredje rute, som igjen kan tyde på positiv autokorrelasjon. Men dette er i så fall svært marginalt.

Feilleddet over tid, i figur 21, gir en noe mer usikker tolkning. Den viser muligens en negativ autokorrelasjon i re-estimeringsperioden, og ingen autokorrelasjon i utvidelsesperioden. De tvetydige resultatene gjør det vanskelig å konkludere med noe ut i fra grafene.



Figur 20 og Figur 21: Autokorrelasjonsplot (Utvidet)

Vi fikk en DW-verdi på 1,3559. Den lave verdien kan tyde på at feilleddene i modellen inneholder noe positiv autokorrelasjon. De kritiske verdiene på et 5% signifikansnivå er  $d_1 = 1,51$  og  $d_h = 1,85$ . Vår testverdi ligger utenfor dette intervallet. Vår verdi ligger i et intervall hvor vi ikke kan konkludere om det er autokorrelasjon i modellen.

Ljung-Box testen viste en testverdi på 56,69 for tolvte ordens autokorrelasjon etter bruk av aic. Kritisk verdi for et 5% signifikansnivå er 21,03. Vi forkaster derfor nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for tolvte orden.

Testene kan tyde på at det foreligger autokorrelasjon i feilleddene. Dette bryter med MKM sin forutsetning, men estimatene vil fremdeles være forventningsrette. Selv om løsningen nå ikke lenger er BLUE.

#### 6.1.4 Multikollinearitet

Korrelasjonsmatrisen viser at forklaringsvariablene;  $(inntekt-boligmasse)_{t-1}$ ,  $ledighet_t$ ,  $RENTE_{t-1}$  og  $boligpris_{t-1}$  har en imperfekt kollinearitet.  $(inntekt-boligmasse)_{t-1}$ , og  $boligpris_{t-1}$  har en positiv korrelasjon på 0,99. Dette er svært nær en perfekt samvariasjon som ville gjort regresjonen ugyldig.

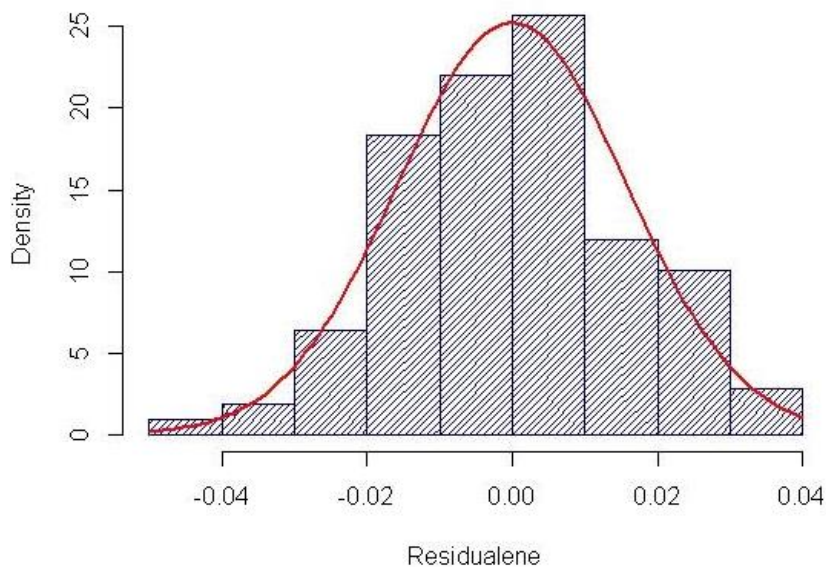
Tabell 8: Korrelasjonsmatrise (Utvidet)

VARIABEL	$\Delta$ boligpris	$\Delta$ inntekt	$\Delta$ RENTE <sub>t</sub>	$\Delta$ RENTE <sub>t-1</sub>	FORV	$boligpris_{t-1}$	RENTE <sub>t-1</sub>	ledighet <sub>t</sub>	$(inntekt - boligmasse)_{t-1}$
$\Delta$ boligpris	1,00								
$\Delta$ inntekt	0,16	1,00							
$\Delta$ RENTE <sub>t</sub>	-0,41	0,38	1,00						
$\Delta$ RENTE <sub>t-1</sub>	-0,32	0,29	0,42	1,00					
FORV	0,18	0,22	0,16	-0,04	1,00				
$boligpris_{t-1}$	0,05	-0,07	0,11	0,09	-0,15	1,00			
RENTE <sub>t-1</sub>	-0,27	-0,20	-0,16	0,06	0,05	-0,82	1,00		
ledighet <sub>t</sub>	0,00	-0,38	-0,30	-0,33	0,03	-0,70	0,53	1,00	
$(inntekt - boligmasse)_{t-1}$	0,08	-0,09	0,08	0,08	-0,16	0,99	-0,81	-0,71	1,00

VIF-testen viser at forklaringsvariablene  $(inntekt-boligmasse)_{t-1}$  og  $boligpris_{t-1}$  blir sterkt påvirket av andre forklaringsvariabler. De får henholdsvis en VIF-verdi på 77,18 og 64,22. Dette er ekstreme verdier som setter spørsmålstegn ved tolkningen av koeffisientene. Men variablene er statistisk signifikant og beholdes derfor i modellen.

#### 6.1.5 Normalfordeling

Plottet viser en fordeling som er relativt symmetrisk rundt gjennomsnittet. Den har en lav positiv skewness-verdi på 0,058. Det betyr at fordelingen er litt skjev mot venstre, og at halen mot høyre er litt lengre. Kurtoseverdien er på -0,1965, som sier at fordelingen er mer spiss mot gjennomsnittet.



Figur 22: Histogram av residualene (Utvidet)

Jarque-Bera testen gir oss en testverdi på 0,3685 med en tilhørende p-verdi på 0,8317. Vi kan dermed beholde nullhypotesen om at fordelingen er normalfordelt.

## 6.2 Forventningsvariabelen

Vår utvidede modell avviker noe fra vår re-estimering av modellen til Jacobsen og Naug, men koeffisientene samvarierer rimelig godt. Den største forskjellen er at den laggede forventningsindikatoren  $E_{t-1}$  nå er blitt signifikant på et 5%-nivå. Denne var ikke signifikant ved re-estimeringen. Samtidig har lagget ledighet gått fra å være negativ til å være positiv, men denne koeffisienten er uansett ikke signifikant. I den utvidede modellen har vi økt antall observasjoner betraktelig fra 46 til 99, samtidig som forklaringskraften er blitt kraftig redusert ned til 58,7%. Det vil si at rente og ledighet nå forklarer langt mindre av endringen i trendindikatoren, og at de resterende 41,3% kan forklares av sjokk eller endre utsikter i økonomien. Dette virker troverdig ettersom vi har hatt flere sjokk i økonomien etter 2004 som har vært med på å endre utsiktene for norsk økonomi. Forventningsindikatoren viser tydelige fall både da finanskrisen og oljesmellen inntraff Norge, se Vedlegg 2.

Tabell 9: Forventningsvariabelen (Utvidet)

<i>Variabel</i>	<b>Egne estimater</b>	
	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>
$\Delta RENTE_t$	-11,69***	(6,09)
$\Delta ledighet_t$	-0,50***	(3,79)
$E_{t-1}$	-0,14**	(2,62)
$RENTE_{t-1}$	-0,53	(1,23)
$ledighet_{t-1}$	0,01	(0,29)
<i>S1</i>	0,21***	(6,31)
<i>S2</i>	0,07***	(3,93)
<i>S3</i>	0,19***	(6,65)
<i>Konstant</i>	-0,09***	(2,65)
Antall observasjoner	99	
$R^2$	0,5869	
<i>Justert <math>R^2</math></i>	0,5502	
$\sigma$	0,06043	

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

### 6.3 Estimering

Den utvidede modellen med estimeringsperiode fra og med 1990 andre kvartal til og med 2017 andre kvartal har en forklaringskraft på over 72%. Dette er noe lavere enn hva vi fikk gjennom re-estimeringen av modellen til Jacobsen og Naug. Denne modellen sier altså at 72% av boligprisen kan forklares av forklaringsvariablene, mens de resterende 28%-poengene er uforklart i modellen. Flere av forklaringsvariablene har fått endrede koeffisienter sammenlignet med re-estimeringen. Alle koeffisientene har fortsatt samme fortegn, så de påvirker boligprisene i samme retning i begge modellene. Men størrelsen og signifikansnivået på koeffisientene varierer noe. Den utvidede modellen har 109 observasjoner i motsetning til den re-estimerte som har 56. Dette er en betydelig økning, som kan være med på å gjøre modellen mer robust.

Tabell 10: Boligprismodellen (Utvidet)

<i>Variabel</i>	<b>Egne estimater</b>	
	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,37	(0,71)
$\Delta \text{RENTE}_t$	-2,98***	(6,06)
$\Delta \text{RENTE}_{t-1}$	-0,83	(1,66)
$\text{FORV}_t$	0,02***	(3,16)
$\text{boligpris}_{t-1}$	-0,07***	(3,55)
$\text{RENTE}_{t-1}$	-13,96***	(4,81)
$\text{ledighet}_t$	-0,31*	(1,71)
$(\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}$	1,34**	(2,03)
$S_1$	0,04***	(7,89)
$S_2$	0,02***	(4,18)
$S_3$	0,004	(0,85)
<i>Konstant</i>	0,33***	(2,77)
Antall observasjoner	109	
$R^2$	0,7213	
<i>Justert <math>R^2</math></i>	0,6897	
$\sigma$	0,01667	

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

## 6.4 Tolkning

I dette kapittelet vil vi tolke koeffisientene fra det utvidede datasettet, samtidig som vi sammenligner det med de re-estimerte estimatene. I tabell 11 og 12 har vi delt inn kortsiktige og langsiktige effektene vi fikk da vi estimerte den utvidede modellen.

Tabell 11: Korttidseffekter (Utvidet)

<i>Variabel</i>	<i>Koeffisient</i>
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,37
$\Delta \text{RENTE}_t$	-2,98***
$\text{FORV}_t$	0,02***

Tabell 12: Langtidseffekter (Utvidet)

<b>Variabel</b>	<b>Koeffisient</b>
$RENTE_{t-1}$	-13,96***
$ledighet_t$	-0,31*
$(inntekt - boligmasse)_{t-1}$	1,34**

#### 6.4.1 Husholdningens inntekter

Variabelen inngår som forklaringsvariabel både på kort og lang sikt i modellen. I det utvide de datasettet vil en økning på 1% i husholdningers inntekter øke boligprisene med 0,37% det første kvartalet på kort sikt. Denne effekten er ikke signifikant. Ved re-estimeringen ville den samme økningen gi økte boligpriser med 0,30% det første kvartalet på kort sikt. Denne effekten var heller ikke signifikant.

Jacobsen og Naug fant i sin modell at en økning på 1% ville gi en økt boligpris på 0,12% det første kvartalet og effekten var signifikant på 10%-nivå.

Det kan virke unaturlig at husholdningers inntekt ikke påvirker boligprisene signifikant på kort sikt, siden husholdningers inntekt har stor betydning for hvor mye husholdninger kan få i finansieringsbevis. En høy inntekt kan gi et større lånebeløp, og jo flere husholdninger som har høy inntekt vil gi økt etterspørsel etter boliger. Men selv om koeffisienten ikke er signifikant, samvarierer variablene som forventet, hvor en økt inntekt gir økte boligpriser.

Dersom husholdningers samlede inntekter skulle øke med 1%, ville boligprisene øke med 1,34% på lang sikt, kontrollert for de andre forklaringsvariablene. Denne effekten var signifikant på 5% nivå. I re-estimeringen var effekten noe sterkere, hvor boligprisene ville økt med 1,77% med et signifikansnivå på 1%.

Vi kan dermed se at korttidseffekten av lavere inntekt i husholdningene ikke er signifikant forskjellig fra null, men på lang sikt utgjør husholdningers inntekt en signifikant forskjell på boligprisene.

#### 6.4.2 Rente

Renten har innvirkning både på kort og lang sikt i modellen. I det utvide de datasettet er rente-effekten en god del større på lang sikt enn hva den er på kort sikt. På kort sikt vil en



renteøkning etter skatt på 1%-poeng redusere boligprisen med 2,26%<sup>13</sup> det første kvartalet, dersom de andre forklaringsvariablene forblir uendret. Ved re-estimeringen ville renten redusert boligprisen med 2,25% det første kvartalet. Effekten er derfor svært lik på kort sikt, selv om marginalsattesatsen for kapitalinntekter – og utgifter er redusert fra 28% til 24% i denne perioden etter stortingets vedtak om endret marginalsatt (Finansdepartementet 2016). Koeffisienten er signifikant på 1%-nivå.

På lang sikt vil en økning på 1%-poeng føre til at boligprisen reduseres med 10,61%<sup>14</sup>. Dette er noe over forventet effekt, og langt større enn langtidseffekten fra re-estimeringsperioden hvor boligprisene ville blitt redusert med 2,80%. Effekten er signifikant på 1%-nivå.

Justeringsparameteren som også er signifikant på 1%-nivå vil justere inn estimatet med 0,07% for hvert kvartal på lang sikt.

En økning på 1%-poeng gir som ventet en reduksjon i boligprisene som følge av økte bokostnader, og dette gir lavere etterspørsel etter boliger. Lav etterspørsel og uendret tilbud vil gi lavere etterspørsel etter boliger. En økt rente vil samtidig påvirke husholdningers forventninger om fremtidige boligpriser. Husholdningens gjeldsgrad har i prosent vokst radikalt fra 2005 og frem til dag (Statistisk Sentralbyrå 2018). En økt rente vil derfor kunne få større konsekvenser for flere husholdninger på lang sikt nå enn tidligere.

### 6.4.3 Husholdningers forventninger

Denne variabelen stammer fra TNS Gallup som utfører spørreundersøkelser om husholdningers forventninger til egen og landets økonomi. Denne forventningsindikatoren ble korrigert for effekter av rente og ledighet.

Dersom husholdningers forventninger til økonomien øker med 1%-poeng, vil boligprisene øke med 0,02% det første kvartalet på kort sikt. Effekten er signifikant på 1%-nivå. Selv om koeffisienten er signifikant, så har den relativt liten effekt på boligprisene. Det betyr at boligprisene vil endres mye først når forventningene er preget av sjokk, som for eksempel rett etter en finanskris.

Ved re-estimeringen var effekten noe større. Da ville boligprisene øke med 0,03%, men effekten var da signifikant på 5%-nivå. Man skulle kanskje tro at forventningene til økonomien

---

<sup>13</sup> Kortsiktig rentepåvirkningen beregnes som følgende:  $-2,98 * (1-0,24) = -2,26\%$

<sup>14</sup> Langsiktig rentepåvirkningen beregnes som følgende:  $-13,96 * (1-0,24) = -10,61\%$

rundt finanskrisen ville påvirke boligprisene i større grad enn hva den har gjort. Det viser seg at forventningene i det utvidede datasettet har en marginalt lavere påvirkning på boligprisene enn hva den hadde for re-estimeringen. Men når vi leser av forventningsbarometeret ser vi at forventningene ble skrudd ned i cirka ett år, før den snudde og økte progressivt i en lengre periode. Dermed var ettervirkningene av finanskrisen rimelig kort, og den norske optimismen til egen og landets økonomi snudde raskt.

#### *6.4.4 Ledighet*

Denne variabelen er inkludert i modellen som langtidseffekt, og er signifikant på 10%-nivå. Variabelen er ikke på lagget form siden Jacobsen og Naug fikk mer forklarte resultater av å estimere effekten på tid  $t$ . Dette er vidt diskutert, og flere mener at dette gir lavere effekt enn hva man kunne vente siden en endring i arbeidsledigheten vil ha effekt i nær fremtid og ikke en umiddelbar effekt.

En økt arbeidsledighet vil gi forventninger om en lavere lønnsvekst, som igjen gir føringer for økt usikkerhet om fremtidig inntekt og betalingsevne. Dette gir lavere etterspørsel etter boliger ettersom tilbudet av kreditt til husholdningene dempes (Larsen og Sommervoll 2004).

Dersom ledigheten skulle øke med 1% i slutten av perioden  $t$  ville boligprisene blitt redusert med 0,31%, kontrollert for de andre variablene i modellen. Effekten er noe svakere enn hva vi fikk fra re-estimeringen og signifikansnivået er gått fra 5% til 10%-nivå. Effekten av arbeidsledighet er som forventet, selv om den påvirker boligprisene muligens noe mindre enn hva man skulle tro. En årsak kan være at variabelen har stor betydning for hvordan folk ser på den økonomiske fremtiden, og Jacobsen og Naug har inkludert den i forventningsvariabelen. Noe av effekten kan dermed allerede være trukket ut.

#### *6.4.5 Boligmasse*

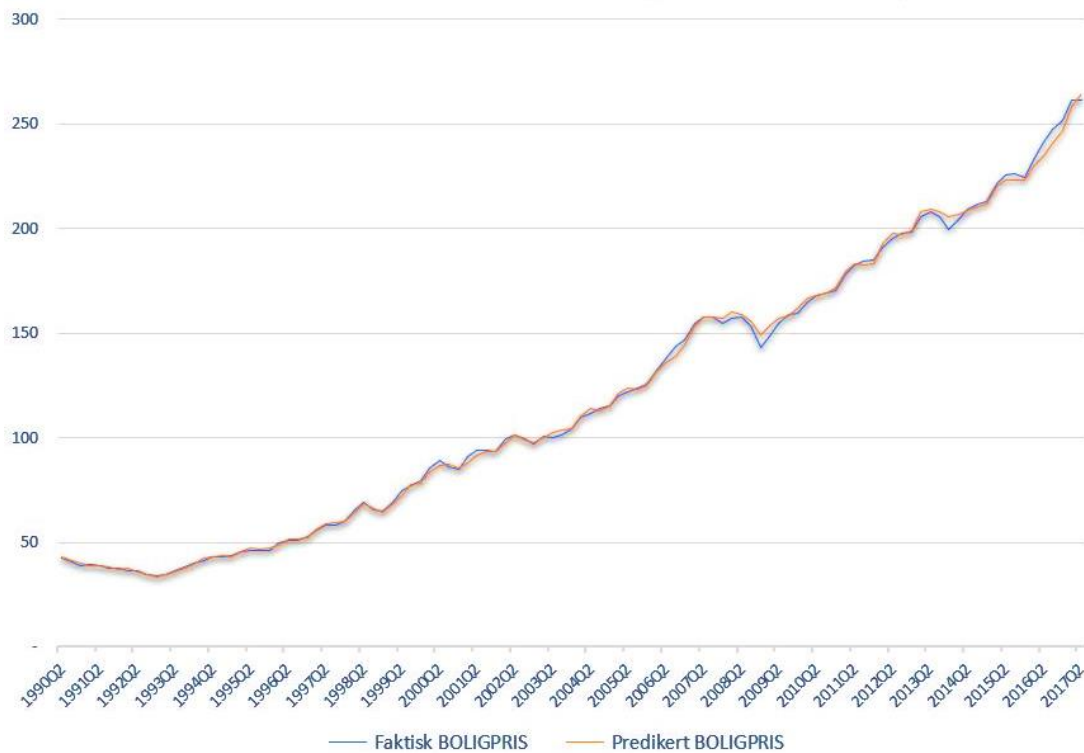
Variabelen er inkludert i feiljusteringsleddet i modellen; (inntekt-boligmasse). Jacobsen og Naug påla at disse koeffisientene skulle ha samme langtidseffekt men med motsatt fortegn. Dette ble gjort siden boligmassen og lønnsinntekter korrelerer sterkt med hverandre når man justerer for sesongvariasjon, og effektene ville derfor bli svært uskarpe dersom variablene ble inkludert separert i modellen (Jacobsen og Naug 2004, 235).

Boligmassen er inkludert som langtidseffekt, siden det antas at boliger har en lang varighet. En økt boligpris vil gi økt nybygging og boligmasse, mens en redusert boligpris vil gi lavere insentiv om at utbyggere skal sette opp mer boligmasse.

Hvis boligmassen skulle øke med 1% ville boligprisene blitt redusert med 1,34% på lang sikt. Denne koeffisienten er signifikant på et 5%-nivå. Sammenlignet med koeffisientene fra re-estimeringen har verdiene sunket noe, og signifikansnivået er gått fra 1% til 5%. Verdiene vi får i begge modellene er forventede. Lite nybygging sammen med økt antall husholdninger kan være med på å forklare en økning i boligprisene.

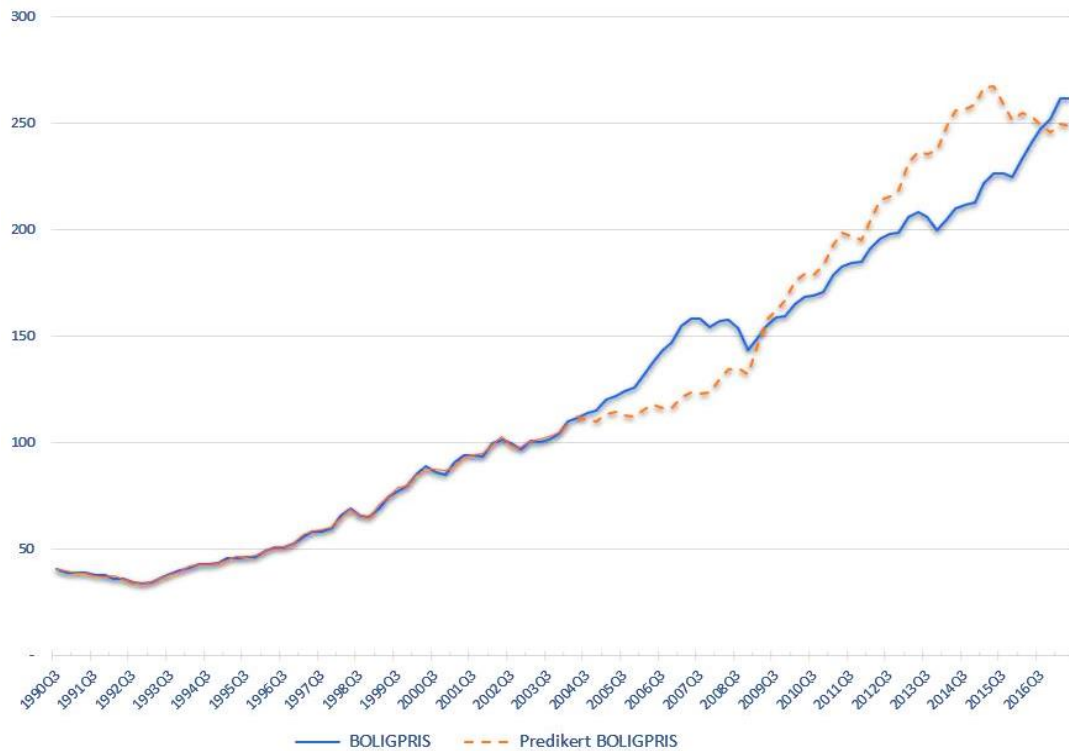
## 6.5 Prediksjon

For den utvidede modellen, som er estimert for perioden andre kvartal 1992 til og med andre kvartal 2017, viser den predikerte kurven gode verdier i forhold til den faktiske boligprisindeksen. Hvis en studerer sammenligningen mer nøyaktig vil man kunne antyde at sjokkene som fant sted i midten av 2008 og 2014 svekker modellens prediksjonsevne. Disse to nevnte sjokkene kom som et resultat av finanskrisen og det kraftige fallet i oljeprisen. Med grunnlag i figuren nedenfor kan en derfor kunne si at modellen hadde en tendens til å overestimere boligprisen når markedet ble utsatt for utenforliggende sjokk. Ser man bort ifra disse to sjokkene predikerer den utvidede modellen nokså gode verdier sammenlignet mot den faktiske boligprisen.



*Figur 23: Predikert vs. faktisk boligpris (Utvidet)*

Videre ønsket vi å teste modellens prediksjonsevne ved å ta i bruk koeffisientene fra re-estimeringen for å se om disse er i stand til å predikere boligprisen utover den originale estimeringsperioden. Dette er en fremgangsmåte som er mye brukt for å teste prediksjonsevnen til en ønsket modell. Måten vi gikk frem da var å ta i bruk de koeffisientene vi hadde fra re-estimeringen, for så å kjøre i gjennom datamaterialet fra andre kvartal 2004 og frem til og med andre kvartal 2017. Denne prediksjonen er vist i figuren nedenfor:



Figur 24: Prediksjon med originale koeffisienter (Utvidet)

Etter at prediksjonen var utført satt vi igjen med et nokså uforventet resultat. Den re-estimerte modellen visert tydelige avvik, både før og etter finanskrisen. Fra andre kvartal 2004 og frem til slutten av 2008 er det åpenbart at modellen underestimerer boligprisen. Fra 2009 og frem til og med tredje kvartal 2016 skjer det derimot en vending i den predikerte boligprisen, og modellen viser en solid overestimering av boligprisen. I tredje kvartal 2015 når den predikerte prisen sitt toppunkt, og synker mot en underestimering. Resultatene fra denne prediksjonen trekker i retning av at den re-estimerte modellen hadde en god prediksjonsevne for sin estimeringsperiode, men dersom en skal benytte disse koeffisientene for en videre prediksjon bør en være ekstra observant på hva dette kan resultere i.

## 7 Boligprismodell for Oslo

### 7.1 Statistiske tester

#### 7.1.1 Stasjonaritet

For å teste om variablene som ble brukt i Oslo-modellen var stasjonære, benyttet vi også her ADF-testen. I tillegg ble antall lags bestemt av AIC.

Når vi tester for variablene som inngår i den regionale boligprismodellen ser vi at ingen er statistisk signifikant dersom vi velger å teste med trend. Derimot ser vi at den konstruerte forventningsvariabelen og ledighet er statistisk signifikant på 10% -nivå, dersom vi utfører testen uten trend.

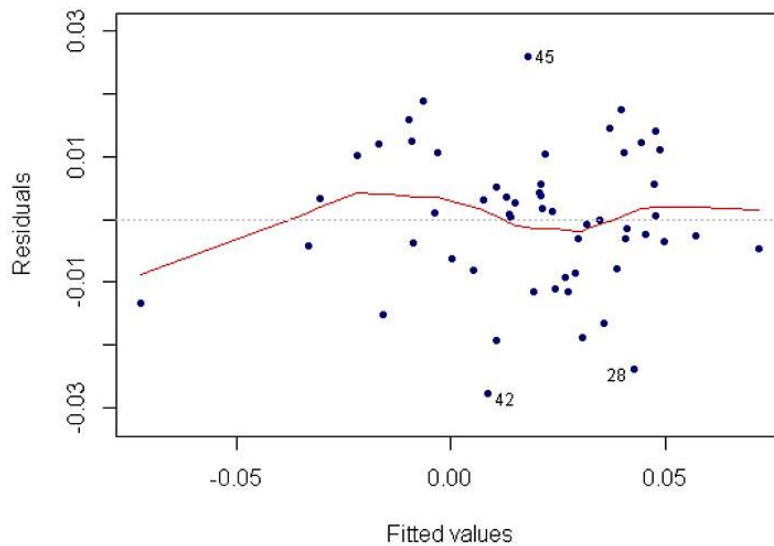
Tabell 13: Resultater fra ADF-testen (Oslo-modellen)

<b>Variabel</b>	<b>Antall lags</b>	<b>Med trend</b>	<b>Uten trend</b>
Boligpris	9	-2,459	-0,025
Inntekt	11	-1,936	-0,884
Rente etter skatt	1	-2,683	-2,526
FORV	4	-2,955	-2,844*
Ledighet	9	-2,748	-2,866*
Boligmasse	5	-1,786	0,475

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

#### 7.1.2 Heteroskedastisitet

I figur 25 er feilleddene plottet mot de predikerte verdiene fra den regionale boligprismodellen. Denne grafiske framstillingen skiller seg noe ut i forhold til hva vi fant da vi så på datamaterialet for Norge. Ut ifra hva som kan observeres i figur 25 kan det tyde på at det foreligger heteroskedastisitet i residualene. Den røde linjen har en ujevn form, og holder seg ikke stabilt rundt null.

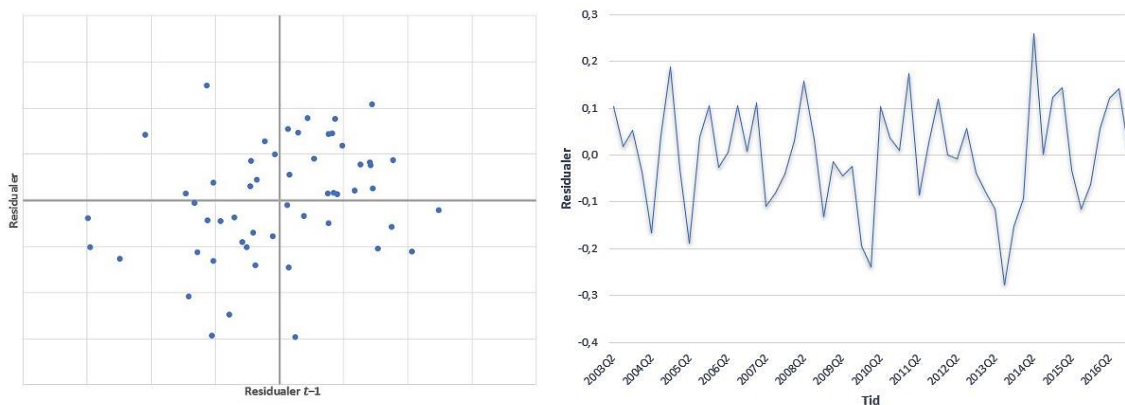


Figur 25: Residualer vs. predikerte verdier (Oslo-modellen)

Vi ønsker likevel ikke trekke en konklusjon kun basert på den grafiske framstillingen, så vi har derfor valgt å teste dette ved å ta i bruk BP-testen. Med en teststatistikk på 8,44 resulterte denne testen i at vi beholder nullhypotesen om at variansen i feilledet ikke er heteroskedastisk, noe som er i tråd med en av forutsetningene for at de endelige estimatene skal være såkalt *BLUE*.

### 7.1.3 Autokorrelasjon

De plottede residualene i figur 26 viser tegn til noe flere observasjoner i andre og tredje rute, noe som kan tyde på at vi har en positiv autokorrelasjon. Ut i fra figur 27 kan det observeres at kurven jevnt krysser gjennomsnittet på null, noe som taler for at residualene ikke inneholder autokorrelasjon over tid.



Figur 26 og Figur 27: Autokorrelasjonsplot (Oslo-modellen)

I tillegg til de grafiske framstillingene av residualene ønsker vi å teste dette ved å gjennomføre to ulike statistiske tester, som kan gi oss et tydeligere svar på om det foreligger autokorrelasjon.

Vi fikk en DW-verdi på 1,5372. Denne lave verdien ligger så vidt innenfor kritisk verdi på et 5%-signifikansnivå, hvor  $dl = 1,51$  og  $dh = 1,85$ . Siden testverdien ligger innenfor intervallet kan vi ikke konkludere med at det er autokorrelasjon i modellen. Etter den statistiske modellen skal man beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon dersom testverdien ligger i området rundt 2. Vår verdi ligger i et område hvor man verken kan konkludere med det ene eller andre, men siden verdien er lavere enn 2 kan det indikere noe positiv autokorrelasjon.

Ljung-Box testen viste en testverdi på 16,313 for tolvte ordens autokorrelasjon etter bruk av AIC. Vi beholder derfor nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for tolvte orden. Testverdien ligger innenfor kritisk verdi på 21,03 på et 5%-signifikansnivå.

Den grafiske fremstillingen, og resultatene av de statistiske testene gjør at vi kan beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i feilleddene. Løsningen er dermed BLUE.

#### 7.1.4 Multikollinearitet

Korrelasjonsmatrisen viser at forklaringsvariablene;  $(Inntekt-boligmasse)_{t-1}$  og  $boligpris_{t-1}$  har en tydelig høy korrelasjon på 0,98. Denne verdien er svært nær perfekt samvariasjon. De andre variablene ligger under tommelfingerregelen på 0,60, men matrisen indikerer at flere av variablene multikollinerer av ulik grad.

Tabell 14: Korrelasjonsmatrise (Oslo-modellen)

VARIABEL	$\Delta$ boligpris	$\Delta$ inntekt	$\Delta$ RENTE <sub>t</sub>	$\Delta$ RENTE <sub>t-1</sub>	FORV	$boligpris_{t-1}$	RENTE <sub>t-1</sub>	ledighet <sub>t</sub>	$(inntekt - boligmasse)_{t-1}$
$\Delta$ boligpris	1,00								
$\Delta$ inntekt	0,07	1,00							
$\Delta$ RENTE <sub>t</sub>	-0,15	0,05	1,00						
$\Delta$ RENTE <sub>t-1</sub>	-0,30	-0,07	0,59	1,00					
FORV	0,24	0,22	0,47	0,04	1,00				
$boligpris_{t-1}$	0,01	-0,08	0,24	0,28	-0,06	1,00			
RENTE <sub>t-1</sub>	-0,48	0,03	-0,35	0,00	-0,40	-0,25	1,00		
ledighet <sub>t</sub>	0,30	0,07	-0,40	-0,53	0,13	-0,47	-0,39	1,00	
$(inntekt - boligmasse)_{t-1}$	-0,05	0,05	-0,29	-0,31	0,04	-0,98	0,24	0,55	1,00

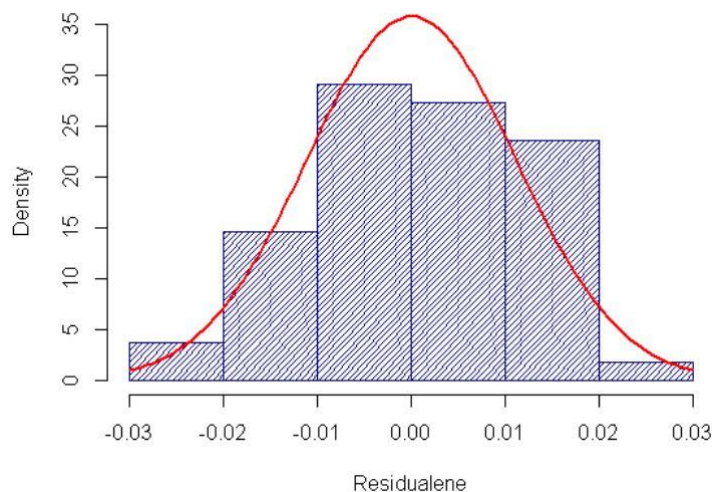
VIF-testen gir oss verdier som kan bekrefte at variablene  $(Inntekt-boligmasse)_{t-1}$  og  $boligpris_{t-1}$  har en samvariasjon. De får en VIF-verdi på henholdsvis 35,74 og 28,27. Dette er verdier



som ligger klart over tommelfingerregelen på 10, og variablene påvirker tydelig hverandre. Begge variablene beholdes i modellen siden de ikke har perfekt samvariasjon. Men vi er klar på at dette kan sette spørsmåltegn ved tolkningen av våre koeffisienter.

### 7.1.5 Normalfordeling

Fordelingen er ikke symmetrisk perfekt, men har en tydelig topp mot midten. Vi får en skewness på -0,20 og en kurtoseverdi på -0,23. Den negative kurtoseverdien tilsier at en mindre andel av observasjonene tilfaller i halene. Det kan vi tydelig se på plottet, hvor hovedtyngden av observasjonene ligger rundt gjennomsnittet. Den negative verdien på skewness tilsier at vi har noe lengre hale mot lavere verdier.



Figur 28: Histogram av residualene (Oslo-modellen)

Jarque-Bera testen gir en test-verdi på 0,3622 med en tilhørende p-verdi på 0,8344. Det betyr at vi kan beholde nullhypotesen om at fordelingen er normalfordelt.

## 7.2 Forventningsvariabelen

Vår forventningsmodell for Oslo ligger enda lavere enn vår utvidede modell når det kommer til forklaringskraft. Rente og arbeidsledighet forklarer nå bare 48,6%. Det betyr at sjokk og endrede økonomiske framtidsutsikter har hatt større påvirkning på forventningsindikatoren. Den forklarer nå over halvparten av variasjonen, med 51,4%. Vår modell har 55 observasjoner i tidsserieperioden. Perioden er fra andre kvartal 2003 til og med 2016. De store sjokkene i økonomien, særskilt representert ved finanskrisen og oljesmellen kan ha fått enda større innvirkning på forventningsindikatoren nå som estimeringsperioden er langt kortere enn

hva den var for utvidet modell. Det betyr at perioden er preget av flere sjokk enn perioden for re-estimeringen.

Koeffisientene samvarierer rimelig godt med de to andre modellene. De har samme fortegn og er fortsatt signifikante.

Tabell 15: Forventningsvariabelen (Oslo-modellen)

<i>Variabel</i>	<b>Egne estimater</b>	
	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>
$\Delta RENTE_t$	-11,40***	(4,44)
$\Delta ledighet_t$	-0,32**	(2,30)
$E_{t-1}$	-0,14**	(2,26)
$RENTE_{t-1}$	-0,38	(0,73)
$ledighet_{t-1}$	0,03	(0,77)
<i>S1</i>	0,12***	(4,93)
<i>S2</i>	0,06***	(2,92)
<i>S3</i>	0,12***	(4,92)
<i>Konstant</i>	0,048	(0,04)
Antall observasjoner	55	
$R^2$	0,4859	
<i>Justert <math>R^2</math></i>	0,4407	
$\sigma$	0,0744	

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

### 7.3 Estimering

Den regionale boligprismodellen for hovedstaden har en estimeringsperiode fra og med andre kvartal 2003 til og med fjerde kvartal 2016. Med kvartalstall vil det si at tidsseriene inneholder 55 observasjoner. Modellens forklaringskraft er på 84,66%, noe som er litt i underkant av hva vi fikk på den re-estimerte modellen. Med unntak av den siste forklaringsvariabelen fikk vi koeffisienter med samme fortegn som modellene for Norge.

Regresjonsresultatene fra den regionale boligprismodellen er presentert i følgende tabell:

Tabell 16: Boligprismodellen (Oslo-modellen)

<i>Variabel</i>	<b>Egne estimater</b>	
	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>
$\Delta$ inntekt <sub>t</sub>	0,09	(0,81)
$\Delta$ RENTE <sub>t</sub>	-4,28***	(4,49)
$\Delta$ RENTE <sub>t-1</sub>	-1,79**	(2,53)
FORV <sub>t</sub>	0,01**	(2,45)
<i>boligpris</i> <sub>t-1</sub>	-0,72**	(2,13)
RENTE <sub>t-1</sub>	-4,37***	(7,13)
<i>ledighet</i> <sub>t</sub>	-0,08***	(3,09)
(inntekt – <i>boligmasse</i> ) <sub>t-1</sub>	-0,10	(1,48)
S1	0,05***	(9,97)
S2	0,03***	(6,95)
S3	0,03***	(6,19)
Konstant	0,59	(1,41)
Antall observasjoner	55	
R <sup>2</sup>	0,8466	
Justert R <sup>2</sup>	0,8074	
σ	0,01249	

\*\*\* = Signifikant på 1%-nivå    \*\* = Signifikant på 5%-nivå    \* = Signifikant på 10%-nivå

## 7.4 Tolknings

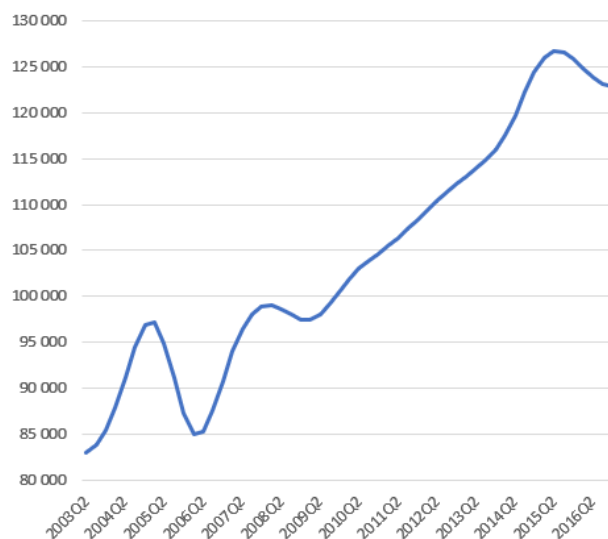
### 7.4.1 Husholdningenes inntekter

På kort sikt vil en økning på 1% i husholdningers inntekter øke boligprisene med 0,09% det første kvartalet dersom de andre forklaringsvariablene forblir uendret. På lang sikt vil boligprisene bli redusert med 0,10% dersom husholdningenes inntekter øker med 1%. Koeffisientene er verken signifikant på kort eller lang sikt.

Dette er resultater vi ikke kunne forvente. Inntektene i estimeringsperioden har økt betraktelig og det kan virke usannsynlig at dette ikke har hatt noe å si for boligprisutviklingen. En mulig årsak kan være at variabelen ble feilspesifisert. Denne variabelen ble konstruert av oss, hvor vi tok gjennomsnittlig bruttoinntekt for personer over 17 år i Oslo og multipliserte dette med antall personer over 17 år. Dataene ble i tillegg interpolert ettersom de kun ble publisert som

årlige tall. Verdiene er derimot svært lave og ikke signifikante i vår modell, slik at de ikke får noe påvirkning på boligprisen.

Lønnsinntektene har økt med 48% gjennom estimeringsperioden. Forholdet mellom boligpriser og inntekt forteller hvor mange årsinntekter husholdningene bruker på å kjøpe bolig. I noen av byene er inntektsnivået noe høyere enn ute i distriktene, som betyr at boligprisene i forhold til inntektene er høyere i byene enn ellers i landet (Anundsen og Mæhlum 2017). Boligprisene har steget klart mer enn hva husholdningens inntekter har gjort i estimeringsperioden. Det kan bety at boligprisene i Oslo ikke lenger kan forklares av sin fundamentale verdi. Husholdningers inntekt kan dermed ha hatt liten påvirkning på utviklingen i boligprisene, noe som samsvarer med resultatene i vår regresjonsanalyse.



Figur 29: Husholdningers inntekter (Oslo-modellen)

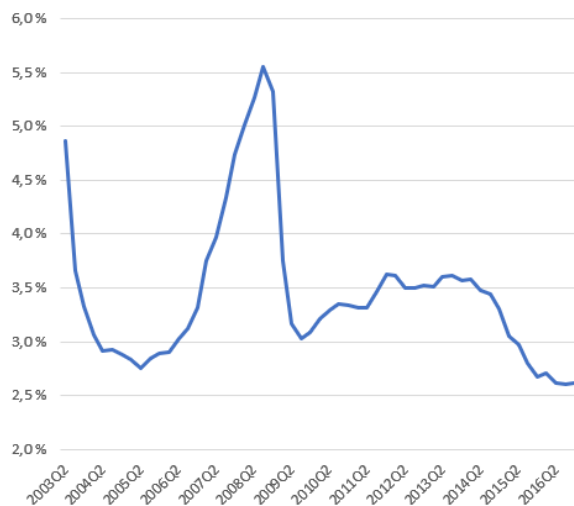
#### 7.4.2 Rente

På kort sikt vil en renteøkning etter skatt på ett prosentpoeng redusere boligprisen med 3,25%<sup>15</sup> det første kvartalet dersom de andre forklaringsvariablene forblir uendret. En økning på ett prosentpoeng på lang sikt vil redusere boligprisen med 3,32%<sup>16</sup>. Begge koeffisientene er signifikant på 1%-nivå. På lang sikt vil justeringsparameteren justere inn estimatet med 0,72 for hvert kvartal. Denne koeffisienten er signifikant på 5%-nivå.

<sup>15</sup> Kortsiktig rentepåvirkning beregnes som følgende:  $-4,28 * (1-0,24) = -3,25\%$

<sup>16</sup> Langsiktig rentepåvirkning beregnes som følgende:  $-4,37 * (1-0,24) = -3,32\%$

Renteutviklingen i testperioden er preget av historisk lave renter med to unntak. Ved årtusenskiftet sprakk IT-boblen som igjen førte til et markant BNP-fall i OECD-området. I

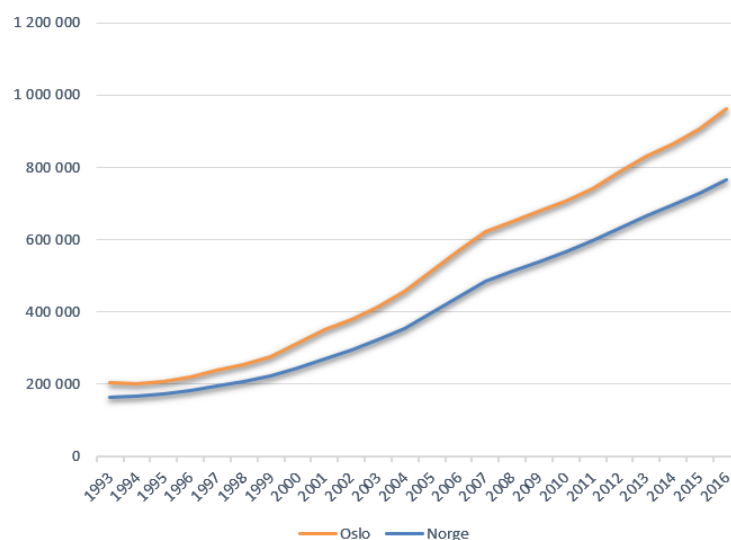


Norge hadde norske lønninger steget mye kraftigere enn våre handelspartnere, og renten ble satt opp grunnet frykt for en økt inflasjon. Renten holdt seg forholdsvis høy frem til andre kvartal 2003. Det andre unntaket var finanskrisen hvor renten steg kraftig fra tredje kvartal 2007 til og med 2008 (Eika 2008).

Figur 30: Rente etter skatt (Oslo modellen)

(Statistisk Sentralbyrå 2014) og (Statistisk Sentralbyrå 2018)

I løpet av denne perioden med historisk lave renter har husholdningene opparbeidet seg en langt større gjeldsgrad, og denne er spesielt stor i Oslo. En økning av renten nå kan dermed få større konsekvenser for boligprisene i Oslo i fremtiden.



Figur 31: Gjennomsnittlig gjeld per person

(Statistisk Sentralbyrå 2017)

Ettersom gjeldsgraden øker vil husholdningene være mer følsomme for økte renter ettersom kjøpekraften senkes.

### 7.4.3 Husholdninger forventninger

Gjennom estimeringsperioden for Oslo-modellen har det oppstått ulike ekstreme sjokk i husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Til å begynne med ser vi ut ifra figur 31 at forventningene fikk en brå positiv utvikling. Årsaken bak denne kraftige endringen kan være at landet hadde gått gjennom en lavkonjunktur med lav inflasjon etter at IT-boblen sprakk. Dette medførte at Norges Bank gradvis satt ned renten fra slutten av 2002 og frem til og med første kvartal 2004. Om dette er en mulig forklaring bak den økte forventningen hos husholdningene er noe som kan tenkes, da husholdningenes egen økonomi går inn i en lysere tid når renten settes ned. Likevel kan en rentenedsettelse også indikere at landets økonomi er svekket, noe som trekker det hele i motsatt retning.

Det største fallet i forventningsvariabelen *FORV* var i midten av 2008, og var et resultat av finanskrisen. Som nevnt tidligere tok den ikke lang tid før forventningene til husholdningene var opp på et stabilt nivå igjen. Det siste fallet i *FORV* skjedde da oljesmellen brøt ut i midten av 2014, noe som hadde en sterk effekt på husholdningenes forventninger. Ut ifra figur 32 kan man antyde at dette sjokket brukte noe mer tid på å stabilisere seg på et normalt nivå igjen.



Figur 32: Forventningsindikatoren<sup>17</sup> vs. *FORV* (Oslo-modellen)

I følge tabell 16 ser man at regionalfordelt *FORV* påvirker boligprisen i Oslo noe mindre enn hva de to andre modellene gjorde sine estimeringsperioder. Med en koeffisient på 0,01 kan det tolkes i den retning at dersom forventningene øker med 1%-poeng, vil boligprisene øke

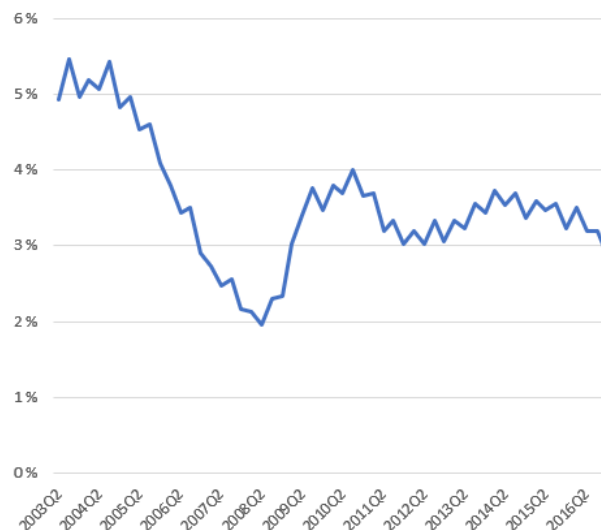
<sup>17</sup> Forventningsbarometeret. Tilsendt per epost av Ann Håkonsen, Finans Norge 2018

med 0,01% på kort sikt, kontrollert for de andre uavhengige variablene i modellen.

Koeffisienten er statistisk signifikant på et 5% -nivå, noe som er svakere enn koeffisientene i modellene på landsbasis.

#### 7.4.4 Ledighet

Ser man på Oslo sin historiske arbeidsledighetsrate tilbake til starten av 90-tallet ser man raten nådde sitt bunnpunkt på 2% rett før finanskrisen inntraff. Dette er fremdeles den laveste ledighetsraten som er målt i denne tidsperioden. Mot slutten av vår estimeringsperiode kan det antydes en fallende trend, hvor raten ble målt til 2,9% siste kvartal i 2016.



Figur 33: Antall registrerte ledige, i % av arbeidsstyrken (Oslo-modellen)

(NAV 2018)

I vår regionale boligprismodell for Oslo fikk vi en langsiktig koeffisient på -0,08, som også var statistisk signifikant på 1% -nivå. Dette kan tolkes som at dersom arbeidsledigheten i Oslo får en økning på 1%, vil boligprisene i hovedstaden synke med 0,08%. Sett bort ifra at modellene for Norge strekker seg over en annen estimeringsperiode gir denne koeffisienten noe mindre utslag på boligprisene i Oslo enn den gjorde i Norge.

I motsatt retning har altså den fallende ledighetsraten som vi har observert de siste årene vært en mulig faktor som har bidratt til en stadig økende boligprisvekst i Oslo.

#### 7.4.5 Boligmasse

Dersom boligmassen skulle øke med 1% ville boligprisene øke med 0,10% på lang sikt. Som en del av feiljusteringsleddet; (inntekt-boligmasse) er ikke koeffisienten signifikant.

Resultatet er ikke som forventet, og en mulig årsak er det samme som for inntektsvariabelen.

Variabelen kan være feilspesifisert. Den ble konstruert av oss, hvor vi multipliserte gjennomsnittlig kvadratmeterpris med gjennomsnittlig boligstørrelse. Dette multipliserte vi igjen med antall bebodde og ubebodde boliger i Oslo.

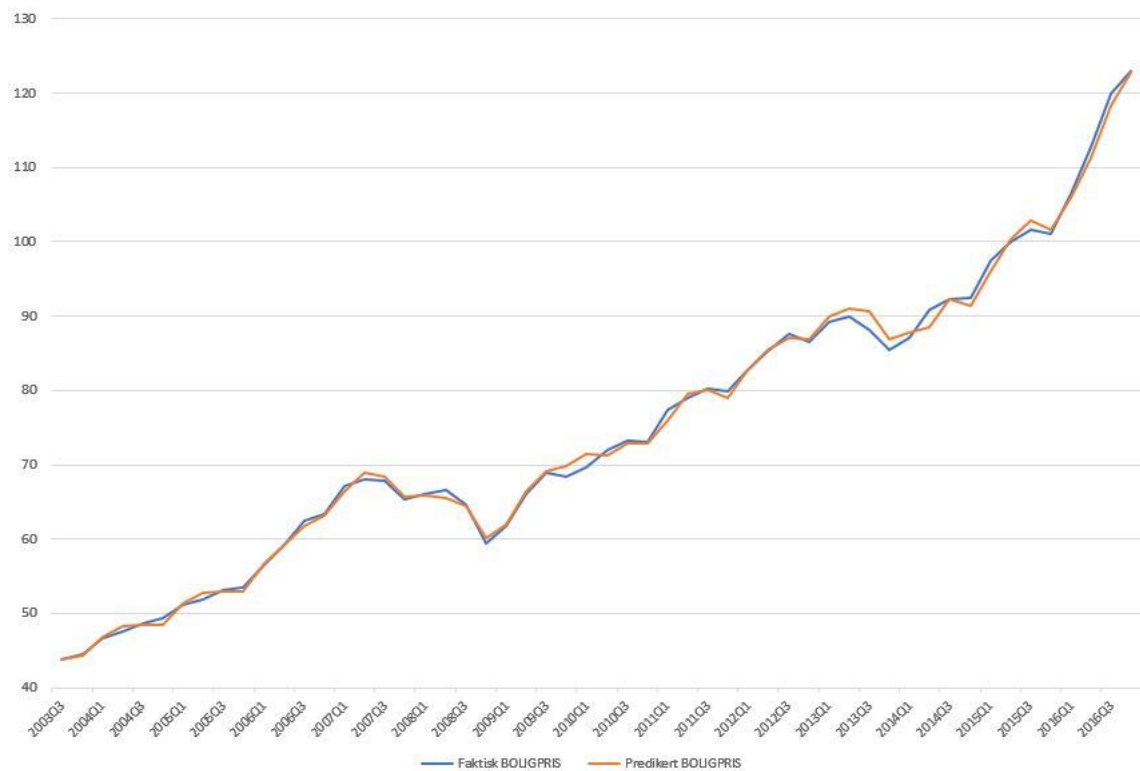


Figur 34: Konstruert boligmasse (Oslo-modellen)

#### 7.5 Prediksjon

Ut ifra figuren nedenfor kan vi si at den regionale boligprismodellen innehar en relativt god prediksjonsevne for estimeringsperioden. I likhet med re-estimeringen og den utvidede boligprismodellen viser også denne prediksjonen tegn til å overestimere boligprisen når markedet utsettes for sjokk. Den predikerte boligprisen er altså høyere under finanskrisen og ikke minst når prisen på oljen faller. Modellen viser derfor noen svakheter når det kommer til å predikere boligprisen under eksterne sjokk i markedet.





Figur 35: Predikert vs. faktisk boligpris (Oslo-modellen)

## 8 Eksisterer boligboblen?

Ved hjelp av analysene vi tar i bruk i denne oppgaven ønsker vi å diskutere hvorvidt en boligprisboble i Oslo har funnet sted de siste årene. Basert på disse analysene har vi lagt et grunnlag for å kunne forstå om endringene i boligprisen følger en naturlig utvikling, eller om boligmarkedet har vært i ubalanse. Nedenfor vil vi presentere vår tolkning av boligmarkedet basert på de tre analyse vi har brukt i denne oppgaven.

### 8.1 P/R-koeffisienter for Oslo

Koeffisientene vil fortelle oss om utviklingen mellom leiepris og eiepris. Eventuelle fall tilsier at eieprisene har gått ned sammenlignet med leieprisene og omvendt dersom grafen skulle vise økning. Disse endringene viser om etterspørselen etter boliger øker eller synker, og om flere vender seg fra eiemarkedet og mot leiemarkedet. Som skrevet i teorikapittelet vil dette forholdet være i likevekt på lang sikt, hvor brukerkostnaden mellom eie og leie er den samme. Hvis P/R-raten stiger markant vil det tyde på økt etterspørsel etter å eie boliger. En lavere P/R-rate vil si at leieprisene øker i forhold til boligprisene. Begge tilfellene kan tilsi at

markedet er i ubalanse, og siden oppgaven vår omhandler identifisering av boligboble vil vi være interessert i å tolke eventuelle markante økninger og fall i P/R-ratene.



Figur 36: P/R-analyse

Vår P/R-rate starter på 21,71 ved første kvartal 2006. Raten øker frem til fjerde kvartal 2006 hvor vi møter et første toppunkt. Deretter faller raten helt frem fjerde kvartal 2008. Mye av dette fallet skyldes nok finanskrisen som inntraff i denne perioden. Etter dette bunnpunktet har P/R-raten hatt en noenlunde stabil økning frem til fjerde kvartal 2015. Det største unntaket var et fall i forbindelse med oljesmellen i 2013. Fra fjerde kvartal 2013 øker raten kraftig frem til og med første kvartal 2017. I denne perioden ser vi en kraftig økning i boligprisene. Leieprisene øker også noe, men langt fra i like stor grad. I denne perioden øker boligprisene med 60% og leieprisene med «bare» 33%. Denne radikale økningen i P/R-raten kan gi rom for bekymringer. Denne perioden reiser spørsmålet om markedet befinner seg i en bobletilstand eller om denne økningen kan forklares av de fundamentale faktorene. Store deler av den kraftige økningen skyldes nok de lave rentene som har gjort at gjelden er forholdsvis rimelig å betjene.

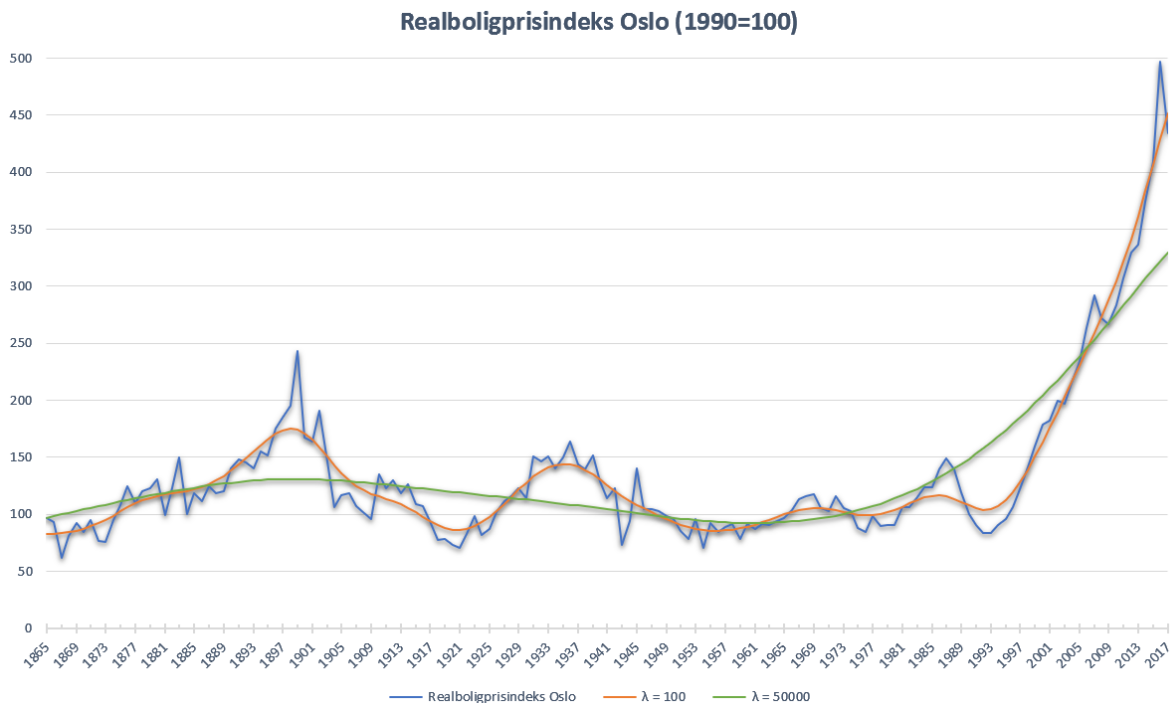
Fra første kvartal 2017 og frem til første kvartal 2018 har P/R raten igjen fått en dramatisk knekk. Boligprisene har sunket med nærmere 11%. Leieprisene har i løpet av samme periode steget med 4%.

En mulig forklaring på fallet i boligprisene er boliglånsforskriften som ble innført 14. desember 2016 med hjemmel fra finansforetaksloven (2015, § 1-7). Dette er en forskrift som omfatter krav til nye utlån med pant i bolig. Finansforetak og finanskonsern har fått flere restriksjoner med tanke på å innvilge boliglån. Disse restriksjonene gjelder betjeningsevne, gjeldsgrad, belåningsgrad og fleksibilitet. De kan nå for eksempel ikke innvilge lån dersom kundens samlede gjeld vil overstige fem ganger brutto årsinntekt, og kundene skal kunne tåle en renteøkning på 5%-poeng (Boliglånsforskriften 2016). Leieprisene har økt i den samme perioden. Mye kan tyde på at potensielle boligkjøpere er blitt rammet av den nye forskriften og sett seg nødt til å benytte leiemarkedet. Etterspørselen etter leieboliger har derfor økt, og prisene det samme. Leieprisene er i tillegg regulert av husleieloven. Den sier at leieprisene ikke kan endres til gjengs leie oftere enn hvert tredje år. Den kan bare endres i samsvar med endringen i konsumprisindeksen en gang i året (Huseiernes Landsforbund 2016).

I oppbygningen til det siste fallet lå gjennomsnittlig P/R-rate godt over gjennomsnittet på 21,79. Toppunktet ble nådd ved første kvartal 2017 hvor P/R-raten lå på 26,19. Som beskrevet over kan dette ha ulike forklaringer. Det kan være bobletendenser, overvurdering av boligpris, endrede fundamentale faktorer eller nye reguleringer.

## 8.2 Realboligprisindeks for Oslo

En realboligprisindeks som har steget mye vil bety at boligprisene har steget mer enn hva andre priser har gjort i samme periode. Det kan være en indikasjon på at det foreligger en boligboble, siden markedsverdien av boliger stiger betraktelig mer enn av hva andre priser i økonomien har gjort (Grytten 2009).



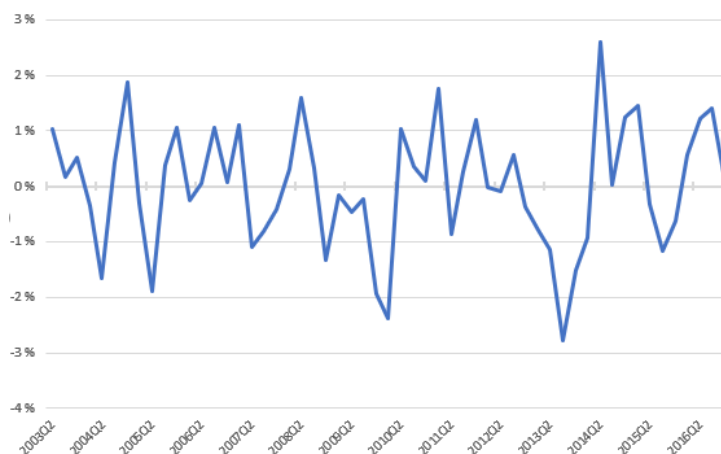
Figur 37: Realboligprisindeks Oslo 1865-2017

(Norges Bank 2018) og (Statistisk Sentralbyrå 2018)

Den grafiske fremstillingen viser at realboligprisene har steget kraftig siden 1993, bortsett fra en liten nedgang i forbindelse med finanskrisen. Historisk sett har alle vekstperioder blitt etterfulgt av et betydelig fall. Disse fallene har vist seg å være ulike bobler. De andre fem vekstperiodene har ikke vært i nærheten så stor som den vekstperioden vi nå har hatt siden 1993. Fallet i 2017 er det kraftigste i nyere tid. Historisk sett har en slik indeks kunne forklare boligprisbobler i ettertid. Likevel mener vi det er for tidlig å påstå at den senere tids utvikling representerer en ny boligprisboble.

### 8.3 Den regionale boligprismodellen

Et av spørsmålene som Jacobsen og Naug prøvde besvare ved hjelp av sin konstruerte boligprismodell var blant annet om de kunne finne boligprisen over- eller undervurdert i forhold til de fundamentale faktorene som er inkludert i modellen. Vi har i denne oppgaven hatt et fokus rettet mot hovedstaden og har derfor forsøkt å vurdere boligprisen ut ifra en regional boligprismodell. Utgangspunktet i vurderingen om boligprisen er over- eller underestimert ligger altså i avviket mellom den faktiske boligprisen og den predikerte boligprisen som kommer fra vår modell. Ut ifra figur 38 kan man observere prosentvist avvik mellom faktisk og predikert boligpris, en figur som uttrykker at modellen har hatt et relativt stabilt avvik gjennom foreliggende estimeringsperiode. Med unntak av et negativt avvik på 2,8% midten av 2013 har den predikerte boligprisen ligget nokså nær den faktiske verdien. Basert på de fundamentale faktorene er dette derfor noe som kan tyde på det ikke har eksistert en prisboble i boligmarkedet i Oslo gjennom testperioden.



Figur 38: Differansen mellom faktisk og predikert boligpris

Da den regionale boligprismodellen som nevnt inneholder en forklaringsgrad på 84,66% reflekterer det at de inkluderte fundamentale faktorene forklarer tilsvarende prosentandel av endringen i boligprisen i Oslo. Nøyaktig hva de resterende 15,34%-poengene vil i denne oppgaven forbli et diskusjonsspørsmål, da vi tar for oss modellen til Jacobsen og Naug slik den er framstilt i deres artikkel.

Et poeng som kan tenkes er at modellen har utelatt en relevant variabel som reflekter husholdningenes forventninger knyttet til den fremtidige boligprisutvikling. At en stor del av prisnivået i boligmarkedet er styrt av de utvalgte fundamentale faktorene har vi observert,

men i likhet med andre økonomiske markeder er det ikke noe grunn til å tro at en forventning om økte boligpriser i nær framtid vil ha påvirkning på dagens prisnivå.

Et annet poeng som kunne vært interessant å se nærmere på er om resultatet fra den regionale boligprismodellen ville fått et annet utfall dersom modellen hadde blitt konstruert den dag i dag, og med samme fremgangsmåte som Jacobsen og Naug brukte da de konstruerte modellen. Tidsperioden etter 2004 har vist seg å inneholde enorme svingninger, noe som kan tenkes å ha påvirket valget om hvilke variabler som skal inkluderes i modellen.

Som et eksempel på de ikke-signifikante variablene som Jacobsen og Naug testet, var mål på totalbefolkningen en av dem. Siden 2004 har størrelsen på totalbefolkningen i hovedstaden vokst betraktelig i forhold til estimeringsperioden som Jacobsen og Naug testet for. Poenget er altså at det kan tenkes at den konstruerte modellen mulig ville inneholdt andre variabler dersom man hadde tatt i betraktning de kraftige økonomiske svingningene i perioden etter 2004.

Det er viktig å understreke at en klar konklusjon basert på den regionale boligprismodellen vil være vanskelig å trekke, da modellen inneholder ulike svakheter. Med det mener vi svakheter knyttet til blant annet modellens statistiske tester, de konstruerte tidsseriene og modellens korte estimeringsperiode. I tillegg kan det foreligge et utelatningsproblem ved at modellen kan ha utelatt relevante variabler som optimalt burde ha vært inkludert. På den andre siden kan det ha oppstått et inkluderingsproblem ved at modellen har inkludert en ikke-relevant variabel. De to sistnevnte problemene er noe vi ikke har lagt betydelig vekt på da vi ønsket å benytte oss av nøyaktig samme modell som Jacobsen og Naug.

## **9 Konklusjon**

Formålet med denne masteroppgaven var å undersøke om utviklingen av boligprisene i Oslo kan skyldes en fremvoksende boligprisbølge. Vi tok utgangspunkt i en boligprismodell konstruert for Norge, og benyttet egne regionale tidsserier for å kunne kommentere prisutviklingen i hovedstaden. På grunn av manglende data for Oslo ble modellens estimeringsperiode fra og med andre kvartal 2003 til og med fjerde kvartal 2016.

Ut ifra våre resultater fra modellen fant vi at det ikke er grunn til å tro at boligprisene i Oslo er overvurdert i forhold til de fundamentale faktorene som er inkludert i modellen. Den predikerte boligprisen viste seg å følge den faktiske boligprisen nokså likt. Likevel kan det

som nevnt være svakheter i modellen som kan vanskeliggjøre det å trekke en entydig konklusjon. Da manglende observasjoner i modellen begrenset estimeringsperioden var det ikke mulig å kommentere boligprisutviklingen i 2017. Ettersom modellen forklarte prisutviklingen i sin estimeringsperiode godt, ville det vært interessant å kunne teste modellen med oppdaterte tidsserier for 2017, hvor vi har sett et dramatisk fall i boligprisutviklingen.

PR-koeffisientene økte betraktelig frem til første kvartal 2017. Deretter kan vi observere at PR-koeffisientene falt kraftig fra første kvartal 2017 og frem til i dag, et fall som er et resultat av at boligprisene sank og husleieprisene fortsatte å øke. Denne ekstreme utviklingen kan være et kjennetegn på at boligprisen har vært overvurdert, og at den nå er på vei tilbake mot et nivå den har ligget på historisk sett. Svakheten ved denne analysen er at resultatet kun baseres på forholdet mellom boligpris og leiepris, noe som ikke forklarer de fundamentale drivkreftene bak utviklingen.

Historisk sett har kraftige fall i realboligprisindeksen vært kjennetegnet av ulike økonomiske sjokk. I motsetning til de andre fallene i boligprisindeksen har vi foreløpig ingen forklaring på hvorfor indeksen fikk en brå vending i 2017, noe som gjør det vanskelig for oss å påstå at dette fallet er et resultat av en ny boligprisboble.

Basert på datamaterialet og analysene vi har gjennomført i denne utredningen kan vi ikke trekke en entydig konklusjon på om det har eksistert en boligprisboble i hovedstaden de siste årene. På grunnlag av den regionale boligprismodellen tyder det på at prisutviklingen kan i stor grad forklares av de fundamentale faktorene som er inkludert i modellen. Modellen predikerer en boligpris som er relativt lik den faktiske boligprisen, noe som tyder på at boligprisen hverken er over- eller undervurdert. I tillegg til funnene i de to andre analysene vil en presis og endelig konklusjon være problematisk å fastslå.

## Referanser

- Aarnes, Halvor. *Litt statistikk*. 3 Februar 2011.  
<http://www.mn.uio.no/ibv/tjenester/kunnskap/plantefys/matematikk/stat.html>  
(funnet April 12, 2018).
- Anundsen, Andre Kallåk, og Sverre Mæhlum. «Regionale forskjeller i boligpriser og gjeld.»  
*Aktuell kommentarer*, 27 Mars 2017: 3-16.
- «Boliglånsforskriften.» *Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig. nr. 1581*. 14  
Desember 2016.
- Boug, Pål, og Yngvar Dyvi. *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Sosiale  
og økonomiske studier, Oslo - Kongsvinger: Statistisk Sentralbyrå, 2008.
- Brooks, Chris. *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press,  
2008.
- Case, Karl E., og Robert J. Shiller. «Is There a Bubble in the Housing Market?» *Brookings  
Papers on Economic Activity*, 2003: 299-342.
- Cohen, Jacob. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2. Abingdon: Routledge  
Member of the Taylor and Francis Group, 1988.
- «Dokumentavgiftsloven.» *Lov om dokumentavgift. nr. 59*. 12 Desember 1975.
- Eiendom Norge. *Boligprisstatistikken*. April 2018.  
<http://eiendomnorge.no/boligprisstatistikken/> (funnet Februar 11, 2018).
- . *Om Boligprisstatistikken*. 2018.  
[http://eiendomnorge.no/boligprisstatistikken/#om\\_statistikken](http://eiendomnorge.no/boligprisstatistikken/#om_statistikken) (funnet April 17,  
2018).
- Eika, Thorbjørn. «Det svinger i norsk økonomi.» *Samfunnsspeilet*, 8 Desember 2008: 98-111.
- Eitrheim, Øyvind. «En dynamisk modell for boligprisen i RIMINI.» *Penger og Kreditt*,  
Desember 1993.
- Eitrheim, Øyvind, Karsten Gerdrup, og Jan T. Klovland. «Historical Monetary Statistics for  
Norway 1819–2003.» *Occasional Paper*. nr. 35. Oslo: Norges Bank, 2003. 377-389.
- Eitrheim, Øyvind, og Solveig K. Erlandsen. «Historical Monetary Statistics for Norway 1819–  
2003.» *Occasional Paper*. nr. 35. Oslo: Norges Bank, 2004. 349-376.
- Finans Norge. *Bakgrunn og formål med undersøkelsen*. 2018.  
[https://www.finansnorge.no/aktuelt/sporreundersokelser/forventningsbarometeret  
1/bakgrunn-og-formal-med-undersokelsen/](https://www.finansnorge.no/aktuelt/sporreundersokelser/forventningsbarometeret/1/bakgrunn-og-formal-med-undersokelsen/) (funnet Mars 20, 2018).
- Finans- og tolldepartementet. «NOU 1996:20.» *Regjeringen*. 26 September 1996.  
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-1996-20/id116120/sec1> (funnet  
Mars 15, 2018).



- Finansdepartementet. *Skattesatser 2017: Regjeringen.no*. 20 Desember 2016. <https://www.regjeringen.no/no/tema/okonomi-og-budsjett/skatte-og-avgifter/skattesatser-2017/id2514837/> (funnet Mai 1, 2018).
- «Finansforetaksloven.» *Lov om finansforetak og finanskonsern. nr. 17*. 10 April 2015.
- Grytten, Ola Honningdal, og Arngrim Hunnes. *Krakk og kriser*. Oslo: Cappelen Damm Akademisk, 2016.
- Grytten, Ola Honningdal. «Boligboble?» Mai 2009. <https://www.magma.no/boligboble> (funnet Februar 11, 2018).
- Husbanken. *Mål og styring*. 28 November 2017. <https://husbanken.no/om-husbanken/mal-og-strategier/> (funnet Mars 13, 2018).
- Huseiernes Landsforbund. *Regulering av leien*. 9 September 2016. <https://www.huseierne.no/alt-om-bolig/leie-ut-bolig/under-utleie/regulering-av-leien/> (funnet Mai 10, 2018).
- Jacobsen, Dag Henning, og Bjørn E. Naug. «Hva driver boligprisene?» *Penger og Kreditt*, Desember 2004: 229-240.
- Kane, Alex, Alan Marcus, og Zvi Bodie. *Investments*. New York: McGraw-Hill Higher Education, 2014.
- Kantar TNS. *Forventningsbarometeret 4. kv. 2016*. 2017. <https://www.tns-gallup.no/kantar-tns-innsikt/forventningsbarometeret-1-kv-2016/> (funnet Mars 20, 2018).
- Krogsveen. *Boligprisstatistikk*. Mai 2018. <https://krogsveen.no/Boligprisstatistikk> (funnet Februar 11, 2018).
- Langørgen, Audun. *En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge*. Rapport, Oslo - Kongsvinger: Statistisk Sentralbyrå, 1993.
- Larsen, Erling Røed, og Dag Einar Sommervoll. «Hva bestemmer boligprisene?» *Samfunnsspeilet*, 29 April 2004: 10-17.
- . «Boligprisene i Oslo på 1990-tallet.» *Økonomiske analyser*, 29 April 2004: 17-22.
- Mishkin, Frederic S. «Housing and the Monetary Transmission Mechanism.» *Finance and Economics Discussion Series*. Washington, D.C.: Federal Reserve Board, August 2007.
- NAV. *Arkiv - Månedstatistikk om arbeidsmarkedet*. 19 Juni 2013. <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger++statistikk/Relatert+informasjon/arkiv-månedstatistikk-om-arbeidsmarkedet> (funnet Februar 3, 2018).
- . *Helt ledige*. 8 Februar 2018. <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger++statistikk/Helt+ledige> (funnet Mars 21, 2018).

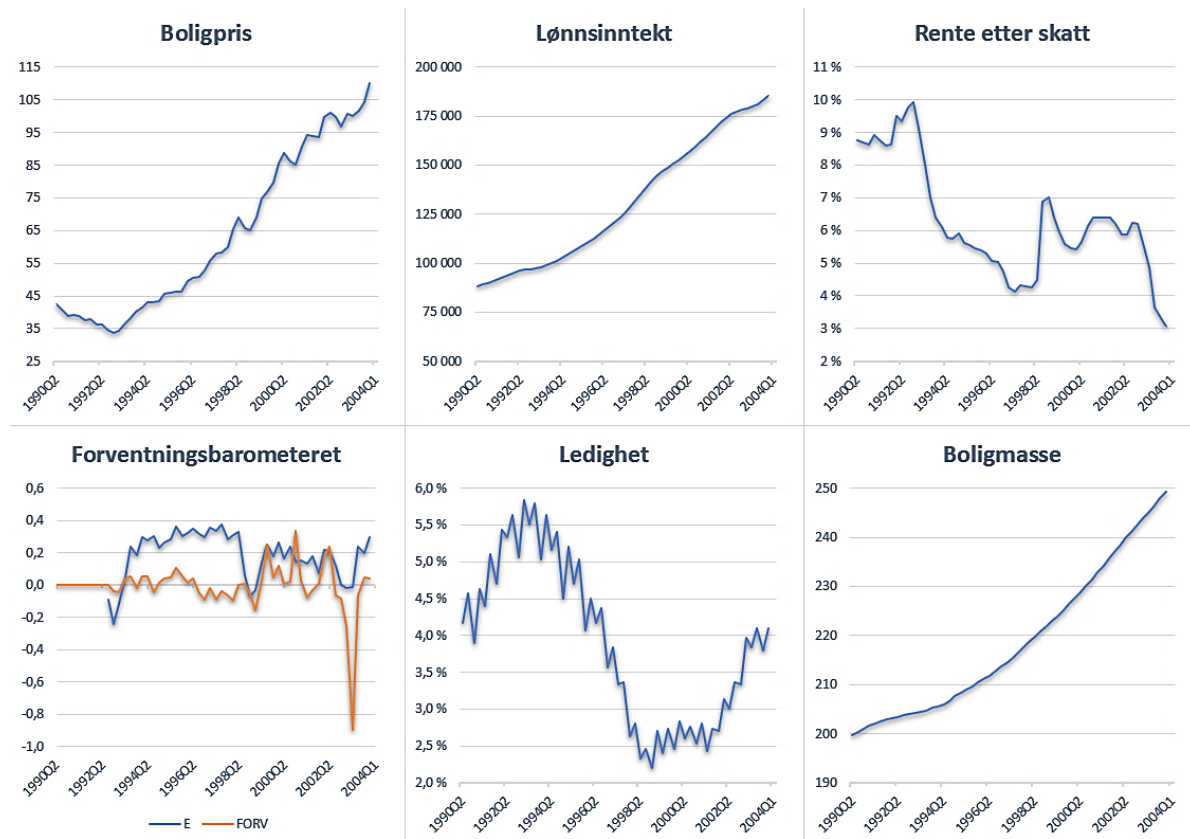
- Norges Bank. *Mandat og oppgaver*. 8 Februar 2007. <https://norges-bank.no/Om-Norges-Bank/Mandat-og-oppgaver/> (funnet Mars 19, 2018).
- «Norges Bank.» *House price indices*. 2018. <https://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/House-price-indices/> (funnet Februar 5, 2018).
- Nygaard, Knut. «Introduction to Time Series Analysis.» *Forelesningsnotat*. Oslo: Oslo Business School, 7 Januar 2017.
- «Linear models of the mean equation.» *Forelesningsnotat*. Oslo: Oslo Business School, 18 Januar 2017.
- Ravn, Morten O., og Harald Uhlig. «On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations.» *The Review of Economics and Statistics*, Mai 2002: 371-380.
- Restorff, William. *En regional boligprismodell*. Masteroppgave, Bergen: Norges Handelshøyskole, 2013.
- «Skatteloven.» *Lov om skatt av formue og inntekt. nr. 14*. 26 Mars 1999.
- Statistisk Sentralbyrå. *Nye leieboere i KPIs husleieindekser*. 13 Februar 2013. <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/kpi/tilleggsinformasjon/nye-leieboere-i-kpis-husleieindekser> (funnet Mars 2018).
- *Prisindeks for brukte boliger*. 15 Januar 2018. <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bpi> (funnet Januar 25, 2018).
- «Statistisk Sentralbyrå.» *Konsumprisindeksen [Tabell: 08184]*. 10 Januar 2018. <https://www.ssb.no/statbank/table/03013/?rxid=8b98b035-9044-44b2-90a2-c584cc3e376c> (funnet Februar 5, 2018).
- «Statistisk Sentralbyrå.» *Nasjonalregnskap, inntekts- og kapitalregnskapet [Tabell 10799]*. 1 Mars 2018. <https://www.ssb.no/statbank/table/10799?rxid=5b940ade-2ea4-4577-b121-3df0901e4aa0> (funnet Februar 27, 2018).
- «Statistisk Sentralbyrå.» *Renter i banker og kredittforetak [Tabell: 07045]*. 27 August 2014. <https://www.ssb.no/statbank/table/07045?rxid=18d139e8-9e76-45f6-a9a6-3ecd6992154a> (funnet Februar 1, 2018).
- «Statistisk Sentralbyrå.» *Renter i banker og kredittforetak [Tabell: 07200]*. 14 Februar 2018. <https://www.ssb.no/statbank/table/07200?rxid=003d5609-c26d-4f90-a68d-8e707999bcff> (funnet Februar 1, 2018).
- «Statistisk Sentralbyrå.» *Prisindeks for brukte boliger [Tabell: 07221]*. 17 April 2018. <https://www.ssb.no/statbank/table/07221?rxid=2ddecfd3-ff01-414e-b85b-870d19ba0d26> (funnet Februar 7, 2018).

- «Statistisk Sentralbyrå.» *Skattestatistikk for personer [Tabell: 03068]*. 8 November 2017. <https://www.ssb.no/statbank/table/03068?rxid=45232335-8e38-4be2-b338-86adcd69439c> (funnet Februar 8, 2018).
  - «Statistisk Sentralbyrå.» *Skattestatistikk for personer [Tabell: 08409]*. 8 November 2017. <https://www.ssb.no/statbank/table/08409?rxid=3e749d99-8014-4425-bd6f-97645c20504e> (funnet Februar 8, 2018).
  - «Statistisk Sentralbyrå.» *Boliger [Tabell: 06265]*. 24 April 2018. <https://www.ssb.no/statbank/table/06265?rxid=8e12aede-73b9-408f-b110-3d9e7c53ece9> (funnet Februar 9, 2018).
  - «Statistisk Sentralbyrå.» *Boliger [Tabell: 06517]*. 24 April 2018. <https://www.ssb.no/statbank/table/06517?rxid=07c5f546-b7d8-4f9b-9432-df9020919367> (funnet Februar 11, 2018).
  - «Statistisk Sentralbyrå.» *Leiemarkedsundersøkelsen [Tabell: 09895]*. 11 Desember 2017. <https://www.ssb.no/statbank/table/09895/?rxid=33bf3506-9b15-4e63-9364-b292938820eb> (funnet April 16, 2018).
  - «Statistisk Sentralbyrå.» *Leiemarkedsundersøkelsen [Tabell: 06221]*. 29 Mars 2012. <https://www.ssb.no/statbank/table/06221/?rxid=33bf3506-9b15-4e63-9364-b292938820eb> (funnet April 16, 2018).
  - «Statistisk Sentralbyrå.» *Finansielle sektorregnskaper [Tabell: 09477]*. 13 Mars 2018. <https://www.ssb.no/statbank/table/09477?rxid=0662f3cf-54a8-41e6-b3cc-b8dddbccf507> (funnet Mai 2, 2018).
  - «Statistisk Sentralbyrå.» *Skattestatistikk for personer*. 8 November 2017. <https://www.ssb.no/statbank/table/05662?rxid=938f58ce-0985-41c5-bad8-f3b4c9fa96e5> (funnet Mai 2, 2018).
- Sucarrat, Genaro. *Metode og økonometri - En moderne innføring*. 2.1.2. Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS, 2016.
- Sørvoll, Jardar. *Norsk boligpolitikk i forandring 1970-2010*. Dokumentprosjekt, Oslo: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring, 2011.
- Tsay, Ruey S. *An introduction to analysis of financial data with R*. Hoboken : John Wiley & Sons, 2012.
- «Vass- og avløpsanleggslova.» *Lov om kommunale vass- og avløpsanlegg. nr. 12*. 16 Mars 2012.
- Wooldridge, Jeffrey Marc. *Introduction to Econometrics*. Canada: CENGAGE Learning EMEA, 2014.
- Wulfsberg, Fredrik, og Kjell Olsen. «Hvilken rolle spiller vurderinger og skjønn i bruken av den makroøkonomiske modellen RIMINI?» *Penger og Kreditt*, Mars 2001: 49-57.

## Vedlegg

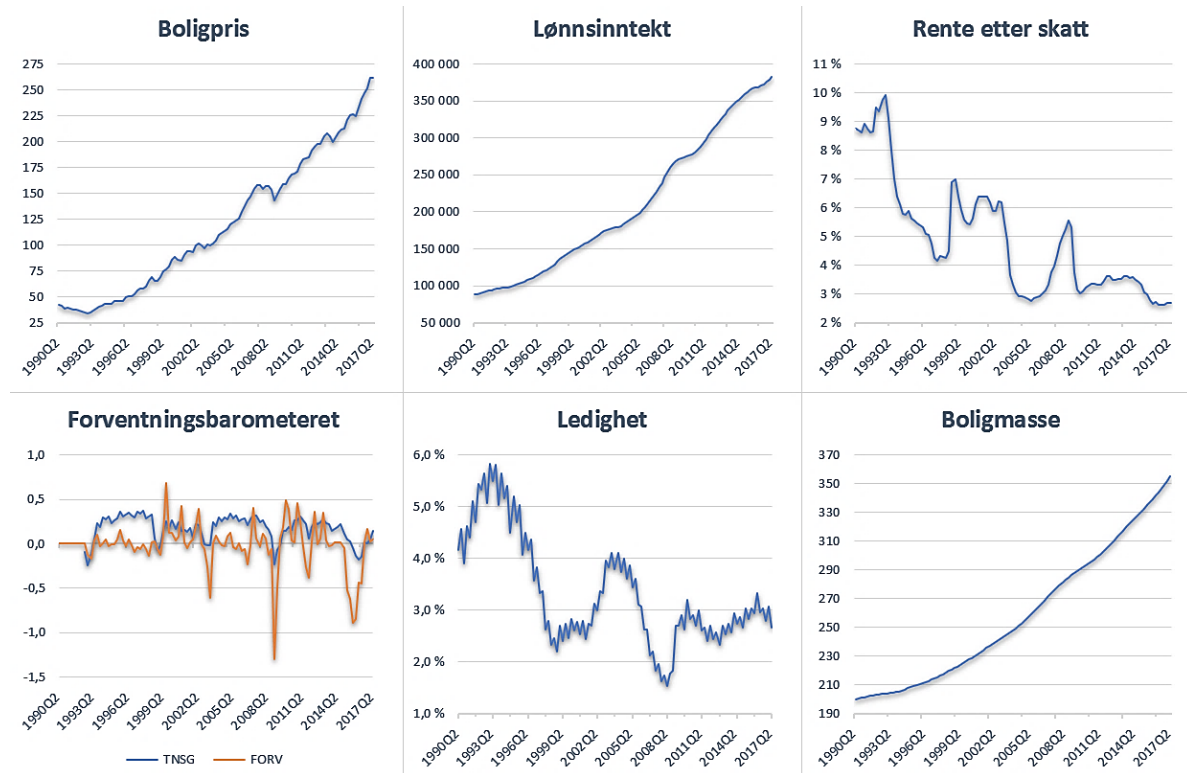
### Vedlegg 1: Re-estimering

Figur 39: Plot av tidsseriene for re-estimert modell



## Vedlegg 2: Utvidet

Figur 40: Plot av tidsseriene for utvidet modell



## Vedlegg 3: Oslo-modellen

Figur 41: Plot av tidsseriene for Oslo-modellen

