



# Stabiliseringspolitikk i boligmarkedet

*En kontrafaktisk analyse av hvordan pengepolitikk og revidert boliglånsforskrift påvirker boligprisene*

**Bendik Liland Pedersen**

**Fredrik Kolstad Jakobsen**

**Veileder: Ola Honningdal Grytten**

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

# FORORD

Denne masterutredningen er gjennomført som avsluttende del av det femårige siviløkonomistudiet ved Norges Handelshøyskole (NHH) høsten 2017. Begge forfattere har hovedprofil i Economics, og utredningen har i den sammenheng blitt skrevet som del av denne. Vi har fulgt hverandre gjennom hele studieløpet, både faglig og sosialt, og det har vært en ære å få skrive utredningen sammen.

Boligmarkedet er demokratisk favorisert og den norske boligmodellen har som fundament at nordmenn skal eie egen bolig. Det fremstår derfor naturlig at den største spareandelen går inn i nettopp boligmarkedet. Siden boligkjøp favoriseres fremfor investering i andre finansielle aktivum, pålegges det et ansvarsforhold mellom boligmarkedet og regulatoriske krefter i norsk økonomi. Dette temaet ble aktualisert ytterligere når boligmarkedet viste tegn til overopphetning i løpet av 2016, og har i ettertid blitt et svært debattert tema i det offentlige rom. Vi synes derfor det har vært interessant å kunne anvende vår kunnskap om makroøkonomi til å gjøre en faglig vurdering av stabiliseringspolitikken i boligmarkedet.

Det har vært svært spennende og utviklende å skrive denne utredningen. Vi vil takke veilederen vår, Ola Honningdal Grytten, for god oppfølging og tilbakemeldinger ved behov. Hans innsikt i aktivamarkeder og ubalanser har løftet oppgaven. Vi retter også en spesiell takk til Marius Hagen og Bjørn Erik Naug ved Norges Bank for generell hjelp. Til slutt ønsker vi å takke Thea Kristine Wisløff for gjennomlesning av utredningen.

Bergen, desember 2017



Bendik Liland Pedersen



Fredrik Kolstad Jakobsen

## Sammendrag

Boligprisveksten har vært sterk de seneste årene. For et sunt marked er det viktig med hensiktsmessig stabiliseringspolitikk. Denne utredningen benytter en kontrafaktisk analyse for å tallfeste effektene av den reviderte boliglånsforskriften og styringsrenten på boligprisene. Den sammenfattede analysen avgrenses til perioden 2013K3 til 2018K2.

For å besvare problemstillingen modifierer vi Jacobsen og Naugs boligprismodell fra 2004. Modifikasjonen benyttes som prediksjonsverktøy i analysen. En egenkonstruert variabel for boliglån inngår som et sentralt moment i modifieringen av modellen. Variabelen er utgangspunktet for de kontrafaktiske scenarioene for den reviderte boliglånsforskriften.

Grunnlaget for et kontrafaktisk styringsrenteforløp etableres ved hjelp av en Taylor-regel. Vi benytter et tallmessig grunnlag til å estimere regelens størrelser. Først behandles forskjeller mellom estimerte renter og faktiske styringsrenter isolert. Taylor-rammeverket er et avgjørende referansepunkt i isoleringen av pengepolitikkenes innvirkning på boligpriser. Det blir også en vurdering om hvorvidt sentralbanken har eller burde ivarettatt boligprisutviklingen.

Det kontrafaktiske scenarioet for revidert boliglånsforskrift viser en markant sterkere boligprisutvikling. Pengepolitikkenes alternative styringsregel viser en svakere utvikling i boligpris. Resultatene finner at tiltakene bremser veksten i boligpriser.

I den kontrafaktiske analysen finner vi at den reviderte boliglånsforskriften leder til en 10,57 prosentpoengs reduksjon i boligprisene. Samtidig ville en økning i styringsrenten, gjennom et Taylor-rammeverk, redusert boligprisene med 7,27 prosentpoeng. Sammenfattet finner vi at tiltakene gir boligpriser som er 19,58 prosentpoeng lavere enn den faktiske utviklingen.

På bakgrunn av resultatene konkluderer utredningen med at stabiliseringspolitikken i boligmarkedet har vært overordnet god. Den reviderte boliglånsforskriften har hatt effekt i et marked med behov for korreksjon. Vi argumenterer derfor for at den bør videreføres men med økt fleksibilitet. Videre finner vi at styringsrenten isolert reduserer boligpriser. Utredningen konkluderer likevel med at vurderingen av finansiell stabilitet ikke bør gå på bekostning av andre makroøkonomiske variabler.

# INNHOLDSFORTEGNELSE

FORORD .....	2
SAMMENDRAG .....	3
KAPITTEL 1: INTRODUKSJON .....	7
1.1 FORMÅL .....	7
1.2 AVGRENSNING .....	8
1.3 STRUKTUR.....	9
KAPITTEL 2: PRESENTASJON AV VIRKEMIDLER .....	10
2.1 BOLIGLÅNSFORSKRIFTEN .....	10
2.2 STYRINGSRENTEN.....	11
KAPITTEL 3: TEORETISK FUNDAMENT.....	12
3.1 TILBUD OG ETTERSØRSEL I BOLIGMARKEDET.....	12
3.1.1 Etterspørsel etter bolig .....	13
Kredittpraksisens innvirkning på boligpris .....	15
Samlet etterspørsel etter bolig.....	16
3.1.2 Tilbud av bolig.....	16
Tilbud på kort sikt .....	17
Tilbud på mellomlang og lang sikt .....	18
3.2 TEORETISK RAMMEVERK FOR PENGEPOLITIKK.....	18
3.2.1 Rigide priser .....	19
3.2.2 Teoretisk fundament for styringsrenten .....	20
3.3 KONTRAFAKTISK TEORI.....	21
3.3.1 Endring i realrenten .....	21
3.3.2 Endring i kredittpraksis .....	22
KAPITTEL 4: MODELLFUNDAMENT FOR DEN KONTRAFAKTISKE ANALYSEN.....	23
4.1 JACOBSEN OG NAUGS BOLIGPRISMODELL.....	23
4.1.1 Kritikk av Jacobsen og Naugs boligprismodell .....	25
4.2 PENGEPOLITISKE REGLER .....	26
4.2.1 Sentralbanken og målsettingsregler.....	26
4.2.2 Sentralbanken og finansiell stabilitet .....	27
4.2.3 Instrumentregler og «Taylor-rule» .....	28
Den nøytrale realrenten .....	30
Inflasjon .....	30
Produksjon.....	31
Reaksjonskoeffisientene.....	31
KAPITTEL 5: DATA OG KILDER .....	32
5.1 DATA OG KILDER FOR BOLIGPRISMODELLERING .....	33
5.1.1 Boligprisindeksen.....	33
5.1.2 Boligmasse.....	34
5.1.3 Husholdningenes lønnsinntekter .....	34
5.1.4 Registrert ledighet .....	34
5.1.5 Husholdningenes utlånsrenter.....	35
5.1.6 Marginalskatt på kapitalinntekter og –utgifter.....	35
5.1.7 Forventningsbarometeret.....	36
5.1.8 Konstruksjon av variabelen for boliglån .....	36
Tall for bruttogjeld.....	37
Lån med pant i bolig .....	37
Kvalitativ informasjon om boliglån .....	37

Konstruksjonen av variabelen .....	38
5.2 DATA OG KILDER FOR TAYLOR-MODELLEN.....	38
5.2.1 Inflasjon .....	38
5.2.2 Produksjon .....	39
5.2.3 Styringsrente.....	40
5.2.4 Statsobligasjoner .....	41
<b>KAPITTEL 6: METODE.....</b>	<b>42</b>
6.1 METODE FOR BOLIGPRISMODELLERING .....	42
6.1.1 Minste kvadraters metode.....	43
6.1.2 Feiljusteringsmodell.....	43
Ett- og to-steps feiljusteringsmodeller .....	44
6.1.3 Forutsetninger for tidsserieanalyser .....	45
Linearitet og svak avhengighet.....	45
Ingen perfekt kolinearitet.....	46
«Zero conditional mean».....	46
Homoskedastisitet.....	46
Ingen autokorrelasjon .....	47
Normalfordelte feilledd .....	47
6.2 METODE FOR RENTEANALYSEN .....	47
6.2.1 Beregning av terminrenter .....	48
6.2.2 HP-filteret .....	49
Valg av lambda .....	50
Endepunktproblematikk.....	50
Realtidsfeil .....	51
6.2.3 Estimering av reaksjonskoeffisientene .....	51
Framover- eller bakoverskuende Taylor-regel.....	51
<b>KAPITTEL 7: ESTIMERING AV BOLIGPRISMODELL .....</b>	<b>52</b>
7.1 ESTIMERINGSRESULTATER.....	52
7.1.1 Estimering av Jacobsen og Naugs modell.....	52
7.1.2 Alternativ boligprismodell .....	54
7.1.3 Robusthetstester for alternativ boligprismodell.....	56
Normalfordelte feilledd .....	56
Autokorrelasjon .....	56
Heteroskedastisitet .....	57
Stasjonaritet .....	57
Endogenitet .....	58
7.1.4 Alternativ modell som prediksjonsverktøy.....	59
Predikasjon på kort og mellomlang sikt.....	59
7.2 DRØFTING AV RESULTATENE.....	62
7.2.1 Boliglån .....	62
7.2.2 Kortsiktig inntekt .....	62
7.2.3 Kortsiktig rente etter skatt.....	63
7.2.4 Forventningsvariabelen .....	63
7.2.5 Feiljusteringsparameteret .....	63
7.2.6 Langsiktig rente etter skatt.....	64
7.2.7 Langsiktig inntekt og boligmasse .....	64
7.2.8 Sesongindikatorer og trend .....	65
7.2.9 Drøftelse av fraværende langsiktig boliglånsvariabel .....	65
7.2.10 Drøfting av robusthetstester .....	65
7.2.11 Drøfting av prediksjonsevne .....	66
<b>KAPITTEL 8: ESTIMERING AV TAYLOR-MODELLEN .....</b>	<b>66</b>
8.1 ESTIMERINGSRESULTATER.....	67

8.1.1 Reaksjonskoeffisienter .....	67
8.1.2 Taylor-modellering.....	68
8.2 DRØFTELSE AV TAYLOR-RESULTATENE.....	71
Finansiell stabilitet og «Leaning against the wind” .....	71
Finanskrisen (2005-2011) .....	72
Pengepolitikk etter finanskrisen (2012-2016) .....	74
<b>KAPITTEL 9: KONTRAFAKTISK ANALYSE .....</b>	<b>76</b>
9.1 ILLUSTRASJONSFORM.....	76
9.2 EFFEKTEN AV REVIDERT BOLIGLÅNSFORSKRIFT .....	77
9.2.1 Sammenheng mellom revidert forskrift og lånevolum .....	77
9.2.2 Forutsetning om boliglånsvekst.....	78
9.2.3 Boliglånsvekstens isolerte innvirkning på boligprisene.....	78
9.2.4 Dynamisk analyse .....	79
Utviklingen i rente etter skatt.....	79
Utviklingen i inntekt og boligmasse.....	80
Effekter .....	80
Økt boligmasse og lavere forventninger.....	82
Videreutviklet dynamisk analyse .....	82
Oppsummering av funn .....	84
Implikasjoner av funn .....	84
9.3 STYRINGSRENTENS EFFEKT PÅ BOLIGPRISER .....	85
9.3.1 Sammenhengen mellom styringsrente og utlånsrente.....	85
9.3.2 Isolert effekt av renteøkning.....	86
9.3.3 Dynamisk analyse .....	86
9.4 SAMMENFATTET ANALYSE AV VIRKEMIDLENE .....	88
9.5 SVAKHETER VED PREDIKSJONENE.....	91
<b>KAPITTEL 10: DISKUSJON .....</b>	<b>92</b>
<b>KAPITTEL 11: KONKLUSJON .....</b>	<b>95</b>
<b>APPENDIKS .....</b>	<b>97</b>
A1 ROBUSTHETSTESTER.....	97
A1.1 Normalfordelte feilledd .....	97
A1.2 Autokorrelasjon .....	97
A1.3 Stasjonaritet .....	98
<b>LITTERATURLISTE .....</b>	<b>99</b>

# KAPITTEL 1: INTRODUKSJON

De norske boligprisene har hatt tilnærmet kontinuerlig vekst fra bunnpunktet i 1992 frem til 2017. Bolig har derfor vært et svært ettertraktet investerings- og formuesobjekt for norske husholdninger. Samtidig har gjeldsoppbygningen i husholdningene økt kraftig. Gjeldsoppbygning parallelt med stor prisoppgang øker tradisjonelt risikoen for oppbygningen av finansielle ubalanser og gjør husholdningene sårbare. Hensiktsmessige styringsverktøy er derfor nødvendig for å sikre norske sparemidler og økonomi.

Boligprisveksten i 2016 var svært høy og viste tegn til overopphetning. Som reaksjon til utviklingen ble det vedtatt en ny revidert boliglånsforskrift. Norges Bank inkluderte også finansiell stabilitet på nedsiden av renteregnskapet for første gang på lang tid.

Den makroøkonomiske situasjonen i kombinasjon med debatten rundt boligmarkedet utgjør et svært interessant forskningsområde. I april 2017 ga boligmarkedet negative signaler og det er stor usikkerhet knyttet til utviklingen. På bakgrunn av dette har vi valgt å skrive en utredning om effekten av stabiliseringspolitikk. Problemstillingen for utredningen formuleres derfor på følgende måte:

*Hvilken effekt har den reviderte boliglånsforskriften og pengepolitikken hatt på dagens prisutvikling i boligmarkedet?*

## 1.1 Formål

Hovedformålet med denne utredningen er å vurdere stabiliseringspolitikken rettet mot boligmarkedet den siste tiden. Dette i den forstand at vi ønsker å undersøke effekten av revidert boliglånsforskrift og rentesettingen isolert, men også gjøre en helhetlig vurdering av tiltakene. Vi anser de to virkemidlene som de mest sentrale reguleringene knyttet til boligprisveksten fra 2013-2017, og dette er bakgrunnen for valget av tiltak.

Motivasjonen for utredningen er å utvide beslutningsgrunnlaget for stabiliseringspolitikk. Vårt inntrykk er at store deler av uttalelsene knyttet til boligmarkedet mangler både teoretisk og kvantitativ forankring. Vi forsøker derfor å gjøre en vurdering av stabiliseringspolitikken gjennom en tallfestet analyse.

Et sentralt spørsmål for utredningen blir hvorvidt den reviderte boliglånsforskriften har hatt ønsket effekt. Utgangspunktet og omfanget av boliglånsforskriften har vært mye diskutert i media siden innføringen. Det endelige resultatet og spørsmålet om eventuell videreførelse er fremdeles usikkert og vi ønsker i den sammenheng å gjøre vår egen vurdering.

Det er også et spørsmål om sentralbankens rolle i stabiliseringsprosessen og hvorvidt varige lave styringsrenter har bidratt til høye boligpriser. I den sammenheng undersøker utredningen i hvilken grad sentralbanken har eller burde vektlagt oppbygningen av finansielle ubalanser.

## **1.2 Avgrensning**

I besvarelsen av forskningsspørsmålet benytter vi en kontrafaktisk tilnærming. Vi ønsker å skissere en alternativ tilstand for boligprisene, både uten den reviderte boliglånsforskriften og med en alternativ pengepolitikk. Disse kontrafaktiske scenarioene gjør det mulig å vurdere hvilken effekt virkemidlene faktisk har hatt.

For å vurdere effekten av revidert boliglånsforskrift modifiseres Jacobsen og Naugs boligprismodell fra 2004. Modifisering av modellen danner vår alternative boligprismodell der en egenkonstruert variabel for boliglån utgjør en sentral størrelse. Kontrafaktiske tilstander relatert til boliglånsforskriften vil i hovedsak bestå av manipulasjon av denne variabelen.

Vi behandler pengepolitikken utelukkende med utgangspunkt i styringsrenten. Norges Bank har andre virkemidler for intervensjon i markeder. Styringsrenten antas likevel å ha bredest og sterkest påvirkning på norsk økonomi og derav også boligmarkedet. For å skape en kontrafaktisk tilstand for styringsrenten sammenliknes denne med et Taylor-rammeverk. Vår enkle Taylor-regel fundamenteres i et mål på nøytrale realrenter, inflasjons- og produksjonsgap.

Rammeverket gjør oss i stand til å sammenligne boligprisutviklingen under et alternativt pengepolitisk regime. Bakgrunnen for valget av Taylor-modellen begrunnes i dens evne til å frigjøre seg fra skjønnsmessige vurderinger. Dette i den forstand at den skal fungere som en motsats til en politikkutøvelse der finansiell stabilitet anvendes som et selvstendig vurderingskriterium. Forskjeller i rentene vil av den grunn være et uttrykk for at det er andre økonomiske forhold med betydning for rentedannelsen.



Den alternative boligprismodellen og Taylor-rammeverket danner grunnlaget for den kontrafaktiske analysen. Analyseperioden avgrenses til 2013K3 til 2018K2<sup>1</sup>. Våre modelleringer baserer seg på kvartalsvise data. Startpunktet for analysen begrunnes i et markant og varig skifte mellom faktiske styringsrenter og beregnede Taylor-renter. Endepunktet markerer slutten på den midlertidige revideringen av boliglånsforskriften. Dette betyr at vår analyse har både et bak- og fremoverskuende element.

### **1.3 Struktur**

Kapittel 2 introduserer de to tiltakene som utgjør hovedfokuset i utredningen. Hensikten er som sådan å gi en kort innføring inn mot analysen.

Kapittel 3 gir en innføring i det teoretiske fundamentet for oppgaven. Dette utgjør generell tilbud og etterspørsel etter bolig, teori for pengepolitikk og en teorifremstilling av kontrafaktisk analyse. Kapittel 4 presenterer to modeller som danner grunnlaget for den kontrafaktiske analysen. Hensikten med kapittelet er å gi en innføring i Jacobsen og Naugs boligprismodell og Taylor-modellen.

Kapittel 5 og 6 legger henholdsvis frem datagrunnlaget og metoden brukt for å kunne påvise resultater. Kapittel 5 redegjør for dataen vi benytter samt en validitets- og reliabilitetsvurdering. Eventuelle modifikasjoner blir også presentert her. Videre viser kapittel 6 hvilke metoder vi er avhengig av for å bearbeide dataen inn mot analysen.

I kapittel 7 og 8 presenterer vi resultatene fra de to delmodellene vi presenterte i kapittel 4. Kapittel 7 redgjør også for vår modifisering av boligprismodellen. Det inngår i tillegg en kort drøftelse av hver enkelt modell.

Kapittel 9 utgjør kjernekapittelet i utredningen. Her blir de to foregående modellene sammenfattet i den kontrafaktiske analysen. Kapittel 10 utgjør utredningens diskusjonsdel. Vi gjennomfører en komperativ analyse av resultatene fra den kontrafaktiske analysen opp mot problemstillingen. En vurdering av tiltakenes hensiktsmessighet blir også en del av diskusjonen.

Kapittel 11 konkluderer utredningen. Kapittelet gir en presentasjon av hovedfunnene i lys av problemstillingen.

---

<sup>1</sup> Denne tidsbetegnelsen er gjennomgående for utredningen når vi refererer til ulike kvartaler. 2013K3 uttrykker derfor tredje kvartal i 2013.

## KAPITTEL 2: PRESENTASJON AV VIRKEMIDLER

Dette kapitlet introduserer de to tiltakene som er utgangspunktet for problemstillingen. Presentasjonen vektlegger hovedtrekkene ved styringsrenten og den reviderte boliglånsforskriften. Hensikten med kapitlet er således å gi en kort innføring i virkemidlene og på den måten få oversikt inn mot analysen.

### 2.1 Boliglånsforskriften

Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (boliglånsforskriften) stiller krav til finansforetaks kredittpraksis. Kravene rettes mot nye utlån med sikkerhet i bolig. Etter sterk boligpris- og gjeldsvekst de seneste årene implementerte Finansdepartementet en midlertidig *revidert* boliglånsforskrift 1. januar 2017 med avgang 30. juni 2018. Det er denne revideringen som behandles i utredningen.

I forkant av revideringen uttalte finansminister Siv Jensen følgende: «Dette gjør vi først og fremst fordi utviklingen i boligmarkedet i Oslo har gått mye brattere og raskere enn i resten av landet» (Hoemsnes, 2017). Tiltakene oppfattes som innstrammende og det fremkommer av uttalelsen at man var spesielt bekymret for prisveksten i Oslo. Både landsdekkende, og spesifikke tiltak for Oslo-området, ble derfor innført. Per dags dato er disse restriksjonene i boliglånsforskriften gjeldende:

1. Lån skal ikke innvilges dersom kundens samlede gjeld overstiger fem ganger brutto årsinntekt.
2. I vurderingen av låntakers betjeningsevne skal finansforetaket legge inn en renteøkning på 5 prosentpoeng fra det aktuelle rentenivået. Dersom kunden ikke kan dekke normale utgifter til livsopphold ved en slik renteøkning skal lånet ikke innvilges.
3. Belåningsgraden kan maksimalt være 85 prosent av boligens verdi. For sekundærboliger i Oslo kan belåningsgraden maksimalt være 60 prosent.
4. For boliger med belåningsgrad over 60 prosent skal finansforetaket kreve årlig nedbetaling som tilsvarer minst 2,5 prosent av innvilget lån eller det

avdragsbetalingen ville vært på et annuitetslån med 30 års nedbetalingstid hvis dette er lavere.

5. Finansforetakene kan innvilge lån som bryter med ett eller flere av punktene over for inntil 10 prosent av innvilget lånemengdes verdi i løpet av et kvartal. For Oslo kommune er tilsvarende grense 8 prosent eller 10 millioner kroner.

(Boliglånsforskriften, 2016, §1-§11)

Av kravene fremkommer det at forskriften behandler lånekundenes gjeldsgrad (punkt 1), betjeningsevne (punkt 2) og belåningsgrad (punkt 3 og 4). Punkt 4 uttrykker et særskilt belåningskrav til kjøp av sekundærboliger i Oslo. Punkt 5 stadfester et fleksibilitetshensyn. Flexibilitetshensynet sikrer at bankene og finansforetakene kan utøve godt bankhåndtverk. Punktet fordrer en effektiv fordeling i saker der kundene anses som kredittverdige, men av en aller annen grunn bryter med kravene i forskriften. Det fremkommer også at fleksibiliteten er lavere for Oslo sammenlignet med resten av landet.

Vi vil i utredningen omtale banker som formidler av utlån med pant i bolig. Det er rimelig at husholdningene primært benytter tradisjonelle banker ved opptak av boliglån. Tilbakemeldingene fra bankene er at den reviderte boliglånsforskriften har hatt innstrammende effekt i kredittmarkedet (Norges Bank, 2017b). Videre rapporteres det også om at gjeldsgradskravet hindrer flest kunder i få lån.

## 2.2 Styringsrenten

Styringsrenten (foliorenten) er det fremste pengepolitiske virkemiddelet i Norge, og utredningen har av den grunn et hovedfokus på denne. Norges Bank har flere rentebeslutninger i løpet av et år, og fastsettelsen av styringsrenten gjennomføres etter en vurdering av en rekke forhold som påvirker norsk økonomi. Styringsrenten er veiledende i den norske økonomien. Banker og andre finansforetak kan både gjøre innskudd og låne penger av sentralbanken. Markedsrentene, som de norske bankene opererer med overfor sine kunder, er av den grunn avhengig av hvilken rente bankene får hos sentralbanken. På bakgrunn av en slik sammenheng kalles gjerne et lands sentralbank for «bankenes bank».

Norges Bank har som mål å fremme økonomisk stabilitet. For å nå et slikt mål har banken rådgivende og utøvende makt i pengepolitikken. Sentralbanken skal ifølge Pengepoltisk rapport (2017c, s. 40) bidra til robuste og effektive betalingssystem og finansmarkeder. For å

konkretisere arbeidsoppgavene ytterligere er et mandat gjennom forskrift fra Finansdepartementet utformet (Forskrift om pengepolitikken, 2001, §1). I tråd med deres mandat har sentralbanken tre kjerneoppgaver:

1. Fremme prisstabilitet gjennom pengepolitikken.
2. Fremme finansiell stabilitet ved å bidra til robuste og effektive finansielle infrastrukturer og betalingssystem.
3. Drive en effektiv og tillitsvekkende porteføljestyring av Statens Pensjonsfond utland og bankens egne valutareserver.

Kapittelet om pengepolitikken teoretiske rammeverk går nærmere inn på styringsrentens bakenforliggende mekanismer. Kapittel 4.2 tar for seg to hovedtyper av pengepolitiske regler, samt styringsrentens dynamikk i økonomien.

## **KAPITTEL 3: TEORETISK FUNDAMENT**

I det følgende presenteres det teoretiske fundamentet for utredningen. Kapittelets hensikt er å få en grunnleggende forståelse for teorien som anvendes inn mot analysen. Vi vil først påvise de teoretiske prisdriverne for boligmarkedet.

De mest sentrale driverne for denne utredningen er kredittpraksis og styringsrente. Det er av den grunn hensiktsmessig å presisere disse. Avslutningsvis presenterer vi en kontrafaktisk tilnærming for boligprisdannelsen. De teoretiske sammenhengene fungerer som et fundament i vår kontrafaktiske analyse.

### **3.1 Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet**

En presis økonomisk analyse av boligmarkedet bør begrunnes i lys av tilbud og etterspørsel. Dette fordi tilbud og etterspørsel er de fundamentale faktorene som avgjør pris, slik klassisk økonomisk teori dikterer. Det er likevel forhold i boligmarkedet som gjør likevektsdannelsen spesiell. Overordnet gjøres det blant annet et klart skille mellom nye og brukte boliger. Aktiviteten i de ulike markedene har gjensidig påvirkning på hverandre. Omløpshastigheten på

enkeltboliger er også forholdvis lav, som således definerer bolig som et varig konsumgode. Disse forholdene bidrar til å gjøre likevektsdannelsen kompleks og utfordrende å predikere.

For å forklare markedsdynamikken i boligmarkedet, presenteres i det følgende en teoretisk fremstilling om hvordan aggregert tilbud og -etterspørselsside danner likevekt. Teorifremstillingen er presentert i samsvar med Jacobsen og Naugs (2004a, s. 229-240) artikkel, Norges offentlige utredninger nummer 2 (NOU, 2002) og Kenny (1998). I tillegg supplerer vi nevnte teorigrunnlag med sammenhengen mellom boligpriser og kreditt. Vi redegjør for de mest sentrale sammenhengene. Ønskes en dypere og bredere redegjørelse for omtalte drivere på etterspørselssiden, henviser vi til kapittel 2 i Jacobsen og Naugs artikkel.

### 3.1.1 Etterspørsel etter bolig

Etterspørsel etter bolig avhenger av en rekke faktorer. Jacobsen og Naug deler etterspørselen etter bolig inn i to hovedkomponenter:

1. Husholdningenes etterspørsel etter boliger for boformål.
2. Etterspørselen etter bolig som rent investeringsobjekt.

Det er nærliggende å anta at etterspørsel gjennom boformål utgjør den mest vesentlige andelen, og bør av den grunn vektlegges mest. Det gjøres i tillegg et skille mellom konsum av bolig gjennom å leie eller eie. Vår teoretiske fremstilling tar for seg etterspørsel tilknyttet eierbolig. Dette er begrunnet i en antagelse om at omsetning av boliger har størst innvirkning på prisdannelsen. Jacobsen og Naug (2004a, s. 231) uttrykker aggregert etterspørsel etter bolig gjennom følgende funksjon:

$$[3.1] \quad H^D = f \left[ \frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X \right], \quad \frac{\delta f}{\delta \left( \frac{V}{P} \right)} < 0, \quad \frac{\delta f}{\delta \left( \frac{V}{HL} \right)} < 0, \quad \frac{\delta f}{\delta Y} > 0$$

$H^D$  = Etterspørsel etter bolig

$V$  = Samlet kostnad knyttet til å eie en bolig (eier)

$P$  = prisindeks for varer og tjenester unntatt bolig (KPI)

$HL$  = Samlet kostnad knyttet til å leie bolig (leietaker)

$Y$  = Reell disponibel inntekt for husholdningene

$X$  = en vektor av fundamentale faktorer som påvirker etterspørselen etter bolig

Likningen i tabellen over avhenger av fire faktorer. Det fremkommer av den partiellderiverte at etterspørselen avhenger positivt av reell disponibel inntekt. Den avhenger negativt av det relative prisforholdet mellom samlede bokostnader for en selveier og prisnivået på andre varer. Tilsvarende avhenger den også negativt av prisforholdet mellom bokostnad og leiepriser. Dette fremstår økonomisk plausibelt da høyere inntekt øker kjøpekraften. Kjøpekraften reduseres dersom det relative prisforholdet stiger.

Likningen inneholder også en faktor X. Denne fanger opp effektene av observerbare forhold knyttet til demografi, bankenes utlånslånspolitikk samt husholdningenes forventninger til fremtidige inntekter og bokostnader.

Videre vil vi utdype bokostnaden ved å eie bolig. En matematisk begrunnelse for de resterende forklaringsfaktorene finnes i Jacobsen og Naugs artikkel. Bokostnader er sentralt for etterspørselsdannelsen fordi det uttrykker hvor mye en selveier må gi opp for å eie og benytte boligen. De reelle bokostnadene uttrykkes som:

$$[3.2] \quad \frac{V}{P} \equiv \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1 - \tau) - E\pi - (E\pi^{PH} - E\pi)]$$

BK= Bokostnad per realkrone investert

PH = Pris i kroner på en gjennomsnittsbolig

i= Nominell rente (målt i prosent)

$\tau$  = Marginal skattesats på kapitalinntekter og -utgifter

$E\pi$  = Forventet inflasjon (forventet vekst i P og HL, målt i prosent)

$E\pi^{PH}$  = Forventet prisendring i PH (målt i prosent)

Bokostnadene formuleres følgelig som et forholdstall mellom kostnadene relativt til andre priser. Av den grunn anses dette som en alternativkostnad. Dette uttrykker verdien som oppgis av andre goder for å eie bolig i en periode. Første ledd utgjør realrente etter skatt og er viktig fordi den uttrykker selveiers renteinntekter og -kostnader. Ved å eie bolig påløper det direkte rentekostnader på boliglån i tillegg til renteinntekter som oppgis dersom egenkapitalen

plasseres i bolig. Høyere realrente fører til økt bokostnad, da rentekostnaden og tapet av renteinntekt øker proporsjonalt.

Andre ledd er et måltall på den forventede realprisveksten på boligen. Dersom forventet prisvekst overstiger den generelle prisveksten, stiger den forventede boligformuen. Dette trekker isolert sett de reelle bokostnadene ned og gjør det mer gunstig å eie. Dermed øker etterspørselen etter bolig. Uttrykket i tabell 3.2 kan forenkles til:

$$\frac{V}{P} \equiv \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1 - \tau) - E\pi^{PH}] \quad [3.1]$$

I likning 3.1 er variabelen BK den nominelle renten etter skatt fratrukket forventet økning i nominelle boligpriser. Etterspørselen etter bolig avhenger således av realprisen på boligen, nominell rente, forventninger til nominell boligpris, alternativkostnad ved å leie, realinntekt og andre fundamentale forhold. Rammeverket for etterspørsel av bolig benyttes senere i oppgaven når boligpriser skal modelleres.

### ***Kredittpraksisens innvirkning på boligpris***

Kredittpraksisens innvirkning på etterspørselen etter bolig komplementerer Jacobsen og Naugs prisdrivere. Som nevnt i foregående kapittel fanges en slik innvirkning opp av deres faktor X. I det videre forklares det nærmere hvordan endringer i utlånspraksis kan påvirke boligpriser. Ifølge Grytten og Hunnes (2016, s. 45-47) sju-trinns dynamiske krisemodell leder ekspansiv kredittpraksis til økte aktivpriser, herunder boligpriser. Modellens første og andre steg anses som særlig hensiktsmessige i begrunnelsen for en positiv sammenheng mellom boligpriser og kreditt.

Steg 1 betegnes med «forstyrrelse». Som et eksempel kan en eksogen deregulering i penge- og kredittpolitikken resultere i økt pengemengde i økonomien. Dette vil lede til økt investeringsvilje og akselererende økonomisk vekst. I sammenheng med økonomisk vekst vil dette kunne føre til økte boligpriser.

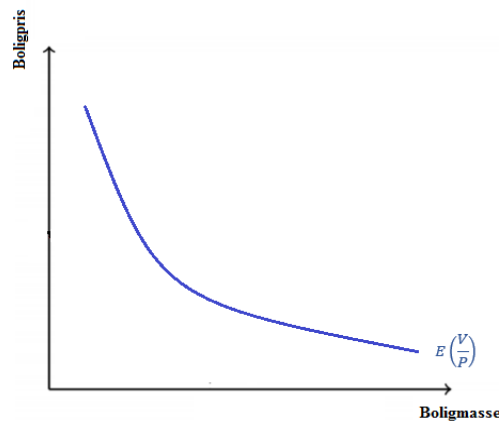
Dersom økonomien oppfatter den eksogene dereguleringen som varig kan den økonomiske tilstanden bevege seg over i steg 2, «overoppheting». Forventninger om økt fremtidig avkastning driver nye kredittopptak. Det økte kredittopptaket kan plasseres i bolig med forventninger om ytterligere prisstigning. En tilstand med overoppheting kjennetegnes eksempelvis ved at kredittoppgang og boligprisstigning påvirker hverandre gjensidig. På denne måten kan finansiell ustabilitet oppstå og i sin tur utvikle seg til en finanskris. Det er nettopp boligen som panteobjekt i kredittopptakingen som gjør en slik sammenheng mulig.

Grytten og Hunnes behandler effekten av et økt tilgjengelig lånevolum. NOU 2002:2 (s. 26-28) behandler på sin side effekten av redusert mengde lån. Den offentlige utredningen tar for seg kredittrestriksjoners innvirkning på boligetterspørselen. Den argumenterer for at økte restriksjoner for boliglånsopptak reduserer etterspørselen etter bolig. Husholdninger som ikke har tilgang til frie kapitalmarkeder må bære en økt kostnad i dag. Bakgrunnen er at husholdningene må spare mer enn de optimalt sett ville gjort. Dette for å imøtekomme kravene til låneopptak. En reduksjon i konsum som følge av økt sparing anses derfor som en kostnad som legges til bokostnadene behandlet av Jacobsen og Naug.

### **Samlet etterspørsel etter bolig**

Figur 3.1 illustrerer betalingsviljen i boligmarkedet gitt den reelle kostnaden ved å eie bolig ( $\frac{V}{P}$ ).

En aggregert etterspørselskurve i boligmarkedet uttrykkes vanligvis som en fallende kurve:



Figur 3.1. Etterspørsel i boligmarkedet. Inspirert av Kenny (1998, s. 19).

Figuren illustrerer marginal betalingsvilje i boligmarkedet. Grafen viser at den marginale betalingsviljen er fallende etter hvert som boligmassen øker. En reduksjon i bokostnadene vil skifte etterspørselskurven utover i diagrammet. En økning i bokostnadene vil skifte kurven innover.

### **3.1.2 Tilbud av bolig**

Tilbudet av alle boliger i markedet kan formuleres ved (Boug & Dyvi, 2008, s. 192-196):

$$K = K_{-1} + J - FD \quad [3.2]$$

I formel 3.2 er boligmasse ( $K$ ) en funksjon av forrige periodes volum ( $K_{-1}$ ), igangsetting ( $J$ ) og avgang ( $FD$ ) av boliger.



Igangsetting av nye boliger avhenger av lønnsomheten ved nye byggeprosjekt, derav boligpris ( $P_K$ ), byggekostnader for bolig ( $P_I$ ) og tomtekostnader ( $P_S$ ). Generelt kan funksjonen for igangsettinger av bolig formuleres slik:

$$J = J(P_K, P_I, P_S) \quad [3.3]$$

Det antas at kapitalslitet på boligkapitalen følger regelen:

$$FD = \delta K_{-1}, \text{ der } \delta \text{ er en konstant.} \quad [3.4]$$

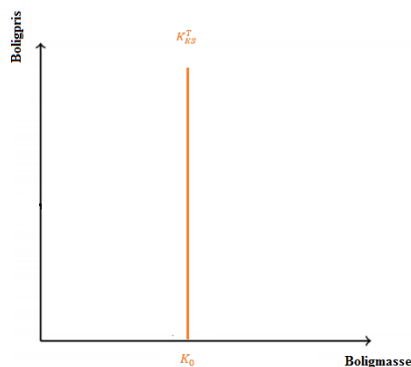
På lang sikt kan dermed tilbudsfunksjonen av boliger uttrykkes ved:

$$K_{LS}^T = K^T(P_K, P_I, P_S) \quad [3.5]$$

Tilbudet i boligmarkedet er sentralt for prisdannelsen og bidrar spesielt til volatiliteten i prisene. Grunnen til dette er at det er strukturelle tregheter i tilbudsdannelsen. Av dette følger det at formen på tilbudskurven vil variere på kort og lang sikt, og bør derfor frakobles hverandre i en analyse av boligpriser. I det videre gjøres det derfor et skille mellom kortsiktige og langsiktige effekter på tilbudssiden.

### **Tilbud på kort sikt**

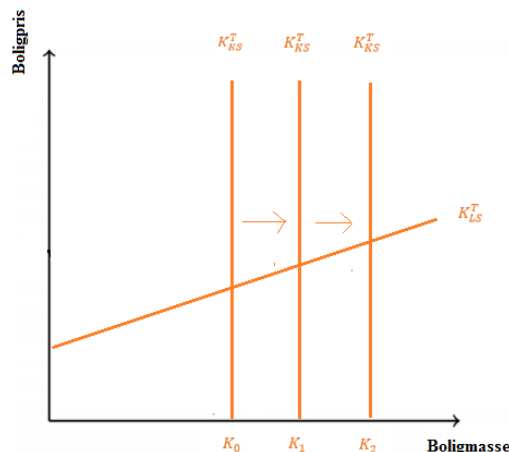
En antar at nybyggingen utgjør om lag 1 prosent av den totale boligmassen hvert år (NOU, 2002:2, s. 19). På kort sikt antas derfor tilbudet å være rimelig stabilt. Grunnen til dette er at tilbudet i liten grad kan påvirkes under en kort tidshorisont. Utover kostnadene påpekt tidligere, er nybyggingsmarkedet preget av tidskostnader knyttet til planlegging, reguleringer og bygningstid. Dette hindrer nybyggingen i å respondere raskt på etterspørselsendringer. Det er også rimelig å anta at boliger med boformål omsettes forholdsvis sjeldent, slik at tilbudet etter brukte boliger også er begrenset på kort sikt. I figur 3.2 skisseres et konstant tilbud.



Figur 3.2. Tilbud på kort sikt i boligmarkedet.

### Tilbud på mellomlang og lang sikt

På lang sikt vil tilbudskurven uttrykkes som en stigende linje. Nå lar vi tilbudet øke over tid. Økningene akkumulerer i  $K_{LS}^T$ .



Figur 3.3. Tilbud i boligmarkedet på mellomlang og lang sikt.

På uendelig lang sikt skisseres tilbudskurven med en horisontal linje. Implikasjonene er da at enhver endring i etterspørsel ikke fører til prisendringer, kun økning i boligmasse. En tidshorisont på uendelig lang sikt er ikke relevant for utredningen.

I tråd med Jacobsen og Naug (2004a) vil vi behandle en tilbudsside utelukkende bestemt av volum. Slik det argumenteres for her finnes det gode holdepunkter for at tilbudssiden har dynamiske egenskaper på lang sikt. Vår analyse har en tidshorisont på kort- og mellomlang sikt. Gitt tregheter i tilbuddannelsen anses bruken av volum alene som tilstrekkelig for vårt formål.

## 3.2 Teoretisk rammeverk for pengepolitikk

Som presentert i kapittel 3.1.1, antar Jacobsen og Naug at realrenten har betydning for etterspørselen i boligmarkedet. For å vurdere effekten av styringsrenten må rammeverket for rentesettingen grunngis i et teoretisk fundament. Dette for å få en bred forståelse for hvordan sentralbankens vurdering av økonomiske faktorer har implikasjoner for rentebeslutningen. I det følgende blir det derfor et fokus på den sentrale bakgrunnsforståelsen og hvordan dynamikken bak pengepolitikk gjør utslag på realøkonomien.

Pengepolitikk er et generelt begrep som hovedsakelig omfatter regulering av pengemengden i en økonomi. Politikken utøves som regel av en uavhengig sentralbank som på mandat fra landets styresmakter tilrettelegger for sikker og stabil økonomisk vekst.

En sentral antagelse knyttet til pengeteori er at det gjøres et klart skille mellom kort og lang sikt. Implikasjonen av en slik antagelse er at nominelle og reelle størrelser holdes adskilt når man vurderer langsiktige virkninger. Konseptet refereres ofte til som den klassiske dikotomien. Fundamentert i et prinsipp om pengenytralitet<sup>2</sup>, fordrer antagelsen at pengemengden kun har påvirkning på nominelle størrelser i økonomien. Av dette følger det at man har behov for en antagelse på kort sikt for at pengepolitikk skal ha effekt. Neste delkapittel undersøker dette nærmere.

### 3.2.1 Rigide priser

Den generelle intuisjonen bak styringsrenten er at den kan korrigere konjunktorene eller *kortsiktige* sprik i økonomien gjennom en antagelse om rigide priser. Dette i den forstand at nominell styringsrente ikke gjør utslag i prisene på kort sikt, slik at en nominell renteendring påvirker realstørrelser i økonomien. Realrenten er et uttrykk for prisen på kapital og en økning (reduksjon) vil som sådan svekke (øke) investeringsaktiviteten. Av dette følger det at sentralbanken er avhengig av å påvirke realrentene for å ha innvirkning på faktorer som produksjon, sysselsetting og konsum. Denne sammenhengen mellom nominelle og reelle renter uttrykkes gjennom Fisher-likningen:

$$r = i - \pi \quad [3.6]$$

der  $r$  er realrente,  $i$  nominell rente og  $\pi$  inflasjon. Av likningen følger det at realrenten vil holdes uendret dersom nominell renteendring fører til en proporsjonal endring i inflasjon. Det er derfor et behov for å anta at prisnivået<sup>3</sup> ikke endrer seg umiddelbart for å ha påvirkning på kort sikt. Teorien om rigide priser fordrer derfor at det tar tid før en renteendring internaliseres for aktørene i økonomien, og derav at inflasjonen holdes uendret på kort sikt. Dette forklarer hvordan styringsrenten kan påvirke realøkonomien.

---

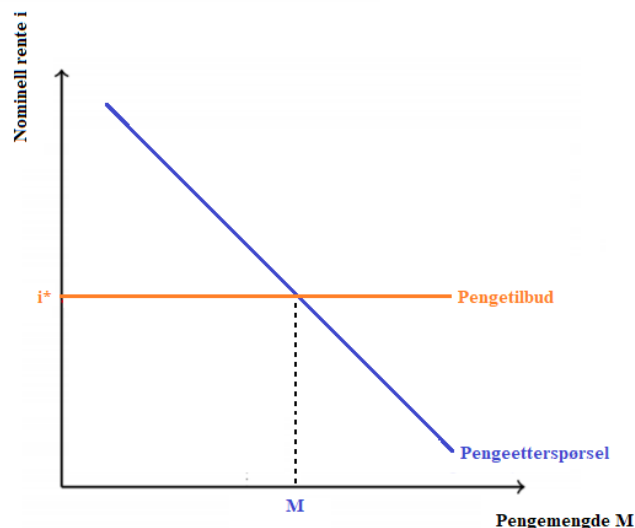
<sup>2</sup> Pengenytralitet betyr i all hovedsak at en endring i pengemengde kun påvirker nominelle størrelser i økonomien. Av dette følger det at en sentralbank ikke kan på realøkonomien ved å trykke penger fordi en utvidelse av pengetilbudet umiddelbart fører til en tilsvarende økning i inflasjonen.

<sup>3</sup> Synonymt med inflasjon.

På lang sikt vil sammenhengen i Fisher-likningen være gjeldende og dermed også den klassiske dikotomien. Påvirkning på realøkonomiske størrelser på lenger sikt avhenger derfor av endringer på tilbudssiden i økonomien. Tilbudssidefaktorer referer som oftest til kapitalmengde, sysselsetting og produktivitet. Dette er faktorer som er mer av strukturell karakter, og pengepolitikk er av den grunn et lite hensiktsmessig virkemiddel på lengre sikt.

### 3.2.2 Teoretisk fundament for styringsrenten

Av forrige delkapittel følger det, gjennom en antagelse om rigide priser, at den nominelle styringsrenten kan påvirke realstørrelser i økonomien. I det følgende undersøkes hvordan styringsrenten bidrar til å regulere pengemengden. Det mest sentrale virkemiddelet er styringsrenten og det blir av den grunn et hovedfokus på denne.

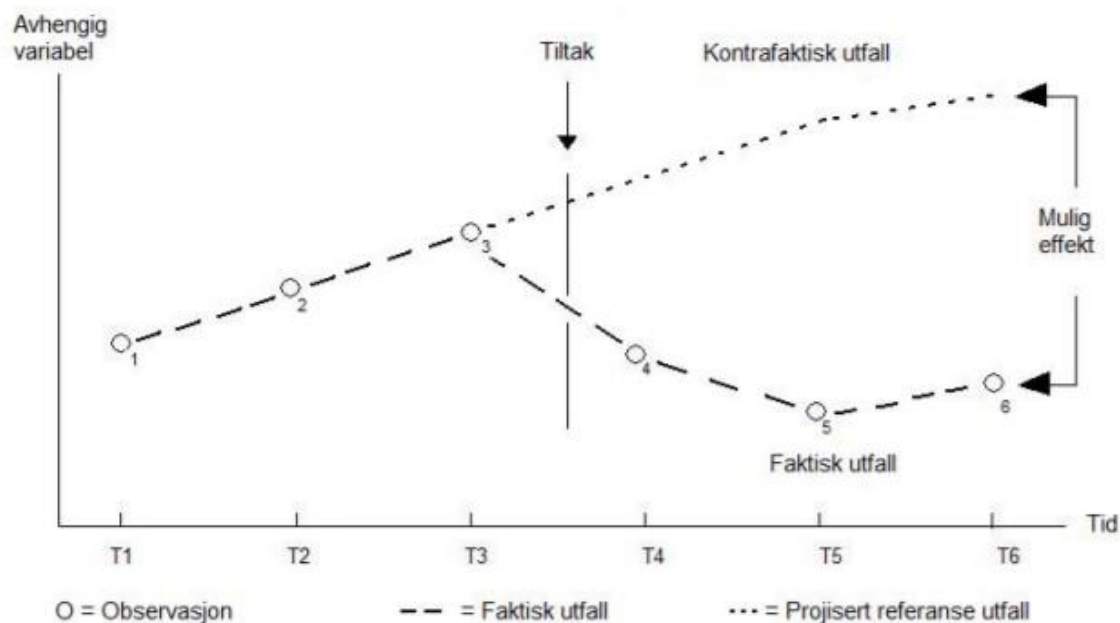


Figur 3.4. Viser den generelle sammenhengen mellom styringsrenten og pengemengde i økonomien

Figur 3.4 illustrerer en teoretisk sammenheng mellom tilbud og etterspørsel etter penger i en økonomi. Tilbudssiden er her gitt ved nominell styringsrente. Dersom sentralbanken ønsker å redusere pengemengden fordrer dette en nominell renteøkning. Et positivt skift utover i tilbudskurven reduserer etterspørselen og sirkulasjonen av penger. Sammenhengen forklares med at det oppstår en alternativkostnad knyttet til å holde kontanter. Dette i den forstand at det medfører en frasingelse av potensiell avkastning ved å ha pengene investert i banken. En høyere rente vil derfor øke alternativkostnaden og dermed også kvantum av penger som sirkulerer i økonomien.

### 3.3 Kontrafaktisk teori

«Kontrafaktiske fremstillinger er en relativt ukjent term i norske evalueringer, men samtidig sentral når man ønsker å måle effekter eller langsiktige virkninger av et tiltak» (Ramberg, 2009, s. 3). En kontrafaktisk fremgangsmåte baseres på å sammenligne et utvalg med et tilsvarende utvalg som er eksponert for en spesifikk behandling. Utenom behandlingen er utvalgene identiske. På den måten kan man skille ut effekten av det kontrafaktiske scenarioet og derav effekten ved et tiltak. Figur 3.5 illustrerer en generell fremstilling av fremgangsmåten. Fremstillingen er førende for den videre gangen i utredningen og for vår utførelse av den kontrafaktiske analysen.



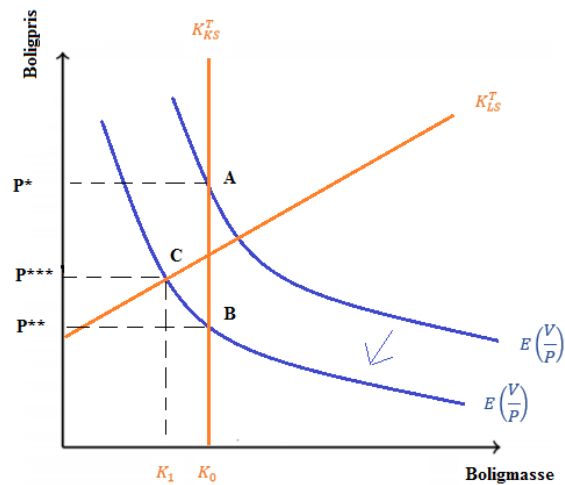
Figur 3.5. Kontrafaktisk utfall i effektevaluering. Kilde: Vedung (1997, referert i Ramberg, 2009, s. 11).

Vi velger å bruke tilbud og etterspørsel i boligmarkedet til å belyse den teoretiske dynamikken ved en slik analysemetode. I det følgende studerer vi hvordan etterspørselen i boligmarkedet påvirkes av endringer i både rentenivået og kredittrestriksjoner.

#### 3.3.1 Endring i realrenten

Fremstillingen tar utgangspunkt i et marked i likevekt. En kontrafaktisk tilstand kjennetegnes ved at alle faktorer i prisdannelsen holdes konstant, men at renten endres til enten et høyere eller lavere nivå. En økning (reduksjon) i realrenten fører til høyere (lavere) bokostnader. De

kontrafaktiske scenarioene kjennetegnes derfor ved skift i etterspørselskurven. I figur 3.6 er et negativt skifte i kurven illustrert som følge av økte realrenter.



Figur 3.6. Kontrafaktisk scenario ved økt realrente.

Markedet er i utgangspunktet i likevekt ved punkt A. Den kontrafaktiske tilstanden med økte realrenter fører til punkt B. På kort sikt illustrerer det kontrafaktiske scenarioet et kraftig fall i boligpriser, og derav en stor effekt av renteøkningen. På lang sikt tilpasses markedet i punktet C, med et relativt svakere fall i boligpriser og en redusert boligmasse. Teorien tilsier at vi kan vente en negativ effekt av økt styringsrente på boligpriser. Tilsvarende kan vi forvente positiv effekt av reduserte styringsrenter.

### 3.3.2 Endring i kredittpraksis

En endring i kredittpraksisen antas å skifte etterspørselskurven siden tilgang til kreditt endrer bokostnadene. Ved sterkere begrensninger i kredittpraksis skifter etterspørselskurven innover, slik illustrert i figur 3.6. Det kontrafaktiske scenarioet viser da redusert etterspørsel i markedet. Vi kan derfor vente en negativ effekt av kredittrestriksjoner på boligpris forutsatt alt annet likt. Effektene på kort og lang sikt antas derfor å ha samme fortegn som ved en økning i realrenten. På bakgrunn av teorifremstillingen forventer vi en kraftig reduksjon i boligpriser dersom økt styringsrente og innstrammende kredittrestriksjoner implementeres samtidig.

Det presiseres at vi utelukkende behandler skift i etterspørsel ved fremstillingen av kontrafaktisk teori. Trolig vil en endring i både realrente og kredittpraksis også påvirke nybyggingen i boligmarkedet. Gunstigere kredittbetingelser kan i den sammenheng øke investeringsviljen. Vår kontrafaktiske analyse behandler derimot kredittrestriksjoner overfor

husholdningene. I et slikt tilfelle blir det derfor naturlig å behandle en kontrafaktisk tilstand som endring i etterspørsel.

## **KAPITTEL 4: MODELLFUNDAMENT FOR DEN KONTRAFAKTISKE ANALYSEN**

For å danne tallgrunnlaget for en kontrafaktisk analyse er vi avhengig av to modellrammeverk. Dette kapitlet presenterer derfor Jacobsen og Naugs boligprismodell og pengepolitiske regler. Boligprismodellen muliggjør prediksjoner av kontrafaktiske utfall, mens de pengepolitiske reglene anvendes som rammeverk for pengepolitikk i analysen. Hensikten med kapitlet er følgelig å gi en innføring i hvordan disse er bygget opp.

### **4.1 Jacobsen og Naugs boligprismodell**

Boligprismodellen til Jacobsen og Naug er en feiljusteringsmodell. Metodikken bak en slik modell presenteres i kapittel 6. Modellen baseres på økonomisk teori for boligmarkedet slik det ble presentert i kapittel 3.1.

Det fremkommer av Jacobsen og Naugs artikkel (2004a) at modellen er et resultat av hvilke variabler som ga best føyning i estimeringsprosessen. Utformingen av modellen startet med et utvalg av 12 variabler som ut i fra teorien kunne tenkes å ha effekter på boligprisen. Gjennom flere steg selekterte forfatterne deretter variabler som ikke ble forkastet av data. Etter en slik utvelgelsesprosess, der signifikante variabler og plausible koeffisienter ble vektlagt, endte Jacobsen og Naug opp med estimeringsresultatene i tabell 4.1.

Modellen benytter nominelle størrelser. Forfatterne presenterer også en modell for realstørrelser i tråd med teorigrunnlaget i kapittel 3.1. Konklusjonen er at denne boligprislikningen gir relativt dårligere føyning enn den nominelle modellen. Vår utredning tar derfor utgangspunkt i en modell med nominelle størrelser.

Boligprislikningen viser høy forklaringskraft, noe som betyr at inkluderte variabler evner å forklare en stor andel av bevegelsen i boligpris over estimeringsperioden. Vi nøyer oss med å tolke regresjonsresultatene av våre egne estimeringer i kapittel 7. Tolkningene er overførbare hva gjelder Jacobsen og Naugs boligprislikning fra 2004. På neste side presenteres resultatene til Jacobsen og Naug.

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

$$R^2 = 0,8773$$

$$\sigma = 0,014166$$

$$DW = 2,57$$

Estimeringsperiode: 1990K2 til 2004K1

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

$\Delta$  er en differanseoperator:  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

Variablene er definert ved (små bokstaver angir at variablene er målt på logaritmisk skala):

*boligpris* = Prisindeks for brukte boliger

*RENTE* = Gjennomsnittlig utlånsrente for husholdninger

$\tau$  = Marginalskattesats for kapitalinntekter og -utgifter

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

*E* = Indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi  
Målt som rate, sum over to kvartaler

*F* = Verdi av E som forklares av utviklingen i ledighet og rente. Beregnet fra en estimert modell der E er brukt som avhengig variabel

*ledighet* = Arbeidsledighetsrate

*inntekt* = Samlet lønnsinntekt i økonomien

*boligmasse* = Boligmassen målt i faste priser

*Si* = Variabel som er lik 1 for kvartal *i*, null ellers

$R^2$  = Andelen av variasjonen i venstresidevariabelen som forklares av modellen

$\sigma$  = Standardavviket til regresjonsresidualene

*DW* = Durbin Watson-observatoren

Uttrykket i klammeparentesen måler avvik mellom boligprisen i forrige kvartal og en estimert langtidssammenheng mellom boligprisene, renten, ledighetsraten, lønnsinntektene og boligmassen. Forventningsdataene går tilbake til 1992K3. Variabelen FORV er derfor lik null fra 1990K2 til og med 1992K3.

Tabell 4.1. Jacobsen og Naugs (2004a, s. 235) boligprismodell.



Alle variabler er signifikante på 5 prosentsnivå bortsett fra inntekt og sesongindikatorene for K2 og K3. Inntekt og indikatoren for K2 er dog signifikant på 10 prosentsnivå, mens indikatoren for K3 betegnes som insignifikant.

I tabell 4.1 kommer det frem at  $F$  er et resultat av en estimert modell. Vi viser til Jacobsen og Naugs artikkel (2004a, s. 239) og deres tabell nummer tre. Her presenteres deres estimeringer av forventningsmodellen. I den forestående estimeringen benytter vi forfatterenes fremgangsmåte for å finne variabelen  $FORV$ . Dette innebærer at forventningsbarometeret summeres over to kvartaler for deretter å anvendes som avhengig variabel. Deretter kontrolleres det for rente etter skatt og ledighet. Residualene i denne regresjonen danner uttrykket  $(E - F)$  i tabell 4.1.

Artikkelen fra 2004 mangler en redegjørelse for hvorfor leddet  $100 * (E - F)^3$  inkluderes i  $FORV$ . Etter en samtale med Bjørn Erik Naug begrunner han inkluderingen med at høye verdier i forventningsbarometeret tillegges større vekt i boligprislikningens forventningsvariabel (Naug, 2017b).

#### **4.1.1 Kritikk av Jacobsen og Naugs boligprismodell**

Fredriksens (2007) masterutredning gjennomfører en kritisk vurdering av modellen til Jacobsen og Naug. DW-verdien i tabell 4.1 impliserer manglende bevis for å forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. Etter en mer omfattende analyse finner derimot Fredriksen holdepunkter for at det likevel foreligger korrelasjon mellom feilleddene.

Hun argumenterer for at Ljung-Box-testen for autokorrelasjon er bedre egnet for utvalgsstørrelsen forfatterne bruker i artikkelen. Funnene av autokorrelasjon i modellen fører til mulige feiltolkninger av inferens, noe som potensielt kan føre til at insignifikante variabler blir inkludert i den endelige boligprismodellen.

Fredriksen problematiserer også mangelen på en trendkomponent i selve modellen. Flere av variablene i Jacobsen og Naugs boligprismodell har sterke trendbevegelser over tid og dette er et argument for å inkludere en trendvariabel i den endelige likningen.

Et annet sentralt kritikkmoment er den sannsynlige tilstedeværelsen av endogenitet ved enkelte variabler eller ved simultaneffekter mellom variablene. For eksempel er det plausibelt at boligpriser påvirker boligmasse, i henhold til tilbudsformasjonen i kapittel 3.1.2. Salgsverdi av nyoppførte bygg vil være avgjørende for gevinsten på boliginvesteringer og således en avgjørende del av beslutningsgrunnlaget. En slik sammenheng vil føre til upresise estimater.

Endogene sammenhenger og simultan effekter kan også tenkes mellom andre variabler i Jacobsen og Naugs modell.

Avslutningsvis påpeker Fredriksen at datagrunnlaget ikke er optimalt når det gjelder boligprismodellering. Hun argumenterer for at observasjonene brukt i artikkelen fra 2004 er basert på en sammenhengende vekstperiode i boligmarkedet, sett bort i fra siste del av Bankkrisen fra 1988 til 1993. Det er derfor sannsynlig at tidsserien inneholder få stokastiske sjokk og at Jacobsen og Naug ikke har en representativ tidsserie for den faktiske boligprisutviklingen.

Vi behandler flere av Fredriksens kritikkmomenter i estimeringen av boligprismodeller i kapittel 7.1.

## **4.2 Pengepolitiske regler**

Dette delkapittelet tar for seg pengepolitiske regler. Utredningen undersøker hvordan pengepolitikken kan bidra som en stabiliserende instans for boligmarkedet, og det metodiske rammeverket for renteanalysen er begrunnet i Taylor-modellen. Vi finner det derfor hensiktsmessig å presentere denne i dybden, samt å gi en kort innføring i hvordan pengepolitikk blir utøvet i Norge.

En pengepolitisk regel defineres i all hovedsak som en rettesnor for hvordan en sentralbank skal innrette sin politikk. Det er en regel i den forstand at det skal være et sett med forhåndsbestemte spesifikasjoner for hvordan pengepolitikken skal utføres i praksis.

Litteraturen skiller ofte mellom to typer pengepolitiske regler; målsetningsregler («targeting rules») og instrumentelle regler («instrumental rules»). Utredningen gir i det videre en innføring i begge. Vi finner det hensiktsmessig å presentere målsetningsregler på den formen som Norges Bank anvender, altså gjennom en tapsfunksjon. Fokuset blir derfor fleksibel inflasjonsstyring og hvordan robustetskriteriet implementeres i en målsetningsregel.

### **4.2.1 Sentralbanken og målsetningsregler**

Generelt tar målsetningsregler utgangspunkt i en optimal strategi i forhold til en gitt modell (Lønning & Olsen, 2000). Den optimale strategien kan formuleres som for eksempel lav inflasjon eller arbeidsledighet. Målsetningsregelen forsøker som sådan å optimalisere verdiene for måloppnåelsen innenfor økonomiens virkemåte.

Norsk pengepolitikk har sitt fundament i en slik målsettingsregel. Norges Bank anvender en «tapsfunksjon», der hensikten er å minimere «tapet» som oppstår ved å ligge for langt fra de målsatte verdiene for økonomien (Thøgersen, 2011). Regelen fungerer således som en rettesnor for rentesettingen, der for store avvik fra økonomiske faktorer behandles som en kostnad for økonomien. Norges Bank fastsetter derfor styringsrenten på bakgrunn av å minimere avviket i følgende tapsfunksjon:

[4.1]

$$L_t = (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y_t^*)^2$$

Første ledd angir forskjellen mellom faktisk inflasjon  $\pi$  og inflasjonsmålet  $\pi^*$ , og uttrykker sentralbankens ivaretagelse av inflasjonskriteriet. Ledd nummer to uttrykker forskjellen mellom faktisk produksjon  $y$  og potensiell produksjon  $y^*$  og er dermed et uttrykk for produksjonen som selvstendig vurderingskriterium.

Av tapfunksjonen fremkommer det at fleksibiliteten i pengepolitikken avhenger av parameteren  $\lambda$ . En  $\lambda > 0$  medfører derfor en tilnærming med fleksibel inflasjonsstyring. En  $\lambda$  lik null representerer at sentralbanken setter styringsrenten utelukkende med utgangspunkt i inflasjonen mens en  $\lambda$  lik 1 sidestiller inflasjons- og produksjonsgapet.

Bemerk at begge ledd kvadreres, som medfører at negative og positive avvik vektlegges like mye og at store avvik er av større betydning. Dette er plausible argumenter, da det for pengepolitiske avveininger vil ha like store konsekvenser enten man ligger over eller under målet og større avvik representerer en større nedside for økonomien.

#### **4.2.2 Sentralbanken og finansiell stabilitet**

Denne oppgaven omhandler boligmarkedet og det er derfor behov for å presisere sentralbankens hensyn til finansiell stabilitet. I tillegg til å vurdere avviket mellom inflasjons- og produksjonsgap, skal sentralbanken ta hensyn til forhold som innebærer særlig ugunstige utfall for økonomien (Norges Bank, 2017c, s. 40). De skal følgelig motvirke oppbygging av finansielle ubalanser, i den forstand forhold som på sikt kan ha konsekvenser for realøkonomien. Dette er grunnen til at sentralbanken også overvåker boligmarkedet.

I senere tid har Norges Bank uttrykt en utvidet tapsfunksjon som eksplisitt inkluderer et robusthetskriterie. Den utvidede tapsfunksjonen inkluderer to tilleggsargumenter og uttrykkes som følgende:

[4.2]

$$L_t = (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y_t^*)^2 + \underbrace{\gamma(i_t - i_{t-1})^2 + \tau(i_t - i_t^*)^2}_{(3)}$$

(2)

(1)

Den utvidede tapsfunksjonen inneholder de ordinære leddene om inflasjons- (1) og produksjonsgap (2), men utvides med et robusthetskriterie (3). Det må anses som lite sannsynlig at en slik tapsfunksjon følges mekanisk, men gir en god indikasjon på hvilke avveininger som tas i betraktning når renten settes.

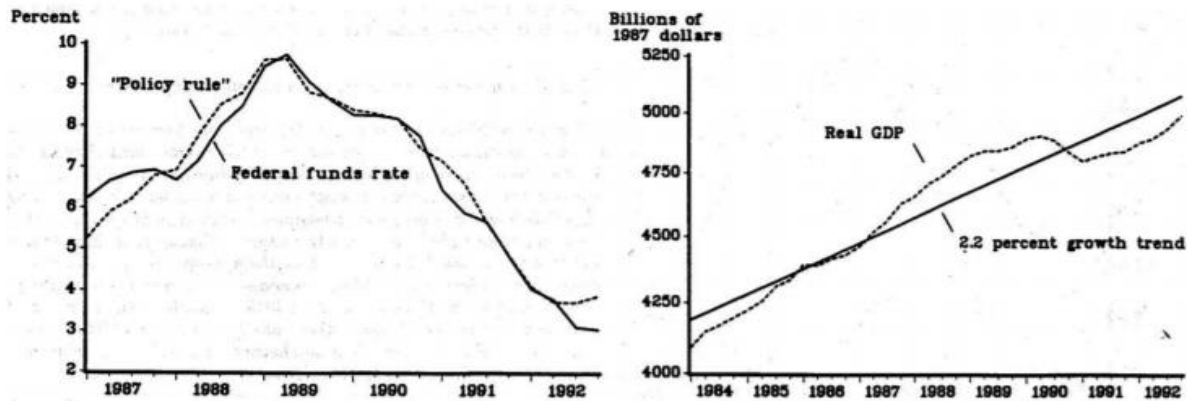
Utvidelsen innebærer at det inkluderes en variabel  $i_t$ , som er renten  $i$  ved tidspunkt  $t$ . Det tredje leddet er følgelig et uttrykk for avviket mellom nåværende rente og forrige periodes rente. Ledd nummer fire viser til avvik fra et anslått normalrentenivå. En robust pengepolitikk bør med andre ord ikke avvike for mye fra den naturlige renten eller tidligere renter.  $\gamma$  og  $\tau$  er positive vektingsparametere som fungerer analogt med  $\lambda$  i den generelle tapsfunksjonen.

### 4.2.3 Instrumentregler og «Taylor-rule»

Den andre formen for pengepolitiske regler kalles instrumentregler. Instrumentet for pengepolitikken vil i den sammenheng være det verktøyet sentralbanken anvender for utøvelsen. Vi tar utgangspunkt i en «Taylor-rule», som er en av de mest kjente instrumentreglene. Instrumentregelen vil være en eksplisitt funksjon av et gitt sett variabler som påvirker styringsrenten.

Taylor-regelen er en pengepolitisk regel publisert av økonomen John B. Taylor i sin anerkjente artikkel *Discretion vs. Policy Rules in Practice* (1993). Hensikten med regelen var å kalkulere en enkel reaksjonsfunksjon for nominelle styringsrenter med utgangspunkt i stabilisering av den realøkonomiske situasjonen. Tilsvarende med sentralbankens tapsfunksjon tar den utgangspunkt i stabil inflasjon rundt et gitt inflasjonsmål og å gjøre produksjonsavviket fra potensiell produksjon lite.

Taylor's modell er populær og er mye anvendt for å vurdere pengepolitiske handlingsmønstre. Taylor's resultater viste seg også å passe svært godt med Federal Funds rate <sup>4</sup> i perioden han estimerte.



Figur 4.1. Taylor's estimater hentet fra original artikkel (1993). Estimert og faktisk Federal Funds rate til venstre og avvik fra potensiell produksjon til høyre.

Utgangspunktet for Taylor-regelen har blitt modifisert på mange forskjellige former gjennom tiden. Noen av de mer vanlige modifiseringene baserer seg på å inkludere renteglattingsparametere, se for eksempel artikkelen til Clarida, Galí og Gertler (2000), eller gjøre regelen framoverskuende i den forstand å bruke forventede verdier på produksjon og inflasjon. Andre vanlige modifiseringer omhandler anvendelse av arbeidsledighet fremfor produksjon eller å inkludere flere forklaringsvariabler som valutakurser og aktivapriser. Vi velger å ta utgangspunkt i Taylor's originale likning, som på generell form uttrykkes ved:

$$i^* = r_t^* + \pi^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y_t - y_t^*)$$

$i^*$  = Kortsiktig, nominell rente  
 $r^*$  = Nøytral realrente  
 $\pi - \pi^*$  = Avvik fra inflasjonsmålet  
 $y - y^*$  = Avvik fra potensiell produksjon  
 $\alpha, \beta$  = Reaksjonskoeffisienter  
 der variabler merket med \* indikerer likevektsverdier og forskrift t lar variablene variere over tid.

Tabell 4.2. Taylor-likningen.

<sup>4</sup> Den amerikanske sentralbankens nominelle styringsrente.

Regelen fastsetter følgelig en teoretisk nominell styringsrente (heretter kalt Taylor-renten) som en funksjon av det naturlige realrentenivået, inflasjonsgap og produksjonsgap. Dynamikken bak Taylors regel fordrer at sentralbanken reagerer på avvik i økonomien med nominell renteendring. Positive avvik, det vil si at inflasjonen er høyere enn inflasjonsmålet og (eller) at produksjon ligger over trend, er ensbetydende med for høy aktivitet i økonomien. Taylor-likningen fører da en økning av den nominelle renten. Høyere styringsrente reduserer presset i økonomien som gir utslag i lavere inflasjon og videre reduksjon i produksjonsgapet.

Det presiseres at regelbegrepet må tolkes bredt, i den forstand at det ikke anvendes som et mekanisk verktøy. Det anses som usannsynlig at sentralbanker setter styringsrente utelukkende med utgangspunkt i regelen, og dette er heller ikke hensikten. Regelen fungerer likevel godt som en «benchmark» i et sammenlikningsgrunnlag for hvordan en sentralbank reagerer på avvik i økonomien. Det er en slik tolkning denne utredningen vil basere seg på.

Vi vil i det videre presentere de ulike komponentene bak Taylor-regelen nærmere for å få en bredere forståelse for analysen. Det er flere problemstillinger som gjør seg gjeldende ved bruk av Taylor. Vi vil derfor blant annet gjøre rede for størrelsen, målet og hvordan de ulike faktorene påvirker renten.

### ***Den nøytrale realrenten***

Renten assosiert med en pengepolitikk som ikke fører til kostnads- eller produksjonspress vil karakteriseres som nøytral (Lønning & Olsen, 2000). Den nøytrale realrenten er uobservert og det finnes ingen eksplisitt fremgangsmåte for å finne den sanne størrelsen. Den må derfor estimeres eller anslås.

Ved bruk av Taylor-modellen blir valget av den nøytrale realrenten viktig fordi den påvirker styringsrenten proporsjonalt. Sensitiviteten fordrer at et hensiktsmessig mål står sentralt for modellens robusthet. I vår utredning vil vi kalkulere den nøytrale realrenten ved hjelp av terminrenter på statsobligasjoner. Denne tilnærmingen, samt valg av datamateriale, blir nærmere beskrevet i kapittel 5 og 6.

### ***Inflasjon***

Inflasjonen inngår på to forskjellige måter i Taylor-likningen. Som selvstendig ledd påvirker den Taylor-renten proporsjonalt. Ved å inkludere inflasjonen som eget ledd på høyresiden av likningen, impliseres det at regelen for styringsrenten uttrykkes i reelle termer. Uten en

selvstendig innføring av inflasjonen ville en endring i nominell rente ikke ha påvirkning på realøkonomien, slik Fisher-likningen tilsier i kapittel 3.2.1.

Inflasjonsgapet behandles i Taylor-modellen tilsvarende som i tapsfunksjonen. Et positivt gap betyr at inflasjonen ligger over målet og at man avviker fra stabil prisvekst. Isolert fører dette til en økning i Taylor-renten. En slik sammenheng er teoretisk plausibelt da positive avvik fra inflasjonsmålet er en indikasjon på prispress i økonomien. Høyere styringsrente vil derfor medvirke til å redusere inflasjonsøkningen.

### **Produksjon**

I Taylor-likningen inngår produksjonen i produksjonsgapet, og defineres på samme måte som i sentralbankens tapsfunksjon. Gapet representerer dermed hvor mange prosent de faktiske produksjonstallene ligger i forhold til en antatt trend. Anslaget på den potensielle produksjonen er en uobserverbar størrelse, og må følgelig estimeres.

Et positivt gap impliserer for høy aktivitet i økonomien og er synonymt med press på ressursene. Denne logikken fordrer at avvik i så henseende skal gjøre utslag i styringsrenten. Derfor øker Taylor-renten dersom produksjonen ligger over potensiell produksjon og reduseres ved negative avvik.

### **Reaksjonskoeffisientene**

Vektingsparameterene for inflasjonsgapet og produksjonsgapet er henholdsvis  $\alpha$  og  $\beta$ . Valget av størrelsesorden på reaksjonskoeffisientene er avgjørende fordi de uttrykker i hvilken grad avvikene gjør utslag på Taylor-renten. De er ikke kategorisk bestemt og fastsettelsen av koeffisientene blir derfor en skjønnsmessig vurdering. Optimalt skal disse kunne gjenspeile sentralbankens handlingsmønster og som sådan deres vurdering av realøkonomien på beslutningstidspunktet.

Taylor sin originale artikkel postulerte en  $\alpha$  og  $\beta$  på henholdsvis 1,5 og 0,5. Disse verdiene viste seg å passe godt med rentene den amerikanske sentralbanken satt fra sent 1980 til tidlig 1990 (Lønning & Olsen, 2000). Valget ble imidlertid ikke presisert ytterligere. Størrelsene og hva som skal veklegges mest er derfor noe tvetydig. Taylor (1993) argumenterer likevel for at begge bør tillegges positiv vektning, i den forstand at det anses som lite fordelaktig å utelukkende vektlegge inflasjonen i fastsettelsen av styringsrenten. Vi vil i denne utredningen estimere våre egne koeffisienter.

Generelt vil det være slik at høyere reaksjonskoeffisienter tilsier at Taylor-renten er mer sensitiv for avvikene. Det representerer som sådan en mer aggressiv pengepolitikk fordi styringsrenten

reagerer sterkere på økonomisk kontekstuelle forhold. Videre er normen for dagens pengepolitikk fleksibel inflasjonsstyring, som medfører at inflasjonsgapet anses som det viktigste kriteriet. I Taylor-likningen impliserer dette en  $\alpha > \beta$ , slik at renten reagerer sterkere på inflasjonsendringer.

Koeffisienten  $\alpha$  er tilknyttet et viktig prinsipp, som i senere tid har blitt kjent som «Taylor-prinsippet». Prinsippet fordrer at den nominelle renten bør justeres mer enn endringen i inflasjon, det vil si en  $\alpha > 1$ . Konsekvensen er at endring i inflasjonen på  $v$  prosentpoeng, bør tilsvare en rentejustering på mer enn  $v$ . Reaksjonskoeffisienten for inflasjonsgapet uttrykkes derfor som  $1 + \alpha$ .

Av dette følger det at dersom Taylor-prinsippet skal opprettholdes må  $\alpha > 0$ . Ved  $\alpha \leq 0$  vil en økning i inflasjonen føre til at styringsrenten øker med en prosent ( $\alpha = 0$ ) eller lavere ( $\alpha < 0$ ). Implikasjonene vil dermed være en uendret eller redusert realrente. Et slikt prinsipp må betraktes som en sentral betingelse for å utøve forstandig pengepolitikk som ivaretar stabilitet i priser og produksjon. En  $\alpha$  lik null eller lavere, fordrer at pengepolitikken aldri vil kunne nå inflasjonsmålet og styringsrenten mister sin funksjon som nominelt anker.

## KAPITTEL 5: DATA OG KILDER

Dette kapitlet tar for seg hvilke data som anvendes inn mot analysen og hvor disse er hentet fra. Dataene blir i så henseende vurdert ut ifra validitet og reliabilitet. Vi presenterer dataen anvendt for boligprismodellen først, og går så videre inn på dataen for Taylor-modellen. De modifikasjoner som eventuelt er gjort for å tilpasse estimeringen presenteres også i dette kapitlet. Hensikten med kapitlet er å gi en innføring i hvilke data som har blitt brukt for utredningen og på et generelt grunnlag vurdere dataenes troverdighet. Det er også sentralt å presentere hvor dataene kommer fra, slik at eventuelt etterprøving eller reproduisering er mulig.

Evalueringen av validiteten til de ulike variablene utføres i lys av en definisjonsmessig vurdering. Det være seg i hvilken grad dataene er hensiktsmessige i forhold til hva de forsøker å måle. Videre vil reliabilitetsvurderingen baseres på om målingene er konsistente. Dette i den forstand om verdiene ville vært de samme ved gjentatte målinger. Svak reliabilitet kan som sådan være tilknyttet målefeil eller revidering av data.



## 5.1 Data og kilder for boligprismodellering

Boligprismodelleringen vil være fundamentet for vår analyse. Vi har mottatt et oppdatert og (tilnærmet) originalt datasett fra Bjørn Erik Naug. Som tidligere nevnt er han forfatter av Jacobsen og Naugs (2004a) boligprismodell. Datasettene inneholder de samme variablene som ble brukt i 2004. De fleste observasjonene i det oppdaterte datasettet strekker seg fra 1978K1 til 2017K2.

Våre estimeringer vil benytte data fra 1990K2 til 2017K2. Strekker variabelen seg over en kortere tidsperiode enn sistnevnte vil dette presiseres. Variablene er kvartalsvise målinger og det foreligger ingen mangelfulle observasjoner. I det følgende vil tidsseriene som anvendes i den kommende boligprisestimeringen presenteres.

Bjørn Erik Naug har benyttet flere kilder for å danne datasettet vi har mottatt. Naug (2017a) er å anse som en sekundærkilde, men forfatterens pålitelighet anses som veldig høy. Med hans posisjon som forfatter av den opprinnelige boligprismodellen og ansatt i Norges Bank betraktes han som en troverdig kilde. For å ytterligere validere tallene har vi selv funnet frem til mange av primærkildene.

Vi har også mottatt tallmateriale fra Eilev S. Jansen, som er forsker ved SSB. Den oversendte tidsserien er samlet bruttogjeld for norske husholdninger og ideelle organisasjoner. Vi benytter denne tidsserien som et utgangspunkt for vår konstruksjon av en boliglånsvariabel. Konstruksjonen baserer seg også på andre datakilder ved SSB.

### 5.1.1 Boligprisindeksen

Indeksen dekker den nasjonale boligprisutviklingen. Observasjonene er et vektet gjennomsnitt av månedlige serier utarbeidet av selskapet Eiendomsverdi på oppdrag fra Eiendom Norge. Indeksen utregnes med utgangspunkt i en hedonisk boligprismodell (Eiendom Norge, 2017b, s. 16).

Vi har mottatt et omfattende datasett fra Eiendomsverdi. Settet inneholder blant annet månedlige boligprisindekser tilbake til 2001. Et vektet gjennomsnitt av disse samsvarer med observasjonene Naug oversendte.

Serien for boligprisindeksen baseres på om lag 70 prosent av solgte bruktboliger i Norge i løpet av et år (Eiendom Norge, 2017b, s. 2). Statistikken omfatter dermed en stor andel av den solgte boligmassen. På den annen side inneholder statistikken ikke nyboligsalg. Det kan derfor være

egenskaper ved nyboliger som ikke gjenspeiles i bruktboligutvalget. Likevel anses bruktboligutvalget som et valid mål på prisutviklingen i det norske boligmarkedet. Argumentet om at mesteparten av solgte boliger er bruktboliger veier tungt. På bakgrunn av at indeksen omfatter hele 70 prosent av bruktboliger fremstår også målingene som reliable.

### **5.1.2 Boligmasse**

Boligmassen måles i volum og baseres på SSBs beregninger i nasjonalregnskapet (SSB, 2017f). Vi får opplyst av Naug at serien i datasettet er upubliserte tall som utveksles mellom Norges Bank og SSB. Den endelige serien beregnes ut ifra mål på boliginvesteringer og parametere for avgang av boliger. Vi har ikke fått tilgang til denne tidsserien.

I vurderingen av validitet og reliabilitet må vi stole på SSB og Norges Banks utregninger. Som ledende samfunnsinstitusjoner er det naturlig å anse serien som både valid og troverdig.

### **5.1.3 Husholdningenes lønnsinntekter**

Serien for husholdningenes lønnsinntekter er et glattet gjennomsnitt av årlige inntekter (SSB, 2017b). Bakgrunnen for glattingen er at det ikke finnes gode kilder for kvartalsvise inntekter tilbake til 1990. Estimeringsperioden til Jacobsen og Naug (2004a) starter i 1990, noe som er årsaken til transformasjonen. Vi blir opplyst om at inntektsserien vi mottok skiller seg noe fra serien som opprinnelig ble brukt i 2004. I artikkelen til Jacobsen og Naug ble upubliserte kvartalsberegninger benyttet. Den transformerte serien er mindre volatil enn kvartalsberegningene. Dette kan lede til visse avvik i kommende inntektsestimater.

Disponibel inntekt er en teoretisk etterspørselsdriver i boligmarkedet. I tillegg til husholdningenes lønnsinntekter har vi mottatt en tilsvarende transformert serie for disponibel inntekt utenom aksjeutbytte. På bakgrunn av et teoretisk grunnlag fremstår en serie for disponibel inntekt som mer valid enn samlet lønnsinntekter. Vi setter lit til at transformasjonene og derav at databehandlingen er utført på en korrekt måte.

### **5.1.4 Registrert ledighet**

Serien for arbeidsledighet er grunnlagt i NAV sine tall for registrerte ledige (NAV, 2017). Observasjonene i vårt datasett er et vektet gjennomsnitt av kvartalets tre måneder. Det finnes to hovedkilder hva gjelder ledighetsstatistikk i Norge. I tillegg til NAV publiserer SSB tall fra sin Arbeidskraftundersøkelse (AKU). AKU-tall behandler også ikke-registrerte ledige. Således

argumenterer SSB for at AKU-tallene er et mer korrekt mål på den samlede ledigheten i Norge (SSB, 2017i).

På dette grunnlaget kan en hevde at validiteten er høyere for AKU-tall enn registrerte ledige hos NAV. Likevel viser historiske tall at begge mål følger like mønstre knyttet til konjunkturutviklingen. Vi finner derfor ledighetsstatistikken til NAV tilstrekkelig valid for våre formål. Registrerte ledige hos NAV er en totaltelling. Det er derfor ingen usikkerhet knyttet til utvalgsmålinger. NAV er en sentral velferdsorganisasjon i Norge. Vi anser tallene som reliable gitt organisasjonens samfunnsansvar.

### **5.1.5 Husholdningenes utlånsrenter**

Serien er et veid gjennomsnitt for utlån hos et utvalg norske banker. Observasjonene er hentet fra SSB (2017e). Fra 2001K3 består Naugs observasjoner av gjennomsnittlige renter for bankenes utlån til husholdninger. Før 2001K3 er observasjonene gjennomsnittlige renter på alle bankutlån. I utgangspunktet anses et mål for renter på boliglån som det beste instrumentet for våre formål. Det er i hovedsak denne renten som direkte vil påvirke boliggetterspørselen. Samtidig kan renter på andre gjeldsposter indirekte påvirke husholdningenes betjeningsevne av et boliglån.

Det anses som en svakhet at observasjonene før 2001K3 dekker alle utlån. På den annen side vil boliglån være en delmengde i både utlån til husholdninger og totale utlån. Det er derfor nærliggende at utviklingen i boliglån følger utviklingen i aggregerte tall for utlån. Ved anvendelsen av Naugs tidsserie for husholdningenes utlånsrenter bør en være klar over denne manglende validiteten. Utvalget til SSB dekker minst 75 prosent av utlånsvolumet i norsk banksektor. Dette sikrer en reliabel tidsserie. Målinger med et annet utvalg vil sannsynligvis gi overensstemmende resultater.

Nedbetalingslån med pant i bolig kan gjenspeile lån til rene boligformål. SSB har kun renter på nedbetalingslån tilbake til 2002 (SSB, 2017e). Vi behøver renter tilbake til 1990 for våre estimeringer og benytter derfor ikke denne serien.

### **5.1.6 Marginalskatt på kapitalinntekter og –utgifter**

I estimeringene korrigeres utlånsrentene for skatt. Etter skattereformen i 1992 benytter Naug felles og flat marginalskatt for næringsdrivende og lønsmottakere. Etter reformen var denne satsen lenge 28 prosent. Etter 2014 har satsen blitt gradvis nedjustert til 24 prosent. På den annen side er en felles skattesats før 1992 utfordrende å finne. Bakgrunnen er at lønsmottakere

og næringsdrivende hadde ulik sats. I tillegg fantes det omfattende muligheter for individuelle korrigeringer knyttet til den endelige satsen.

Skattesatsene før 1992 er hentet fra Norges Banks egen modelldatabase. Ifølge denne databasen er skattesatsen 37 prosent i 1991 og 39 prosent i 1990. Det er usikkert om observasjonene uttrykker den faktiske skattesatsen i denne perioden. Vi benytter likevel Norges Banks satser, men er samtidig klar over at validiteten kan være svekket. Hele tidsserien fremstår som reliabel på bakgrunn av at skattesatsen er allment kjent.

### **5.1.7 Forventningsbarometeret**

Forventningsbarometeret utarbeides av Kantar TNS i samarbeid med Finans Norge. Undersøkelsen baserer seg på et landsrepresentativt utvalg på 1000 personer. Barometeret sikter på å avdekke forventninger til fremtidig etterspørsel fra forbrukernes side. I så henseende stilles fem spørsmål om egen og landets økonomi. Deretter dannes en trendindikator ut i fra responsen på spørsmålene. Indikatoren er differansen mellom positive og negative svar som deretter deles på fem.

Vi har mottatt et datasett for tallene bak forventningsbarometeret (Kantar TNS, 2017). Datasettet strekker seg tilbake til 2008K2. Det kommer frem at Naug benytter de ujusterte trendindikatorer som sitt mål på forventningene i økonomien. Den ujusterte serien justeres ikke for sesong og tilfeldige variasjoner.

Den fullstendige tidsserien for forventningsbarometeret strekker seg tilbake til 1992K3. Den første spørreundersøkelsen ble gjennomført på dette tidspunktet. Etter tilbakemeldinger fra Naug finner vi det troverdig at observasjoner før 2008K2 også tilsvarende den ujusterte trendindikatoren.

Forventningsbarometeret sikter altså på å måle forventningene til fremtidig økonomi. Å tallfeste forventninger er en vanskelig øvelse. Tilfellet kan være at forventningene i økonomien skyldes andre forhold enn det de nevnte fem spørsmålene forsøker å måle. Isolert sett svekker dette validiteten til serien. Et landsrepresentativt utvalg på 1000 personer fremstår derimot som reliabelt.

### **5.1.8 Konstruksjon av variabelen for boliglån**

Vi anvender en dataserie for bruttogjeld i norske husholdninger og ideelle organisasjoner mottatt av Eilev Jansen (2017), tall for lån med pant i bolig fra SSB (2017h), og kvalitativ

informasjon fra boliglånsundersøkelsen (Finanstilsynet, 2016) til å konstruere vår egen boliglånsvariabel. Denne variabelen vil implementeres i den endelige boligprismodellen. Deretter vil den være sentral i den kontrafaktiske analysen av den reviderte boliglånsforskriften. I det følgende redegjør vi for konstruksjonen av variabelen.

### ***Tall for bruttogjeld***

Bruttogjelden tilknyttes husholdningene og ideelle organisasjoner og måles i løpende millioner kroner. Observasjonene er kvartalsvise. Serien mottatt av Jansen strekker seg fra 1970K1 til og med 2016K3. For at tidsserien skal samsvare med horisonten for datasettet mottatt av Naug brukes en historisk veksttakt lik 1,68 prosent per kvartal til å finne observasjoner i perioden 2016K4-2017K2. Den historiske veksttaket i bruttogjeld baseres på perioden 1990K2-2016K3. En slik forlengelse av datasettet kan svekke validiteten i observasjonene etter 2016K3.

Datasettet fremstår som reliabelt i lys av Jansens ansettelsesforhold ved SSB og tidligere forskningsartikler. Vi får opplyst at serien for bruttogjeld opprinnelig ble brukt til å påvise sammenhenger mellom boligpris- og gjeldsvekst (Anundsen & Jansen, 2013).

### ***Lån med pant i bolig***

Serien for lån med pant i bolig er månedlige observasjoner som strekker seg fra mai 2009 til september 2017. I SSBs (2017h) statistikkbank er både tall for husholdningenes og ideelle organisasjoners nedbetalingslån og rammekreditt tilgjengelig. Vi forutsetter at kun nedbetalingslån er aktuell for lån til boligformål. Typisk vil rammekreditt benyttes til andre formål, som å pusse opp bolig og forbruk. Men oppussing kan indirekte påvirke prisutviklingen for bolig når boligen legges ut for salg i fremtiden. Det kan også tenkes at foreldre stiller med egenkapital til barnas boligkjøp og at denne egenkapitalen er rammekreditt på foreldrenes bolig.

Slik kan opptak av rammekreditt påvirke boligprisutviklingen. Ved å utelukke rammekreditt i vår konstruksjon ser vi i midlertidig bort fra slike effekter. Tall for husholdninger og ideelle organisasjoner danner vårt aggregerte nivå for nedbetalingslån. Vi regner et vektet gjennomsnitt av det aggregerte tallmaterialet slik at vi oppnår kvartalsvise observasjoner.

### ***Kvalitativ informasjon om boliglån***

For å stadfeste hvor stor andel av nedbetalingslån som går til rene boligformål benytter vi kvalitativ informasjon fra de årlige boliglånsundersøkelsene til Fianstilsynet. Et vektet gjennomsnitt i 2014, 2015 og 2016 (Finanstilsynet, 2016, s. 7) gir en andel lik 34 prosent. Studerer man eldre boliglånsundersøkelser holder denne andelen seg relativt stabil. Vi anvender derfor en konstant andel lik 34 prosent til å finne andelen boliglån av nedbetalingslån.

### **Konstruksjonen av variabelen**

I neste steg finner vi hvor stor andel boliglån utgjør av bruttogjeld i husholdningene og ideelle organisasjoner. Vi har nå observasjoner for boliglån som andel av bruttogjeld i perioden 2009K3 til 2017K2. Veksten i bruttogjeld og nedbetalingslån er sterk i perioden etter finanskrisen. Dette kan gjenspeile et kredittmarked ute av balanse. Vi ønsker å stadfeste en gitt andel boliglån av bruttogjeld. Etter 2013 har denne andelen vært konstant lik 10 prosent. På dette grunnlaget forutsettes vår boliglånsvariabel å være 10 prosent av bruttogjeld i husholdninger og ideelle organisasjoner. Andelen vil gjelde for enhver estimeringsperiode i analysen.

## **5.2 Data og kilder for Taylor-modellen**

Ved praktisk bruk av Taylor-regelen er det sentralt at man gjør en vurdering rundt de ulike faktorene som inngår. Spesielt er nivået på den nøytrale realrenten, hvilken prisindeks man anvender, størrelsen på reaksjonskoeffisientene og beregning av produksjonsgapet størrelser som bør presiseres. Det følgende kapittelet tar derfor for seg de ulike dataene og modifiseringen som har blitt utført inn mot analysen.

Formålet med å anvende Taylor-modellen er å sammenlikne disse med Norges Bank sin styringsrente. Det vil derfor være hensiktsmessig å anvende data som i størst mulig grad er i tråd med de sentralbanken bruker i rentevurderingen. Dette er gjennomgående det viktigste vurderingskriterium i utvalgsprosessen.

Analyseperioden for Taylor-renten avgrenses til 2001K1-2017K2. Valget for startperioden blir 2001, da dette var tidspunktet inflasjonsmålet offisielt ble innført. Utenom enkle horisontsformuleringer og presiseringer anser vi fundamentet for norsk pengepolitikk som relativt likt frem til i dag. Analyseperioden avsluttes i 2017K2 siden det var dette som var tilgjengelig da utredningen ble påbegynt.

### **5.2.1 Inflasjon**

Inflasjonen måles i denne utredningen gjennom en konsumprisindeks (KPI). Indeksen publiseres av SSB og er svært mye brukt i norsk sammenheng. SSB beskriver indeksen som utviklingen i konsumpriser for varer og tjenester etterspurt i private husholdninger (SSB, 2017a). Norges Bank bruker blant annet KPI som fundament for sitt operasjonelle mål om årlig vekst i konsumprisene på 2,5 prosent (Norges Bank, 2017c, s. 34). Vi finner det derfor hensiktsmessig å ta utgangspunkt i en indeks som samsvarer med sentralbankens praktisering av pengepolitikken.

Det er formålstjenlig at målet på KPI i størst mulig grad uttrykker det faktiske underliggende prispresset i økonomien. Dette er bedre kjent som kjerneinflasjonen, og er utgangspunktet for validitetsvurderingen. Av den grunn brukes KPI-JAE som input for inflasjon i Taylor-likningen. Indeksen er tilsvarende med KPI, men er justert for avgiftsendringer og energivarer.

Vi argumenterer for at denne gir et bedre mål på kjerneinflasjonen enn KPI, det vil si en høyere validitet. Argumentasjonen for valget er fundamentert i utøvelsen av pengepolitikk i Norge. Forskrift for norsk pengepolitikk uttrykker eksplisitt at det ikke skal tas hensyn til direkte effekter på konsumprisene knyttet til endringer i rentenivået, skatter, avgifter og særskilte, midlertidige forstyrrelser (Forskrift om pengepolitikken, 2001, §1).

Norge er karakterisert som en liten åpen økonomi med en relativt stor energisektor. Økonomien vil av den grunn være svært påvirket av energipriser. Det anses derfor som gunstig å rense for disse effektene i vår sammenheng. Inkludering av avgifter vil også i mindre grad være representativt for den underliggende prisstigningen, da en økning i avgifter intuitivt ikke skal påvirke styringsrenten. For å øke definisjonsvaliditeten og for å være i tråd med norsk pengepolitikk, tar vi derfor utgangspunkt i en indeks som fjerner disse effektene.

Dataene for inflasjonen er gitt av Bjørn Erik Naug i forbindelse med estimeringen av boligprismodellen. Han har kvartalsjustert SSB sin serie for KPI-JAE (SSB, 2017d), og denne anvendes også i Taylor-delen av oppgaven. Det faktum at dataene kommer fra SSB, gjør at reliabiliteten vurderes som god. SSB er Norges statlige instans for offentlige data, og det må derfor antas å være tilstrekkelig kvalitetssikret. Norges Bank anvender også denne dataen i sine modellapparater, noe som også taler for høy reliabilitet.

Serien bearbeides slik at den uttrykkes som en vekstrate. Dette fordi sammenlikningen med inflasjonsmålet baseres på en årlig KPI-vekst på 2,5 prosent. Vi fant det derfor hensiktsmessig å kalkulere en firekvartalsvekst, som måler vekstraten fra samme kvartal et år tilbake. Dette muliggjør utregningen av inflasjonsgapet.

### **5.2.2 Produksjon**

Produksjonsgap og produksjon måles i denne utredningen ved bruttonasjonalprodukt (BNP). BNP har som hensikt å måle verdiskapningen i økonomien og publiseres på kvartalsvis og årlig basis av SSB (2017g). Det er konsensus i makromiljøene knyttet til bruk av BNP som mål for produksjon innen makroøkonomisk analyse. Av den grunn anvendes BNP som utgangspunkt for produksjonsgapet, og validiteten anses i den forstand som høy.

SSB publiserer dataene sesongjustert og i faste priser. Vi finner sesongjusteringen hensiktsmessig. Siden vi anvender tallene på kvartalsform, ønsker vi at svingningene som sådan ikke skal være påvirket av faktorer spesielt knyttet til det enkelte kvartal. SSB uttrykker også at for å sammenlikne BNP over tid, er man avhengig av et referansepunkt i form av måling i faste priser. Dette anses også som hensiktsmessig, da en slik sammenlikning er utgangspunktet for anvendelsen av Taylor-rentene.

Videre argumenterer vi for valg av BNP for Fastlands-Norge i kontekst av vår utredning. Bakgrunnen for å bruke denne fremfor BNP for totaløkonomien er at vi i størst mulig grad ønsker å gjenspeile den nasjonale økonomien. Det faktum at Norge er en liten åpen økonomi, som er særegent avhengig av handel med olje og gass, fordrer at store fluktasjoner utenfor nasjonale forhold vil påvirke produksjonsevnen. Disse seriene vil av den grunn i mindre grad gjenspeile de sær-norske konjunktorene, som er det mest interessante for vår analyse. Anvendelse av BNP for Fastlands-Norge bidrar derfor isolert sett til å øke validiteten.

Dataene for produksjon er lastet ned fra SSBs statistikkbank på kvartalsform, ferdig sesongjustert og i faste 2015-priser. Videre bearbeiding er med andre ord ikke nødvendig. Reliabiliteten anses som god, basert på samme argumentasjon som ved inflasjonen. BNP-serien kan utsettes for revidering ved senere anledninger, som således svekker reliabiliteten. Likevel må det tas utgangspunkt i at SSB har kvalitetssikret dataen sin i tilstrekkelig grad.

Det presiseres at dataene log-transformeres. Log-transformeringen, som rent praktisk gjøres ved å påføre den naturlige logaritmen til hvert datapunkt, utføres på bakgrunn av to hensyn. Det vil for det første sikre lineære parametere i regresjonen for reaksjonskoeffisientene, noe som er en sentral antagelse for å kunne gjennomføre vår estimering. I tillegg forenkler det beregningen av produksjongapet, da logaritmeform gjør det mulig å gjøre en approksimert prosentvis endring.

### **5.2.3 Styringsrente**

Som referansepunkt for Taylor-renten anvender vi Norges Banks foliorente. Norges Bank beskriver foliorenten på sine nettsider som den innskuddsrenten bankene har på sine innskudd opp til en viss grense.

Den største delen av dataserien for styringsrenten er lastet ned fra SSB (2014). SSB publiserer historiske data for styringsrenten. Serien er kvartalsjustert slik at ingen videre justeringer er



nødvendig. Datasettet strekker seg likevel bare til 2014K2. Fra perioden 2001K1-2014K2 anvendes derfor denne serien.

Resterende datapunkter er lastet ned fra Norges Bank (2017d). Sentralbanken publiserer daglige noteringer for styringsrenten samt historiske gjennomsnittrenter på årlig og månedlig basis. Serien fra tidspunkt 2014K3-2017K2 justeres derfor på kvartalsvis form. Vi anser det som mindre hensiktsmessig å bruke aritmetisk gjennomsnitt på styringsrenten. Dette er fordi styringsrente settes på Norges Bank sine rentemøter. Rentemøtene foregår, med unntak av to møter årlig, den siste måneden i hvert kvartal. Dette vil som således føre til at renten i praksis er den samme gjennom ett kvartal.

Da det er SSB og Norges Bank som publiserer dataene vurderes reliabiliteten og validiteten som god, jamfør kvalitetssikringsargumentet gitt ved de andre variablene.

#### **5.2.4 Statsobligasjoner**

En statsobligasjon er et statlig gjeldspapir med løpetid på over 12 måneder. I Norge utstedes statsobligasjoner av Norges Bank og fungerer i all hovedsak som en lånemekanisme. Obligasjonene blir utstedt med en fast kupongrente<sup>5</sup> som utbetales til avtalte tidspunkter i løpet av et år. Ved innfrielse av obligasjonen betaler staten pålydende verdi tilbake til innehaveren, som følgelig sitter igjen med pålydende verdi pluss de utbetalte kupongrentene (Brynildsen, 2009).

Statsobligasjoner fungerer som et alternativt verktøy sentralbanken kan benytte for å regulere pengemengden i økonomien<sup>6</sup>. Ved å utstede flere statspapirer bindes kapitalen i økonomien, noe som reduserer likviditet i markedene. Dette ville vært ønskelig dersom veksttakten er for høy. Tilsvarende vil kjøp av obligasjoner føre til en likviditetsøkning, som kan bidra til å stimulere økonomisk aktivitet.

Bakgrunnen for valget av norske statsobligasjoner er i all hovedsak at terminrenter på statsobligasjoner med lengre løpetid kan være en god indikasjon på et nøytralt nivå i økonomien. Dette er sentralt for validitetsvurderingen. Vi argumenterer for at rentene på statsobligasjoner utstedt i dag skal kunne gjenspeile markedets forventninger om konjunktursituasjonen frem i tid. Statsobligasjonene vi anvender i vår utredning har løpetid på fem og ti år, og forventningene om økonomiens tilstand i tidsperioder så langt frem i tid antas

---

<sup>5</sup> En fast prosentvis sats av pålydende verdi.

<sup>6</sup> Denne måten å regulere pengemengden omtales ofte som åpne markedsoperasjoner.

å være tilnærmet nøytrale. Gitt denne antagelsen er validiteten god, men det fremstår som åpenbart at det kan være flere forhold som gjør antagelsen svak.

Et annet argument for å bruke statsobligasjoner er at de i stor grad er rensket for risikopremier. Risikopremier er et påslag innehaveren krever i samsvar med den forventede risikoen knyttet til obligasjonen. En høy risikopremie vil av den grunn kreves i en situasjon der investoren anser risikoen for at obligasjonen misligholdes eller at andre forhold skal endres betraktelig. Konsekvensen i vår anvendelse av terminrenter vil som sådan være at de implisitte rentene avviker fra markedets renteforventninger. Risikopremier vil av den grunn svekke validiteten.

Vi argumenterer for at statsobligasjoner i stor grad er rensket for slike risikopremier. Dette i den forstand at det anses som svært usannsynlig at staten Norge vil misligholde sine forpliktelser. Noe risikopremie vil likevel trolig bli krevet for å binde opp kapital over en så lang tidsperiode. Tilstedeværelsen av risikopremier vil således svekke validiteten. Likevel anser vi validiteten for terminrentene på statsobligasjoner som tilstrekkelig.

Data for fem- og tiårs statsobligasjoner er lastet ned fra Norges Bank (2017d). Norges Bank er utstederen av statsobligasjonene i tillegg til at disse blir omsatt i markeder. Reliabiliteten til statsobligasjonene anes derfor som god.

Tallene er publisert daglig, månedlig og årlig. Det var derfor et behov for å justere den månedlige serien på kvartalsbasis, slik at de ble samsvarende med resten av datamaterialet. Et kvartalsvis gjennomsnitt ble derfor gjort på serien, tilsvarende med inflasjonstallene. Det presiseres at disse rentene anses som nominelle og derfor må justeres for inflasjon for å kunne uttrykkes i reelle termer, og anvendes som anslag for den nøytrale realrenten.

## **KAPITTEL 6: METODE**

Utredningen benytter ulike metodeverktøy. Metodeverktøyene danner grunnlaget for estimeringer av boligprismodeller og Taylor-regelen. Kapittel 6.1 behandler metoder relevante for boligprismodelleringene, mens kapittel 6.2 gjør rede for nødvendige metoder for å estimere Taylor-rammeverket. Hensikten med kapittelet er av den grunn å presentere metodikken bak modellene vi bruker for å besvare utredningens problemstilling.

### **6.1 Metode for boligprismodellering**

I det følgende presenteres metodikk som er relevant for estimeringen av boligprismodellen. Slik det kommer frem av kapittel 4.1 er rammeverket en feiljusteringsmodell. I det følgende legges

det derfor vekt på å presentere metodikken bak minste kvadraters metode, feiljusteringsmodeller og bakenforliggende, sentrale forutsetninger.

### 6.1.1 Minste kvadraters metode

I estimeringen av boligprismodellen benytter vi metodikken basert på minste kvadraters metode (eng. OLS). I korte trekk minimerer OLS det kvadrerte avviket mellom observasjoner i datautvalget og en estimert, lineær funksjon. En slik multipl og lineær funksjon kan uttrykkes slik:

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3 + \dots + \hat{\beta}_k x_k \quad [6.1]$$

Likningen uttrykker estimater for populasjonens faktiske og ukjente parametere. Formel 6.1 kalles også en multipl regresjon.  $\hat{\beta}_0$  er regresjonens konstantledd, mens  $\hat{\beta}_1$ ,  $\hat{\beta}_2$ ,  $\hat{\beta}_3$  og  $\hat{\beta}_k$  er henholdsvis estimatene til sine respektive, uavhengige variabler. OLS minimerer det summerte og kvadrerte avviket uttrykt i 6.2. I et utvalg med  $n$  observasjoner bestemmes estimatene simultant (Wooldridge, 2014, s. 61).

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik})^2, \quad [6.2]$$

der  $i$  referer til en spesifikk observasjon for en bestemt variabel.  $y_i$  er parameteret for forklart variabel. Deretter settes uttrykket i 6.2 lik null. Det resulterende minimeringsproblemet kan løses ved multivariabel kalkulasjon. Den endelige manipulasjonen presenteres i 6.3.

$$\sum_{i=1}^n x_{ik} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) = 0 \quad [6.3]$$

Uttrykket i 6.3 kalles gjerne de ulike variablenes førsteordenbetingelse. Ved å løse minimeringsproblemet for samtlige uavhengige variabler finner man de respektive estimatene. En slik prosess er tidkrevende og kompleks. Avanserte statistikkprogrammer bruker sekunder på å beregne estimatene. Denne utredningen bruker programmet STATA i alle estimeringer.

### 6.1.2 Feiljusteringsmodell

Estimering av boligprismodellen baserer seg på en feiljusteringsteknikk. I det følgende vil vi studere feiljusteringsmodellens matematiske argumenter.

Utgangspunktet er en såkalt «autoregressive distributed lag model» (ADL). En slik modell har dynamiske egenskaper der en «lagget» spesifisering av både avhengig og uavhengige variabler inngår i modellen. Med «lagget» mener vi en spesifisering av variabelen der tilbakelagte tidspunkter anvendes. For eksempel vil en forklaringsvariabel i periode  $t-1$  kunne forklare

dagens verdi ( $t$ ) i avhengig variabel. En enkel ADL (1,1) kan formuleres slik:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 x_{1t-1} + \varepsilon_t \quad [6.4]$$

Dersom en trekker fra  $y_{t-1}$  på både høyre og venstre side av likhetstegnet i 6.4, samt at man både legger til og trekker fra  $\beta_1 x_{1t-1}$  på høyre side ender man opp med:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_{1t} + (\gamma_1 - 1) y_{t-1} + (\gamma_2 - \beta_1) x_{1t-1} + \varepsilon_t \quad [6.5]$$

Uttrykket i 6.5 kan så manipuleres til:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_{1t} - (1 - \gamma_1) \left[ y_{t-1} - \frac{\gamma_2 + \beta_1}{1 - \gamma_1} x_{1t-1} \right] + \varepsilon_t \quad [6.6]$$

6.6 er en enkel feiljusteringsmodell. Uttrykket tilsier at bevegelser i den kortsiktige variabelen (andre ledd) gradvis justeres inn av langtidssammenhengen (tredje ledd). Feiljusteringsparameteret,  $(1 - \gamma_1)$ , vil bestemme hvor lang tid tilbakevendingen til et langsiktig likevektsnivå tar. Dersom  $\gamma_1 = 1$  vil det ikke finnes noen langtidssammenheng og dermed ingen tilbakejustering. På den annen side vil  $\gamma_1 = 0$  bety en momentan tilbakevending til likevekt. Kommende estimeringer av feiljusteringsmodeller vil bero på denne sammenhengen.

### **Ett- og to-steps feiljusteringsmodeller**

Denne utredningen skiller mellom ett- og to-steps feiljusteringsmodeller. Førstnevnte baserer seg på å estimere både kort- og langtidsvARIABLER i ett steg. Deretter regner en seg tilbake til hva langsiktige estimater er. Slik det fremkommer av formel 6.6 deler man da koeffisienten til den langsiktige variabelen på feiljusteringsparameteret.

Av andre estimeringsteknikker nevnes Engel-Grangers to-stepsmetode og en mer teknisk Johansens metode. Vi vil kommentere førstnevnte. Engel-Grangers to-stepsmetode estimerer i første steg antatte, langsiktige forklaringsvariabler på avhengig variabel. Deretter testes feilleddet for stasjonaritet i undersøkelsen om langsiktige variabler er kointegrerte. Nærmere om stasjonaritet, kointegrasjon og andre forutsetninger for OLS i kapittel 6.1.3.

Dersom det finnes bevis for stasjonaritet kan steg 2 iverksettes. Her estimerer man alle kortsiktige variabler på avhengig variabel samt et lagget feilledd fra steg 1. Koeffisienten til det laggede feilleddet illustrerer langtidssammenhengen funnet i steg 1. Estimater for det samme feilleddet er altså feiljusteringsparameteret, slik man fant ved ett-stepsmetoden.

Metoden basert på ett- og to-steg har både fordeler og ulemper. En ulempe ved begge metoder er at tester for stasjonaritet kan være svake. I sistnevnte er ikke nødvendigvis testing av inferens

for de enkelte estimatene gyldige, noe de på den annen side vil være ved bruk av ett-stegsmetoden (Davidson & MacKinnon, 1993, s. 725). Dette er et sterkt argument for å bruke fremgangsmåten basert på ett steg. Videre vil man ved denne metoden kunne bruke signifikansnivået for feiljusteringparameteret direkte i bevisføringen om langsiktige variabler er kointegrerte eller ikke (Davidson & MacKinnon, 1993, s. 723).

### 6.1.3 Forutsetninger for tidsserieanalyser

Delkapittelet tar utgangspunkt i Gauss-Markov-forutsetningene for tidsserieanalyse. Dersom forutsetningene er oppfylt kan man hevde at estimatene er «best linear unbiased estimators» (BLUE). BLUE er både forventningsrette<sup>7</sup>, konsistente<sup>8</sup> og effektive<sup>9</sup>.

#### **Linearitet og svak avhengighet**

Forutsetningen er at den stokastiske prosessen i  $[(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t): t = 1, 2, \dots, n]$  følger en lineær modell lik:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t, \text{ der } t = 1, 2, \dots, n \text{ observasjoner.} \quad [6.7]$$

Vi vil gjennomgående forutsette at parameterne følger en lineær modell i våre estimeringer.

I tidsserieanalyser er det vanlig å behandle forutsetningen om at  $\{(x_t, y_t): t = 1, 2, \dots\}$  er svakt avhengige og stasjonære prosesser.  $x_t$  uttrykker alle forklarende variabler i modellen.

Variabler med tydelige trender over tid kan være ikke-stasjonære prosesser. En ikke-stasjonær prosess kan uttrykkes ved en funksjon for «random walk» (Wooldridge, 2014, s. 316):

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad [6.8]$$

Formel 6.8 er en tilfeldig gang-prosess. Avhengig variabel i periode  $t$  er forklart av sin verdi i periode  $t-1$  og et feilledd gitt ved  $e_t$ . Dersom  $\rho_1$  tenderer mot å være 1 vil utviklingen i  $y_t$  være sterkt avhengig av foregående verdier av  $y$ . I tilfellet med  $\rho_1 = 1$  vil stokastiske sjokk i  $e_t$  være evigvarende. En tidsserie med en underliggende sterk avhengighet kan lede til villedende og spuriøse resultater. Estimeringen av den endelige boligprismodellen tester om det finnes bevis for at variablene er svakt avhengige og derav stasjonære.

---

<sup>7</sup> Forventningsverdien til estimatene vil være lik populasjonens parameter (Wooldridge, 2014, s. 75).

<sup>8</sup> Konsistens betyr at estimatoren vil nærme seg det sanne parameteret når utvalgsstørrelsen øker (Wooldridge, 2014, s. 136).

<sup>9</sup> Minste kvadratets metode minimerer variansen til estimatorene (Wooldridge, 2014, s. 148).

### **Ingen perfekt kolinearitet**

I tidsserieanalyser forutsetter man at ingen uavhengige variabler i utvalget er en konstant eller en perfekt lineær funksjon av hverandre. En slik sammenheng i den underliggende tidsserien kalles perfekt kolinearitet. STATA vil automatisk ekskludere variabler som har perfekt korrelasjon med en annen uavhengig variabel. På dette grunnlaget antar vi at denne forutsetningen er oppfylt i våre estimeringer.

### **«Zero conditional mean»**

Forutsetningen om «zero conditional mean» omtales gjerne som en kritisk antagelse i tidsserieanalyser. Gitt foregående antagelser sikrer denne forutsetningen i beste fall forventningsrette estimatorer. Man skiller mellom streng og sammenfallende eksogenitet ved antagelsen. Dersom streng eksogenitet for modellens uavhengige variabler antas oppfylt, kan man hevde forventningsrette estimatorer. Sammenfallende eksogenitet er en svakere forutsetning, men sikrer på sin side estimatorer som er konsistente. Streng eksogenitet uttrykkes slik (Wooldridge, 2014, s. 280):

$$E(u_t|\mathbf{X}) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [6.9]$$

$\mathbf{X}$  uttrykker her alle uavhengige variabler i alle tidsperioder. Formel 6.9 impliserer altså at feilledet i periode  $t$  skal være ukorrelet med alle uavhengige variabler i enhver tidsperiode. I regresjoner basert på tidsseriedata er denne forutsetningen ofte betraktet som for ambisiøs. En feiljusteringsmodell vil for eksempel åpenbart bryte antagelsen. Grunnen er at en lagget spesifisering av avhengig variabel er inkludert som forklarende variabel. I et slikt tilfelle må man anta sammenfallende eksogenitet (Wooldridge, 2014, s. 280):

$$E(u_t|x_{t1}, \dots, x_{tk}) = 0 \quad [6.10]$$

Dersom forutsetningene om eksogenitet for enkelte variabler ikke er oppfylt, kalles variablene endogene. Den forestående estimeringen tester om det finnes bevis for endogenitet i utvalgte variabler.

### **Homoskedastisitet**

En annen sentral forutsetning i tidsserieanalyse er at variansen til feilledet er konstant over ulike verdier for de forklarende variablene i alle tidsperioder. Dette kalles homoskedastisitet. Utredningen antar at variansen er konstant over forklarende variabler i *samme* tidsperiode. Sammenfallende homoskedastisitet formuleres i 6.11 (Wooldridge, 2014, s. 312). Dersom variansen samvarierer med verdien av forklarende variabler har man heteroskedastisitet.

$$\text{Var}(u_t|x_t) = \sigma^2, \quad \text{hvor } \mathbf{x}_t = (x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}) \quad [6.11]$$

En slik samvariasjon vil hverken påvirke forventningsverdien til estimatorene eller deres konsistens, noe som betyr at estimatene ikke blir forventningsskjeve ved heteroskedastisitet. På den annen side vil standardavvikene til estimatorene bli forventningsskjeve. I et slikt tilfelle kan vi ikke validere inferenstester basert på t- og F-fordelinger. I så fall er ikke signifikanstestene for individuelle og samlet effekt ved estimatene gyldige. Antagelsen om homoskedastisitet behandles i estimeringen.

### **Ingen autokorrelasjon**

Autokorrelasjon betegnes som korrelasjon mellom feilleddet over tid. På lik linje med heteroskedastisitet vil standardavvikene til estimatorene også her bli forventningsskjeve. Ved påvist autokorrelasjon kan inferenstestene slik omtalt over ikke valideres. Fraværet av autokorrelasjon uttrykkes slik (Wooldridge, 2014, s. 283):

$$\text{Corr}(u_t, u_s | \mathbf{X}) = 0, \text{ for alle } t \neq s \quad [6.12]$$

Det kommer frem av formel 6.12 at feilledd i ulike tidsperioder ikke skal korrelere betinget på  $\mathbf{X}$ . Normalt sløyfes betingelsen av  $\mathbf{X}$  siden fraværet av korrelasjon uansett må være oppfylt. Dermed har vi den forenklete antagelsen:

$$\text{Corr}(u_t, u_s) = 0, \text{ for alle } t \neq s \quad [6.13]$$

Tester som kan avdekke autokorrelasjon anvendes i boligprismodellestimeringen, og vises i appendikset.

### **Normalfordelte feilledd**

Normalitet forutsetter at feilleddet i periode  $t$  er uavhengig av  $\mathbf{X}$  og er uavhengig og identisk distribuert ved (Wooldridge, 2014, s. 285):

$$\text{Normal}(0, \sigma^2) \quad [6.14]$$

6.14 uttrykker normalfordelte feilledd. Dersom slik normalfordeling kan antas vil inferenstesting av modellens estimer i utgangspunktet være gyldige. Forutsetningen behandles i estimeringen.

## **6.2 Metode for renteanalysen**

Dette kapittelet gjør rede for fremgangsmåter som senere vil danne grunnlaget for den pengepolitiske analysen. I det følgende presenteres derfor metodikken bak konstruksjonen av det implisitte målet på den nøytrale realrenten, Hodrick-Prescottfilteret (HP-filter) og estimeringen av reaksjonskoeffisienter i Taylor-likningen.

## 6.2.1 Beregning av terminrenter

Vi ønsker i denne utredningen å anvende renten på statsobligasjoner til å konstruere en implisitt terminrente. Justert for inflasjon, anvendes denne i det videre som instrument for den nøytrale realrenten i Taylor-likningen. Argumentasjonen bak valget begrunnes i to forhold. For det første anses Taylors antagelse om en konstant nøytral realrente på 2 prosent som til dels svakt for vårt analyseformål. Dette i den forstand at det er en rimelig antagelse at nøytralrenten vil variere over tid og vil avhenge av faktiske realøkonomiske forhold.

Taylor konstruerte for det andre sin modell basert på amerikansk økonomi. Aspekter ved det økonomiske systemet i Norge er i stor grad forskjellig fra det amerikanske, noe som isolert sett også taler for egen beregning. Norge er kjent som en liten og åpen økonomi, til sammenlikning med USA som er vesentlig større og mer lukket. Implikasjonen av dette er blant annet at norske renter påvirkes mer av internasjonale forhold og det er derav grunn til å hevde at det er forskjell på amerikanske og norske renter. Vi anser det derfor som formålstjenlig å estimere vårt eget mål for den nøytrale realrenten.

Vi vil først gjøre rede for utregningen av den implisitte terminrenten som anvendes som instrument for den nøytrale realrenten. Metoden baseres på Bernhardsens artikkel (Norges Bank, 2011). Som forklart i kapittelet for anvendt data, tar vi utgangspunkt i norske 10- og 5-års statsobligasjoner. Gitt en horisont på ti år kan en investor enten investere i en 10-årsobligasjon direkte. Alternativt kan det investeres i en 5-årsobligasjon, motta kupong og tilbakebetaling ved forfall i år 5 og reinvestere en ny obligasjon på 5 år. Intuisjonen bak metodikken er at den implisitte renten er renten som gjør de to investeringsalternativene like. Matematisk ser det ut som følgende:

$$(1 + i_{10 \text{ år}})^{10} = (1 + i_{5 \text{ år}})^5 (1 + i_{5 \text{ års om 5 år}})^5 \quad [6.15]$$

der  $i_{5 \text{ års om 5 år}}$  er den implisitte femårsrenten om fem år. Det blir som sådan en likning med en ukjent, og ved å transformere til logaritmisk form kan man løse for den implisitte renten:

$$10 \ln(1 + i_{10 \text{ år}}) = 5 \ln(1 + i_{5 \text{ år}}) + 5 \ln(1 + i_{5 \text{ års om 5 år}}) \quad [6.16]$$

$$i_{5 \text{ års om 5 år}} \approx 2i_{10 \text{ år}} - i_{5 \text{ år}} \quad [6.17]$$



Den implisitte renten skal anvendes som instrument for den nøytrale realrenten og uttrykkes altså ved to ganger renten på 10-årsobligasjoner fratrukket renten på 5-årsobligasjonen. Bemerk at dette kun er en mekanisk definisjonssammenheng basert på logaritmer, som av den grunn gir en approksimasjon.

Renten på statsobligasjonene er nominelle. For å uttrykke nøytralrenten i reelle termer, er det av den grunn nødvendig å justere for inflasjon. Vi bruker inflasjonsmålet på 2,5 prosent. Dette vurderes plausibelt da en langsiktig nøytralrente er assosiert med inflasjonsforventninger lik inflasjonsmålet, gitt at sentralbanken fører et troverdig og internalisert regime. Dette må anses som tilfellet i norsk økonomi. I tillegg vil et nøytralt nivå på økonomien tilhøre et lukket inflasjonsgap, som også anfører at inflasjon er lik 2,5 prosent.

### 6.2.2 HP-filteret

Et HP-filter er en kvantitativ teknikk som anvendes for å estimere den langsiktige trendkomponenten i en tidsserie. Formålet med metoden er å avdekke hvorvidt faktiske verdier avviker fra fundamental trend. Vår utredning anvender HP-filteret på BNP-serier for å estimere en trend som anslag på nivået for potensiell produksjonsevne. Det anvendes også for å redusere volatiliteten i serien for nøytrale realrenter.

Filteret baseres på å dekomponere den opprinnelige tidsserien inn i to komponenter; en trendkomponent og syklisk komponent (1). Trenden estimeres ved å glatte avstanden mellom datapunktene i tidsserien. På den måten er det mulig å transformere en høyfrekvent serie til en serie med vesentlig lavere frekvens (Norges Bank, 2013, s. 9). På matematisk form uttrykkes HP-filteret slik, der hensikten er å finne trenden som minimerer følgende sum:

$$(1) \quad y_t = g_t + c_t$$

$$(2) \quad \min_{g_t} \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t)(g_t - g_{t-1})]^2$$

Tabell 6.1. HP-filteret.

Likning (1) i tabell 6.1 uttrykker at observert verdi  $y_t$  består av en trendkomponent  $g_t$  og en syklisk komponent  $c_t$ . Ved å ta utgangspunkt i likningen utledes HP-filteret, gitt ved (2). Første

ledd av uttrykket har som hensikt å finne verdien som minimerer differansen mellom observerte verdier og trend. Leddet er følgelig et uttrykk for den sykliske komponenten  $c_t$ . Det neste leddet uttrykker endringen i trendvekst mellom perioder. Endringen i trend vektlegges med en positiv parameter lambda ( $\lambda$ ). Lambda fungerer som en glattingsparameter, der verdien avgjør i hvilken grad serien justeres. Begge ledd kvadreres for å vektlegge positive og negative avvik like mye, samt at større avvik har større betydning.

Verdien av lambda bestemmes eksogent og er avgjørende for modellen. Lambda bestemmes i intervallet  $[0, \infty)$ . Verdien avgjør i hvilken grad trendveksten vektlegges, og innebærer at en høyere lambda fører til en mer glattet serie. Konjunktorene vil som følge gjøre større utslag. Det er ingen eksplisitt regel for hva verdien skal være, og fastsettes derfor etter formål. Likevel kan det argumenteres for at den bør øke ved lengre analyseperiode fordi dette fører til en glattere trend.

Denne utredningen baserer seg på lambda lik 40000. Det er svært vanlig for mange land å anvende en lambda lik 1600 for kvartalvise data. Vi velger likevel å lene oss på forskning utført av SSB som hevder at Norge bør anvende en høyere verdi, basert på at Norge er noe annerledes sammensatt enn andre økonomier.

HP-filteret anses som et anvendelig analyseverktøy for å måle trend, og er svært mye brukt i makroanalyse. Det er likevel svakheter ved filteret. Som følge av svakhetene vil det være sentralt å være kritisk til mekanisk bruk av HP-filteret. Dette drøftes i det videre.

### ***Valg av lambda***

Valget av lambda vil være svært sentralt for resultatene ved bruk av HP-filteret. Det er derfor en svakhet at parameteren settes skjønsmessig. Den kan velges etter formål og varierer også mellom land. Manipulering av lambda svekker analysens troverdighet. Mekanisk bruk av filteret er følgelig lite hensiktsmessig og redegjørelse for valgt verdi bør foreligge.

### ***Endepunktproblematikk***

Endepunktfeil oppstår ved bruk av HP-filteret fordi trendveksten i periode  $t$  beregnes med utgangspunkt i observerte verdier fra tidligere periode  $t-1$  og kommende perioder  $t+1$ . Av dette følger det at estimatoren ved begynnelsen av datasettet kun vektlegger faktiske og fremtidige tall. Tilsvarende vil forekomme på slutten av datasettet da det kun er faktiske og historiske tall å basere seg på.

Dette innebærer at filteret gradvis baseres på ensidige observasjoner ettersom man nærmer seg endepunktene, mens de observerte verdiene vektlegges for mye ved begynnelsen og slutten av datasettet. Dette kan føre til en estimator som over- eller undervurderer trendveksten og kan være misvisende. Løsningen på et endepunktproblem kan være å justere lambda, bruke prognosetall ved slutten av serien og/eller starte analyseperioden senere i datasettet.

### ***Realtidsfeil***

Et underliggende problem ved estimeringen av HP-filteret er knyttet til målingen av serien. Naiv bruk vil derfor være lite hensiktsmessig da trenden er beregnet med utgangspunkt i data som vil kunne være utsatt for revideringer (Norges Bank, 2013, s. 9). Revisjon av data kan være et resultat av eksempelvis endring av metode for måling eller usikkerhet knyttet til nyere observasjoner. Derfor oppfordres det til varsom bruk av filteret fordi konklusjoner basert på serien kan vise seg å være misvisende ved et senere tidspunkt.

### **6.2.3 Estimering av reaksjonskoeffisientene**

Som forklart i kapittelet for anvendt data forsøker vi å estimere reaksjonskoeffisientene i Taylor-likningen for å gjøre modellen mer tilpasset norsk økonomi. Regresjonsanalysen baseres på OLS. Vi estimerer likningen:

$$i_t = r_t^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad [6.18]$$

Regresjonen estimeres på bakgrunn av minste kvadraters metode. Den baseres følgelig på forutsetningene for OLS gitt tidligere i kapittelet.  $r_t^*$  er i denne sammenhengen den nøytrale realrenten og terminrentene er derfor fratrukket inflasjon.

### ***Framover- eller bakoverskuende Taylor-regel***

Taylor-modellen kan spesifiseres forskjellig etter formålshensyn. Mye av forskningen på Taylor-regler bygger av den grunn på en problemstilling om hvorvidt regelen skal spesifiseres som framover- eller bakoverskuende. Valg av spesifisering vil være sentral for slutningene Taylor-modellen avgir, spesielt med hensyn på estimeringen av reaksjonskoeffisientene senere i oppgaven. Det er av den grunn behov for å presisere de vanligste spesifiseringene og valget for denne utredningen.

En framoverskuende regel baserer seg på prognosedata og forventningen av de fundamentale verdiene for regelen. Den er således mer framtidsrettet. Norges Bank utarbeider og anvender sine egne prognoser i kalkulasjonen av sine rentebaner. En spesifisering av denne typen kan være fordelaktig fordi det er nettopp et slikt framoverskuende perspektiv sentralbanker må

støtte seg på i forbindelse med rentesettingen. Det er i den grad mer konsistent med tidsetterslepet i pengepolitikken, og hadde i den forstand vært ønskelig dersom man vil forklare hvordan sentralbanken faktisk reagerer på avvik i økonomien.

Videre kan Taylor-modellen alternativt spesifiseres som en bakoverskuende modell. En bakoverskuende modell baserer seg på historisk observert data, og derav ofte laggede variabler på inflasjon og produksjon. Dette impliserer at det er dagens verdi av produksjon og inflasjon som er gjeldende i rentevurderingen. Vi velger i denne utredningen å spesifisere Taylor-modellen som bakoverskuende. Bakgrunnen for dette valget er blant annet at Taylor-regelen i utgangspunktet var ment for å være en regel av denne typen. Det er i tillegg en krevende øvelse å gjøre gode makroøkonomiske prognoser i den forstand at offentlige tall ofte revideres og det er usikkerhet knyttet til treffsikkerheten. Dette kan føre til feilaktige konklusjoner dersom analysen i realiteten baseres på uriktige tall.

Ved å basere seg på Norges Bank sine prognoser ville analysen også i mindre grad vært uavhengig. Vi ønsker å anvende Taylor som et sammenlikningsgrunnlag, og det anses derfor som mindre hensiktsmessig å basere den på samme prognoser. Prognosene kunne riktignok vært gjort, og det anses som potensiell svakhet ved utredningen. Da Taylor-modellen i vår sammenheng skal supplere den kontrafaktiske analysen, anser vi det likevel som mest formålstjenlig å basere oss på en bakoverskuende regel basert på historiske data.

## **KAPITTEL 7: ESTIMERING AV BOLIGPRISMODELL**

### **7.1 Estimeringsresultater**

I første delkapittel legges estimeringsresultatene fra ulike spesifiseringer av boligprismodellen frem. Først vil Jacobsen og Naug (2004a) replikeres. I andre rekke estimeres deres modell over det oppdaterte datasettet. Deretter presenteres en alternativ boligprismodell, før tilhørende robusthetstester foreligger. Avslutningsvis studerer vi modellens prediksjonsegenskaper.

#### **7.1.1 Estimering av Jacobsen og Naugs modell**

Vi har mottatt et (tilnærmet) originalt datasett fra Naug. Det oppdaterte datasettet omtalt i kapittel 5.1 og skiller seg fra det originale settet på to måter. Et aspekt er at flere av tidsseriene har blitt revidert i ettertid og derfor har vi nå tilgang til oppdaterte og mer korrekte tall. Videre har vi naturligvis tilgang på en lengre tidsserie enn Jacobsen og Naug hadde i 2004. Dette vil etter egne vurderinger og konversasjon med Naug ha implikasjoner for resultatene i denne

estimeringen. I tabell 7.1 presenteres resultatene vi får fra estimeringen med (tilnærmet) originalt og oppdatert datasett.

$\Delta$ boligpris	(1) Reestimering Jacobsen og Naug (2004) – originalt datasett		(2) Reestimering Jacobsen og Naug (2004) – oppdatert datasett		(3) Reestimering 1990K2-2017K2 – oppdatert datasett	
	koeffisient	t-verdi	koeffisient	t-verdi	koeffisient	t-verdi
$\Delta$ inntekt <sub>t</sub>	0,12*	1,95	0,32	0,29	0,36	0,70
$\Delta$ RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t</sub>	-3,16***	-7,04	-3,14***	-6,56	-3,00***	-6,11
$\Delta$ RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t-1</sub>	-1,47***	-3,26	-1,71***	-3,41	-0,83*	-1,66
FORV <sub>t</sub>	0,05***	3,09	0,03**	2,57	0,02***	3,19
boligpris <sub>t-1</sub>	-0,12***	-5,69	-0,14***	-5,62	-0,07***	-3,52
RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t-1</sub>	-4,46***	-3,28	-4,00	-1,55	-14,42***	-4,86
ledighet <sub>t</sub>	-0,45**	-4,29	-0,38**	-2,53	-0,32*	-1,76
(inntekt-boligmasse) <sub>t-1</sub>	1,66***	4,05	1,77***	4,11	1,32*	1,98
S1	0,04***	3,35	0,04***	6,70	0,04***	7,92
S2	0,02*	1,80	0,02***	3,47	0,02***	4,19
S3	0,01	0,74	-0,00	-0,21	0,00	0,87
KONSTANT	0,56***	3,44	1,35***	5,54	0,64***	3,13
Observasjoner	56		56		109	
R <sup>2</sup>	0,8772		0,8746		0,7216	
Standardavvik	0,0147		0,01423		0,01666	
F-test	28,57		27,89		22,85	
DW	2,57		2,63		1,35	
Q(1)	5,34**		6,14**		10,97***	
Q(4)	10,20**		8,51*		32,32***	

Tabell 7.1. Resultater fra reestimering over perioden 1990K2-2004K1 og 1990K2-2017K2. Signifikans på \*10%-, \*\*5%- og \*\*\*1%-nivå.

I tabell 7.1 er resultatene fra tre regresjoner presentert. Første regresjon er vår eksakte replikasjon av fremgangsmåten til Jacobsen og Naug (2004a). Resultatene er nærmest identiske med den originale boligprismodellen i tabell 4.1. Variablene for langsiktig rente etter skatt og forventninger har avvik på andre desimal. Sistnevnte kan muligens skyldes ulik konklusjon i

avrunding<sup>10</sup>. Datasettet oppgis ellers til å være tilnærmet likt. I tillegg brukte forfatterne et annet statistikkprogram enn hva vi benytter. På tross av disse mulige feilkildene anses replikasjonen som vellykket. Andre estimeringer kan derfor bero på samme fremgangsmåte.

Regresjon (2) er en reestimering ved bruk av det oppdaterte datasettet. Her benyttes samme samme estimeringsperiode som regresjon (1). Som følge av revideringen av dataserier ser vi at enkelte koeffisienter endrer størrelsesorden, mens fortegnene samsvarer med replikasjonen. I tillegg har t-verdiene knyttet til de ulike estimatene endret seg i regresjon (2). Den mest betydelige endringen skjer ved langsiktig rente etter skatt som nå er insignifikant.

I regresjon (3) presenteres resultatene fra boligprislikningen der data i perioden 1990K2-2017K2 er benyttet. Siden estimeringsperioden utvides er det naturlig å forvente avvik i resultatene. Blant annet ser vi vesentlige endringer i estimatet for rente etter skatt både på kort og lang sikt. Implikasjonene er at endringer i rentenivået fører til store utslag i boligprisveksten når regresjon (3) benyttes.

### **7.1.2 Alternativ boligprismodell**

Vi presenterer i denne delen vår alternative boligprismodell. Modellen tar utgangspunkt i modelleringen til Jacobsen og Naug. Samtidig tar vi hensyn til sentral kritikk av modellen. Den konstruerte boliglånsvariabelen inkluderes, mens variabelen for langsiktig ledighet ekskluderes. Videre følger begrunnelser for våre valg og deretter presenteres resultatene fra den endelige estimeringen i tabell 7.2. Resultatene drøftes i kapittel 7.2 med estimatene i regresjon (3) som sammenligningsgrunnlag. Den alternative boligprismodellen anvendes i den forestående kontrafaktiske analysen i kapittel 9.

Fredriksen (2007) argumenterer for at en trend bør inkluderes i modellen. I tråd med hennes argumentasjon inkluderes en slik trend i likningen. I tillegg er det ønskelig å kontrollere for boliglån i boligprismodellen. Vi forventer at kredittpraksisen og tilhørende utlånsvolum har effekt på utviklingen i boligpriser, og derfor inkluderinges den konstruerte boliglånsvariabelen.

Ledighet i langtidssammenhengen fjernes i vår alternative modell. Av regresjon (3) i tabell 7.1 ser vi at variabelen kan forkastes ved et 5 prosents signifikansnivå. I tillegg argumenterer ikke Jacobsen og Naug (2004a) for å inkludere variabelen i utgangspunktet. Det kommer frem at modellen deres er et resultat av variabler som ga best føyning. Ved et eksperiment der ledighet inngår på lagget form i regresjon (3), i samsvar med andre langsiktige variabler, forkastes

---

<sup>10</sup> Forventningskoeffisienten er eksakt 0,447117 ved estimeringen.

variabelen klart på 10 prosents signifikansnivå. Samtidig er koeffisienten svært lav<sup>11</sup>. Eksperimentet og en signifikansgrense på 5 prosent gir holdepunkter for å sløyfe variabelen.

Det må presiseres at Jacobsen og Naug (2004a, s. 236) korrigerer sin forventningsvariabel for effekter av ledighet og rente. Bevegelser i ledigheten evner derfor ikke å påvirke boligprisene indirekte gjennom variabelen for forventninger. På den annen side kan det tenkes at andre variabler i boligprislikningen påvirkes av endring i ledighet. Det er nærliggende å tro at ledighetsnivået påvirker inntektsnivået både i økonomien som helhet, men også på individuelt plan. Bortfallet av inntekt er gjerne den største konsekvensen for en arbeidstaker.

En enkel regresjon med inntekt som avhengig variabel og arbeidsledighet og trend som forklarende variabler, gir en signifikant<sup>12</sup> arbeidsledighetselastisitet på -0,11. Dermed kan endring i inntekt gjenspeile noe av effekten ledighet har på boligprisene. Tabell 7.2 og tilhørende regresjon (4) gir en høyere forklaringskraft enn tidligere. Vår alternative modell forklarer altså mye av bevegelsene i boligpris selv om ledighet er ekskludert.

$\Delta$ boligpris <sub>t</sub>	<b>(4)</b> Alternativ boligprismodell 1990K2-2017K2 – oppdatert datasett	
	koeffisient	t-verdi
$\Delta$ boliglån <sub>t</sub>	0,77**	2,51
$\Delta$ inntekt <sub>t</sub>	1,04***	2,69
$\Delta$ RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t</sub>	-2,58***	-5,31
$\Delta$ RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t-1</sub>	-0,82*	-1,67
FORV <sub>t</sub>	0,02***	3,31
boligpris <sub>t-1</sub>	-0,12***	-4,50
RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t-1</sub>	4,05**	-2,12
(inntekt-boligmasse) <sub>t-1</sub>	0,70	1,56
S1	0,05***	6,84
S2	0,02***	3,54
S3	0,01**	2,12
TREND	0,001**	2,14
KONSTANT	0,51**	2,07

<sup>11</sup> Koeffisienten for ledighet<sub>t-1</sub> ble -0,01 med en p-verdi lik 0,44.

<sup>12</sup> Estimatet er signifikant på 1 %-nivå.

<i>Observasjoner</i>	109	
$R^2$	0,7314	
<i>Standardavvik</i>	0,01645	
<i>F-test</i>	21,78	
<i>DW</i>	1,53	
<i>Q (1)</i>	5,96**	
<i>Q (4)</i>	17,17***	

Tabell 7.2. Resultater ved alternativ boligprismodell. Signifikans på \*10 prosent-, \*\*5 prosent- og \*\*\*1 prosentnivå.

En sammenfattet drøftelse av estimatene vil foreligge i kapittel 7.2. I neste steg undersøker vi robustheten til modellen i regresjon (4). Deretter vil vi avslutte kapittel 7.1 med å undersøke dens prediksjonsevne.

### 7.1.3 Robusthetstester for alternativ boligprismodell.

Delkapittelet tar for seg sentrale forutsetninger som til sammen danner modellens robusthet. Grunnlaget for testene er forutsetningene i kapittel 6.1.3. Dersom disse er oppfylte kan vi hevde estimatorer som er BLUE. Den gjennomgående strukturen i dette delkapittelet er at slutninger presenteres i det videre, mens resultater i form av tabeller og figurer finnes i appendiks.

#### **Normalfordelte feilledd**

Som vårt beste estimat for feilleddene undersøker vi modellens residualer for normalfordeling. På bakgrunn av histogrammet i A1.1 kan vi hevde normalfordeling av feilleddene.

#### **Autokorrelasjon**

Durbin-Watson (DW) -testen for autokorrelasjon anvendes ofte. Jacobsen og Naug (2004a) impliserer at autokorrelasjon ikke er et problem i deres modell ved å presentere en DW-verdi lik 2,57, se regresjon (1). Videre impliserer verdien at hverken positiv eller negativ autokorrelasjon kan hevdes.

Det er sentrale problemstillinger ved å benytte seg av DW-testen for autokorrelasjon i tidsserieanalyse. For det første er testen kun i stand til å avdekke autokorrelasjon av første orden. For det andre er ikke testen anvendbar i modeller der avhengig variabel inngår på lagget form (Wooldridge, 2014, s. 338), i vårt tilfelle variabelen for boligpris. Her vil DW-verdien tendere mot 2, noe som øker sannsynligheten for å beholde nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. Testingen av autokorrelasjon lener seg derfor på andre tester.



Først gjennomføres en uformell test. En studie av figur A1.2 indikerer at positiv autokorrelasjon kan være tilstede i vår alternative modell. Deretter gjennomføres en Ljung-Box-test for formell avdekking av autokorrelasjon. Testen er i stand til å finne statistiske bevis for korrelasjon mellom feilledd av høyere orden. Ljung-Box-testen spesifiserer utvalget av lags. Eksempelvis kan testen påvise korrelasjon mellom 1. ordens lag og 3. ordens lag i feilleddet.

Det anses naturlig å teste for 1. og 4. ordens lags på bakgrunn av kvartalsvise data. Antagelsen om å teste for første- og fjerdeordens lags støttes ut i fra en Cumby-Huizinga-test (ikke vist) for autokorrelasjon. Her er det signifikante bevis (5 prosentnivå) for at det finnes autokorrelasjon mellom lagene av par opptil femte lag.

I tabell 7.1 og 7.2 presenteres Ljung-Box-verdien ved Q og antall spesifiserte lags i parentes. En ser at det er gjennomgående sterke bevis for å forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon, spesielt i vår alternative modell. Tilsvarende signifikansresultater (ikke vist) finnes dersom den alternative modellen testes for autokorrelasjon robust for heteroskedastisitet. Heteroskedastisitet omtales i neste delkapittel.

### ***Heteroskedastisitet***

Siden autokorrelasjon har blitt påvist i modellen, er man ikke i stand til å validere testene for heteroskedastisitet (Wooldridge, 2014, s. 353). Grunnen er at residualene som benyttes i de ulike testene i utgangspunktet er forventningsskjeve, noe som kan gi falske testresultater. Eventuelle funn av heteroskedastisitet vil for våre formål ha samme implikasjoner som autokorrelasjon. Implikasjonene vil være invalide standardavvik, t- og F-tester, men fortsatt mulig forventningsrette og konsistente estimatorer for modellens variabler (Wooldridge, 2014, s. 353). Vi finner det derfor ikke nødvendig å undersøke for heteroskedastisitet.

### ***Stasjonaritet***

Vi undersøker om variablene som inkluderes i den alternative boligprismodellen er stasjonære prosesser. Tidsserier med ikke-stasjonære prosesser kan lede til spuriøse resultater i en regresjon.

Vi benytter en «Dickey-Fuller-Generalized-Least-Squares»-metode (DFGLS) i testingen for stasjonaritet. Resultatene presenteres i tabell A1.1. Det finnes kun tilstrekkelige bevis for at forventningsvariabelen er stasjonær. Resterende variabler antas å være integrerte av første orden, såkalte  $I(1)$ -prosesser. Det vil si at en differensiering av variablene gir en svakt avhengig serie, med andre ord en  $I(0)$ -prosess.

Variablene i langtidssammenhengen differensieres ikke. Sammenhengen kan likevel brukes dersom variablene kointegrerer. Det vil si at differansen mellom variablene er en stasjonær prosess. I en feiljusteringsmodell tester koeffisienten foran langtidssammenhengen indirekte for dette. Hvis estimatet for lagget boligpris ligger mellom -1 og 0 er dette bevis for at langtidslievekten kointegrerer. I den alternative modellen er koeffisienten -0,12 og signifikant på 1 prosentnivå. Dette er tilstrekkelige bevis for at langtidssammenhengen er gyldig.

Som en siste validering av stasjonaritet testes modellens residualer. En DFGLS-test<sup>13</sup> indikerer at feilleddene er stasjonære. Testene som er utført gir sterke holdepunkter for at modellen i utgangspunktet er gyldig. Estimaten vil være konsistente dersom forutsetningen om sammenfallende eksogenitet er oppfylt. Dette behandles under.

### **Endogenitet**

I testingen for endogenitet i boliglånsvariabelen benyttes instrumentene  $\Delta$ inntekt<sub>t-1</sub>,  $\Delta$ boligpris<sub>t-1</sub> og  $\Delta$ boliglån<sub>t-1</sub>. Det forutsettes at instrumentene i seg selv er eksogene. I utgangspunktet mistenkes  $\Delta$ boliglån<sub>t</sub> å være endogen. Da kan samme begrunnelse gjelde for  $\Delta$ boliglån<sub>t-1</sub>. Selv om  $\Delta$ boligpris<sub>t</sub> antas å være en stasjonær prosess kan foregående verdier påvirke dagens verdi. I så fall vil instrumentet ikke være eksogent. Variabelen  $\Delta$ inntekt<sub>t</sub> er inkludert i den alternative modellen og antas derfor eksogent. På samme grunnlag antas  $\Delta$ inntekt<sub>t-1</sub> å være eksogen. Instrumentene har samlet relevans<sup>14</sup>.

Det gjøres to endogenitetstester. Den første testen benytter residualene i en regresjon der boliglånsvariabelen er forklart variabel og instrumentene er uavhengige variabler. Andre test utvider regresjonen med alle (antatt) eksogene variabler i den alternative boligprismodellen. Deretter inkluderes residualene i to separate boligprislikninger. Residualene vil fange opp den delen av boliglån som er endogen. Testene undersøker signifikansen til residualestimatet. Første test gir p-verdi lik 0,014. Andre test gir p-verdi lik 0,041. På 5 prosents signifikansnivå kan nullhypotesen om eksogenitet dermed forkastes.

Det kan også tenkes simultanitetseffekter mellom boligpris og boligmasse. Det utføres to endogenitetstester for boligmasse med samme fremgangsmåte som over. Byggekostnader benyttes som instrument for boligmasse. Instrumentet er relevant<sup>15</sup>. Første test gir en p-verdi lik 0,32 og andre test gir 0,43 i p-verdi. Man kan dermed ikke hevde endogenitet i boligmasse.

---

<sup>13</sup> DFGLS (se tabell A1.1) gir en testverdi lik -2,79 uten trend. Verdien er signifikant på 10 prosentnivå.

<sup>14</sup> F-verdi på 10,81 som er signifikant på 1 prosentnivå.

<sup>15</sup> F-verdien er stor og dermed signifikant på 1 %-nivå.

Det er viktig å presisere at byggekostnader kan påvirke boligprisutviklingen og at instrumentet dermed kan være endogent.

På lik linje med vurderingene over kan andre variabler i den alternative modellen tenkes å være endogene. Utlånsrentene kan både påvirkes av verdien av bolig som panteobjekt og styringsrenten. Sentralbanken kan ta hensyn til boligprisutviklingen i rentesettingen. I mangelen på et godt instrument for utlånsrenter testes det ikke for endogenitet.

I samsvar med diskusjonen av mulige problemer med endogenitet i variablene for boliglån, utlånsrenter og boligmasse kan det argumenteres for at andre faktorer i modellen er endogene. Dersom det finnes bevis for at variablene er endogene er instrumentvariabelestimering (IV-estimering) en fornuftig tilnærming. En slik estimering ligger utenfor rammene for vår utredning og vil derfor ikke bli gjennomført. Videre i analysen er det midlertidig viktig å være klar over implikasjonene endogenitet fører med seg i tolkninger av resultatene.

#### **7.1.4 Alternativ modell som prediksjonsverktøy**

Jacobsen og Naug (2004a) fastslår at boligprismodellen ikke er utformet med hensyn på å predikere fremtidig utvikling i boligpriser. På den annen side illustrerer forfatterne at modellen føyer godt med historisk boligprisutvikling. Motivert av å bruke modellen som et prediksjonsverktøy presenteres dens evne til å predikere.

#### ***Predikasjon på kort og mellomlang sikt***

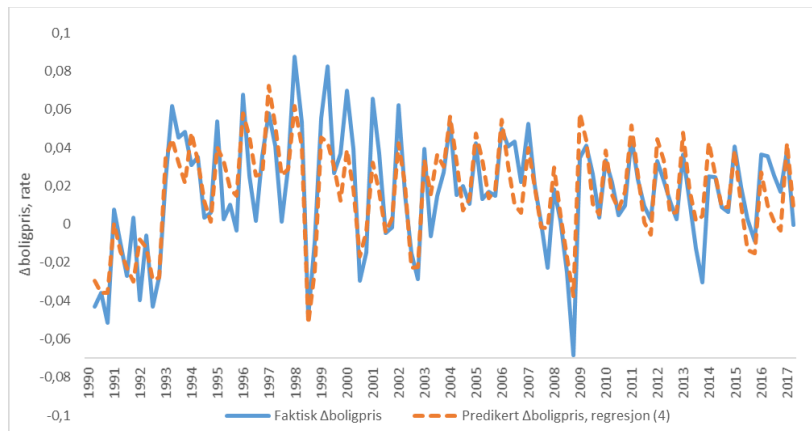
I tabell 7.3 (neste side) viser resultater der observasjoner fra både det siste og de tre siste årene utelates.

$\Delta$ boligpris	(4) Alternativ boligprismodell		(5) Alternativ boligprismodell Siste 4 observasjoner utelatt		(6) Alternativ boligprismodell Siste 12 observasjoner utelatt	
	koeffisient	t-verdi	koeffisient	t-verdi	koeffisient	t-verdi
$\Delta$ boliglån <sub>t</sub>	0,77**	2,51	0,75**	2,32	0,50	1,56
$\Delta$ inntekt <sub>t</sub>	1,04***	2,69	1,08***	2,80	1,50***	3,84
$\Delta$ RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t</sub>	-2,58***	-5,31	-2,57***	-5,28	-3,00***	-6,15
$\Delta$ RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t-1</sub>	-0,82*	-1,67	-0,86*	-1,75	-0,96**	-2,01
FORV <sub>t</sub>	0,02***	3,31	0,02***	2,84	0,03***	4,13
<i>boligpris</i> <sub>t-1</sub>	-0,12***	-4,50	-0,12***	-4,50	-0,11***	-4,09
RENTE(1- $\tau$ ) <sub>t-1</sub>	-4,05**	-2,12	-4,20**	-2,17	-5,68***	-2,65
(inntekt-boligmasse) <sub>t-1</sub>	0,70	1,56	1,01*	1,86	2,27***	3,43
S1	0,05***	6,84	0,05***	6,49	0,05***	5,68
S2	0,02***	3,54	0,02***	3,74	0,02***	3,53
S3	0,01**	2,12	0,01*	1,96	0,01	1,28
TREND	0,001**	2,14	0,001	1,37	-0,001	-0,60
KONSTANT	0,51**	2,07	0,67**	2,27	1,20***	3,75
<i>Observasjoner</i>	109		105		97	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,7314		0,7425		0,7763	
<i>Standardavvik</i>	0,01645		0,01637		0,1578	
<i>F-test</i>	21,78		22,11		24,29	
<i>DW</i>	1,53		1,57		1,82	
<i>Q</i> (1)	5,96**		6,82***		22,16***	
<i>Q</i> (4)	17,17***		18,56***		66,6***	

Tabell 7.3 Prediksjonsresultater. Signifikans på \*10%-, \*\*5%- og \*\*\*1%-nivå.

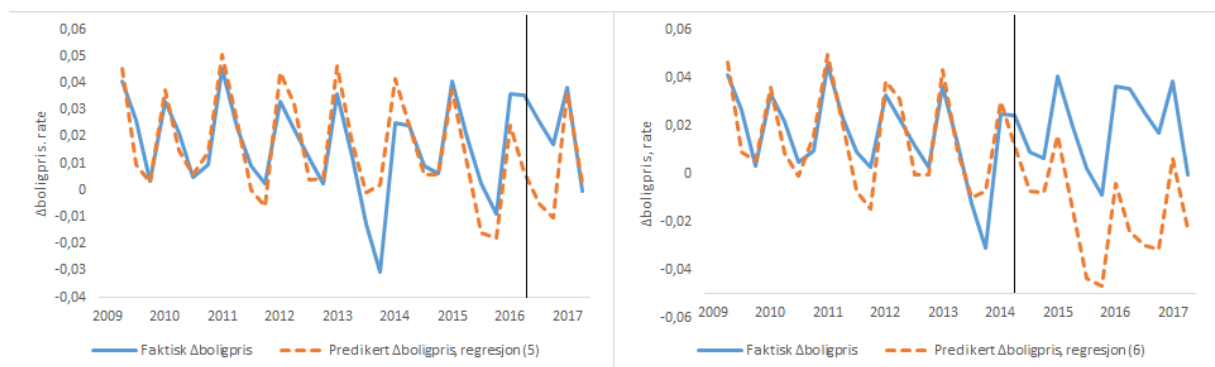
En ser at resultatene endres ettersom flere observasjoner utelates. Blant annet går boliglansvariabelen fra å være signifikant i regresjon (4) til å bli insignifikant i regresjon (6).

Rente, inntekt og boligmasse får økt effekt dersom de tre siste årene utelates. Den kortsiktige effekten av inntekt øker også i dette tilfellet. I det følgende illustreres prediksjoner basert på regresjon (4), (5) og (6) og virkelig boligprisutvikling.



Figur 7.1. Faktisk og predikert boligpris i perioden 1990K2-2017K2. Regresjon (4) er prediksjonsverktøy.

Prediksjonen samvarierer særdeles godt med bevegelsene i boligprisveksten. På den annen side ser man av figur 7.1 at modellen har en tendens til å under- og overpredikere topp- og bunnpunkter. Likevel viser en korrelasjon på 0,86 mellom faktisk og predikert boligprisvekst at modellen føyer godt over hele estimeringsperioden når regresjon (4) benyttes. I figur 7.2 vises prediksjonsevnen til regresjon (5) og (6).



Figur 7.2. Faktisk og predikert boligpris i perioden 2009K2-2017K2. Regresjon (5) og (6) er prediksjonsverktøy. Vertikal, sort linje fastsetter tidspunktet for utelatte observasjoner. For regresjon (5) utelates observasjoner etter 2016K2. For regresjon (6) utelates observasjoner etter 2014K2.

Den vertikale, sorte linjen markerer tidspunktet der modellene predikerer fremtidige boligpriser. Regresjon (5) har bedre føying over perioden enn (6). For sistnevnte forekommer det store avvik mellom faktiske og predikerte boligpriser de tre siste årene. Regresjon (5) evner å predikere noe av den sterke boligprisveksten i 2016. Regresjon (6) evner ikke dette. På den

annen side finner man samme avvik ved å studere regresjon (4). Avviket oppstår også dersom vi benytter Jacobsen og Naugs opprinnelige modell til å predikere, se figur A1.3. Dette tyder på at samtlige modeller har mangelfulle prediksjoner i akkurat denne perioden. Implikasjonene av å benytte den alternative modellen som prediksjonsverktøy diskuteres i neste kapittel.

## **7.2 Drøfting av resultatene**

Dette kapitlet drøfter resultatene funnet i kapittel 7.1. Det legges vekt på komparasjon og mulige årsaker til resultatavvik. Det anses som viktig å kjenne modellens egenskaper når den senere benyttes i en kontrafaktisk analyse. Først vil estimatene drøftes. Deretter diskuteres implikasjonene av robusthets- og prediksjonsresultatene.

### **7.2.1 Boliglån**

En økning i boliglån på 1 prosent leder til 0,77 prosent økning i boligprisene. Estimaten er signifikant på 5 prosentnivå. Resultatet innebærer at tilgang til kreditt påvirker boligprisutviklingen i stor grad. For mange husholdninger utgjør ekstern finansiering en stor andel av boligkjøpssummen. Estimaten betraktes derfor som plausibelt. Denne sammenhengen mellom kredittpraksis i boligmarkedet og utviklingen i prisene vil være sentral i den kontrafaktiske analysen.

### **7.2.2 Kortsiktig Inntekt**

Inntektsestimaten i den alternative modellen innebærer at 1 prosent endring i inntekt leder til 1,04 prosent endring i boligpris. Estimaten er markant høyere enn både Jacobsen og Naugs opprinnelige estimat på 0,12 prosent og estimaten for utvidet datasett på 0,36 prosent. Samtidig påviser den alternative modellen et sterkt signifikant inntektsestimat, noe de andre estimeringene ikke finner.

Et økende, men insignifikt inntektsestimat er i tråd med tidligere reestimeringer av Jacobsen og Naugs opprinnelige modell (Fredriksen, 2007; Lebesby, 2010; Stensrød & Kjensli, 2012; Søvik Torset & Tveit, 2015). Med forbehold om en valid t-test og et konsistent inntektsestimat kan resultatet i den alternative modellen være treffende.

Det kan være flere årsaker til inntekts økende effekt på boligpriser. Reduserte utlånsrenter etter finanskrisen øker kjøpekraften til husholdningene. I tillegg kan en kortsiktig økning i inntekter skape forventninger om fremtidige lønnsøkninger. Forventningene kan øke estimaten i dag. Basert på argumentasjonen vil inntektsestimaten behandles som plausibelt.

### 7.2.3 Kortsiktig rente etter skatt

En reduksjon i renten etter skatt på 1 prosentpoeng øker boligprisene med 2,58 prosent i samme kvartal. En reduksjon i renten etter skatt på 1 prosentpoeng forrige kvartal fører til en økning i boligpriser på 0,82 prosent inneværende kvartal. Totalt vil en rentereduksjon på 1 prosentpoeng lede til en 3,4 prosent økning i boligprisene over to kvartaler. Sammenfallende renteeffekt er signifikant på 1 prosentnivå, mens en renteendring i foregående kvartal kun er signifikant på 10 prosentnivå.

De kortsiktige effektene i den alternative modellen er lavere enn hva Jacobsen og Naug fant i 2004. Over et halvt år er deres samlede renteeffekt omlag 1,2 prosentpoeng høyere. Sammenlignet med estimeringen over det utvidede datasettet finner vi tilnærmet like estimateffekter i vår alternative modell. På bakgrunn av tilstrekkelige like størrelsesordener anses den kortsiktige renteeffekten som plausibel.

### 7.2.4 Forventningsvariabelen

Konstruksjonen av variabelen medfører en annerledes skala sammenlignet med det opprinnelige forventningsbarometeret. Forventningsvariabelen har ekstremalverdiene -1,30 til 0,69 i vårt datasett. Et økende nivå representerer økte forventninger. Skalaen løper fra hvert heltall og det innebærer at en 0,01 endring i skalaen leder til 0,02 prosent endring i boligpriser. I et tilfelle der skalaen viser verdien 1 øker boligprisene isolert sett med 2 prosent.

Jacobsen og Naug fant en dobbelt så sterk effekt i 2004. Estimater deres er 0,04 prosent. Reestimeringen med utvidet datasett gir et estimat lik 0,02 prosent. Jacobsen og Naugs estimeringer baserer seg på en sammenhengende vekstperiode i boligmarkedet. I tillegg er perioden 1992 til 2004 generelt preget av høye verdier for forventningsbarometeret. Dette kan være årsaker til at deres estimat er høyere enn estimatene vi finner.

### 7.2.5 Feiljusteringsparameteret

Den alternative boligprismodellen estimerer et feiljusteringsparameter lik -0,12 for den langsiktige likevekten. Leddet er signifikant på 1 prosentnivå, som innebærer at endringer i boligpris påvirkes av en langtidssammenheng. Ved et kortsiktig avvik på 1 prosent fra langtidlikevekten vil modellen bruke drøye 2 år<sup>16</sup> på å justere inn det inntrufne avviket.

---

<sup>16</sup>  $\frac{1}{0,12} = 8,33$  kvartaler.

Jacobsen og Naug (2004a) finner et feiljusteringsparameter av samme størrelse. Reestimeringen med et utvidet datasett finner et parameter lik  $-0,07$ . Dette er altså noe lavere enn ved de to andre modellene. I reestimeringen bruker modellen drøye 3,5 år på å justere inn et avvik i boligpriser på 1 prosent. Sammenlignet med den alternative modellen bruker reestimeringen lengre tid på feiljusteringen. Alle feiljusteringsparametere er signifikante på 1 prosentnivå.

### **7.2.6 Langsiktig rente etter skatt**

På lang sikt vil en 1 prosentpoengs reduksjon i renten etter skatt føre til en 4,05 prosent økning i boligpriser. Effekten er sterkere enn den samlede kortsiktige virkningen av rente etter skatt. Effekten er signifikant på 5 prosentnivå. Virkningen i vår alternative modell er mye lavere enn hva reestimeringen over det utvidede datasettet viser. På den annen side anses estimatet på  $-4,05$  som rimeligere kontra en svært sterk effekt på  $-14,42$  basert på det utvidede datasettet.

En mulig årsak til en lavere renteeffekt i den alternative modellen kan være at koeffisienten på  $-14,42$  er forventningsskjev. Skjevheten kan oppstå som følge av utelatte variabler. Nå som gjeld knyttet til boligkjøp kontrolleres for i modellen vil skjevheten kunne minske mot et mulig korrekt lavere nivå på koeffisienten. På den annen side kan et økt estimat for langsiktig rente skyldes den store andelen lån med flytende rente hos norske husholdninger (Finanstilsynet, 2016, s. 13). En større andel lån med flytende rente vil gjøre husholdningene mer rentesensitive.

I den alternative modellen er differansen mellom kortsiktig og langsiktig rente 0,65 prosentpoeng. Det betyr at mesteparten av renteeffekten på boligpriser utspiller seg det første halvåret. Resterende 0,65 poeng sørger for gradvise, men små endringer i boligpris på lang sikt.

### **7.2.7 Langsiktig inntekt og boligmasse**

Estimatet for inntekt og boligmasse er henholdsvis 0,70 og  $-0,70$  i den alternative modellen. Koeffisientene innebærer at en økning i lønnsinntekten på 1 prosent fører til en 0,70 prosent økning i boligprisene på lang sikt. Videre leder en 1 prosent økning i boligmassen til en reduksjon i boligprisene på 0,70 prosent i langtidssammenhengen. Estimaten er ikke signifikante på 10 prosentnivå, og noe lavere enn ved reestimeringen med utvidet datasett.

T-verdien er dog tett opp mot forkastningsgrensen ved 10 prosentnivå. Det virker lite troverdig å ekskludere både inntekt og boligmasse som forklaringsvariabler i den langsiktige boligprisdannelsen. Variablene vil derfor inngå i den alternative modellen på tross av sin insignifikans. Estimatet for inntekt og boligmasse er lavere enn estimeringen av Jacobsen og



Naug og reestimeringen over det utvidede datasettet. Isolert sett leder dette til at variablene har mindre effekt på langsiktige boligpriser.

Vi finner at det langsiktige inntektsestimatet er lavere enn det kortsiktige i den alternative modellen. Bakgrunnen kan være at forventninger knyttet til inntektsendringer slår raskt ut i markedet, mens de samme forventningseffektene reduseres på sikt. En slik årsak kan forklare den noe uventede differansen mellom kortsiktig og langsiktig inntekt. Slik kan en «overshooting»-effekt i inntekt, slik Jacobsen og Naug (2004a) fant ved rente i sin modell, forklares.

### **7.2.8 Sesongindikatorer og trend**

Estimatene for sesongindikatorerne er bevegelser i boligpriser som utelukkende tilskrives de ulike kvartalsperiodene. Effektene er henholdsvis 5, 2 og 1 prosent høyere boligprisvekst i K1, K2 og K3. Referansepunktet i modellen er K4. Samtlige estimeringer viser koeffisienter av denne størrelsesordenen. Trendindikatoren leder til at boligprisene øker med 0,1 prosent for hvert tilbakelagte kvartal.

### **7.2.9 Drøftelse av fraværende langsiktig boliglånsvariabel**

Det gjøres kort rede for hvorfor den alternative modellen ikke inneholder en langsiktig boliglånsvariabel. I estimeringen av modellen forsøkte vi å inkludere en lagget variabel av boliglån. Dette ville fått frem langsiktige effekter av denne variabelen. En slik inkludering ga derimot galt fortegn og insignifikant effekt. Isolert sett betyr disse resultatene at det ikke finnes noen sammenheng mellom boligprisveksten og det langsiktige gjeldsnivået.

En tilstand uten langtidslikevekt for gjeld støttes av Jacobsen og Naugs (2004b, s. 92) artikkel om hva som påvirker gjeldsnivået i økonomien. Her argumenterer forfatterne for at perioder med vedvarende økende boligpriser vil føre til en permanent vekst i gjeld, ikke ulik situasjonen vi har hatt de seneste årene. Dermed vil en likevekt i kredittpraksisen kjennetegnes ved permanent gjeldsvekst, slik den alternative boligprismodellen skisserer. I vår modell vil kortsiktige bevegelser i boliglån ikke justeres inn ved en langtidslikevekt for lån til bolig, men eventuelt av andre langsiktige variabler.

### **7.2.10 Drøfting av robusthetstester**

Testresultatene hevder normalfordeling av feilleddene, autokorrelasjon og stasjonære prosesser. I tillegg kan enkelte variabler være endogene. Testene finner bevis for at boliglånsvariabelen er endogen. I så fall vil dette gjøre enkelte av estimatorene upresise og

inkonsistente. Dette beror i midlertidig på at instrumentene som er benyttet i testingen er eksogene.

Funnet av autokorrelasjon leder til invalide t- og F-tester. Faren for inkonsistente estimatorene og invalide test-statistikker innebærer at man skal være svært varsom med å hevde sammenhenger i modellen. På den annen side anses estimatens fortegn og størrelsesorden i den alternative modellen som plausible ut i fra teori. Vi vil derfor anvende modellen og samtidig være klar over dens begrensninger.

### **7.2.11 Drøfting av prediksjonsevne**

En sammenligning mellom regresjon (4), (5) og (6) i tabell 7.3 kan anses som en ytterligere robusthetsvurdering av modellen. Estimeringsresultatene endres ikke nevneverdig når de siste 4 observasjonene utelates. Derimot er endringene større når 12 observasjoner ekskluderes i estimeringen. Koeffisientene anses derfor ikke som stabile over tid. En robust modell ville gitt overensstemmende resultater over ulike estimeringsperioder.

Endringene er størst i variablene for boliglån, kortsiktig inntekt, langsiktig rente og langsiktig inntekt og boligmasse. Når 12 observasjoner utelates endres variablene fra henholdsvis 0,77 til 0,50, fra 1,04 til 1,50, -4,05 til -5,68, og 0,70 til 2,27 for de to sistnevnte variablene. Samtidig blir langsiktig inntekt og boligmasse signifikant, mens boliglånsvariabelen blir insignifikant når de siste tre årene utelates.

Et avvik mellom faktisk og predikert verdi skyldes at den alternative boligprismodellen ikke forklarer prisdannelsen fullt ut. Alternativt kan faktisk utvikling avvike fra hva prisnivået skulle vært ut i fra fundamentale faktorer forklart i vår modell.

På bakgrunn av resultatene i tabell 7.3 anses modellen som et pålitelig prediksjonsverktøy på kort sikt. De omtalte avvikene over tyder på at modellen er mindre pålitelig på mellomlang sikt. Den kontrafaktiske analysen vil ta utgangspunkt i en tidshorisont på 5 år. Det er derfor viktig at man behandler prediksjonsresultatene som indikasjoner, og ikke absolutte sammenhenger.

## **KAPITTEL 8: ESTIMERING AV TAYLOR-MODELLEN**

I det videre presenteres resultatene for renteanalysen. Vi tar først for oss estimeringen av reaksjonskoeffisientene forklart i kapittel 4.2. Deretter gjennomføres selve modelleringen av Taylor-rentene med faktiske styringsrenter som referansepunkt.

Hensikten med rammeverket er å besvare problemstillingen samt å vurdere hvorvidt sentralbanken kunne tatt en større rolle i konjunkturstabiliseringen av boligmarkedet. Taylor-modellen er i så henseende ment å skulle fange opp en pengepolitikk som utelukkende styrer ut i fra hensynet til inflasjon og produksjon. Eventuelle avvik fra en slik regel vil som sådan være et uttrykk for et robustetskriterie som forklart i kapittel 4.2.3 og at sentralbanken har vektlagt andre kontekstuelle forhold utenfor realøkonomiske størrelser.

## 8.1 Estimeringsresultater

### 8.1.1 Reaksjonskoeffisienter

Tabell 8.1 presenterer regresjonsresultatene for reaksjonskoeffisientene. Den avhengige variabelen er styringsrenten forklart i kapittelet for data og kilder. Dette blir grunnlaget for vektingen av produksjons- og inflasjonsgapet i estimeringen av Taylor-rentene.

	2001K1-2017K2
$r^*$	1,208*** (12,78)
$\alpha$	1,785*** (9,36)
$\beta$	0,259*** (4,28)
Konstantledd	1,233*** (5,82)
Antall observasjoner	66

*t*-verdier i parentes  
 \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Tabell 8.1. Estimeringsresultatene for reaksjonskoeffisientene

Fra estimeringen får vi at reaksjonskoeffisientene for inflasjonen og produksjonen er henholdsvis  $\alpha = 1,8$  og  $\beta = 0,3$ . Begge koeffisienter er signifikante på 1 prosentsnivå. Bemerk at  $\alpha$  opprettholder Taylor-prinsippet, ref. kapittel 4.2.3. Vi får også et estimat for den nøytrale realrenten, men bruker ikke denne videre i Taylor-estimeringen, da vi ønsker å la denne variere over tid.

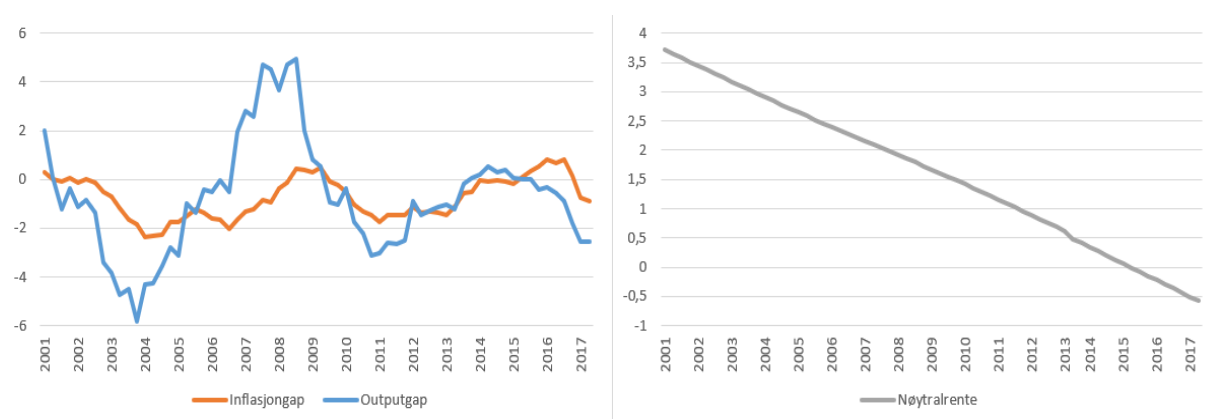
Vi vedkjenner at det trolig vil være svakheter ved estimeringen. Det er rimelig å anta at serien har tilstedeværelse av både autokorrelasjon og ikke-stasjonære prosesser. Det er likevel det beste estimatet vi får og vi velger derfor å benytte de videre i analysen.

### 8.1.2 Taylor-modellering

Figur 8.1 viser produksjons- og inflasjonsgap og brukes som referansepunkt senere i analysen. Gjennomgående ser man at det er av sjeldenhet at begge gapene er lukket. De største produksjonsavvikene oppstår i første halvdel av estimeringsperioden, og er i sammenheng med de største økonomiske krisene. Fra 2009 og til slutten av estimeringen er serien mer stabil og varierer rundt null.

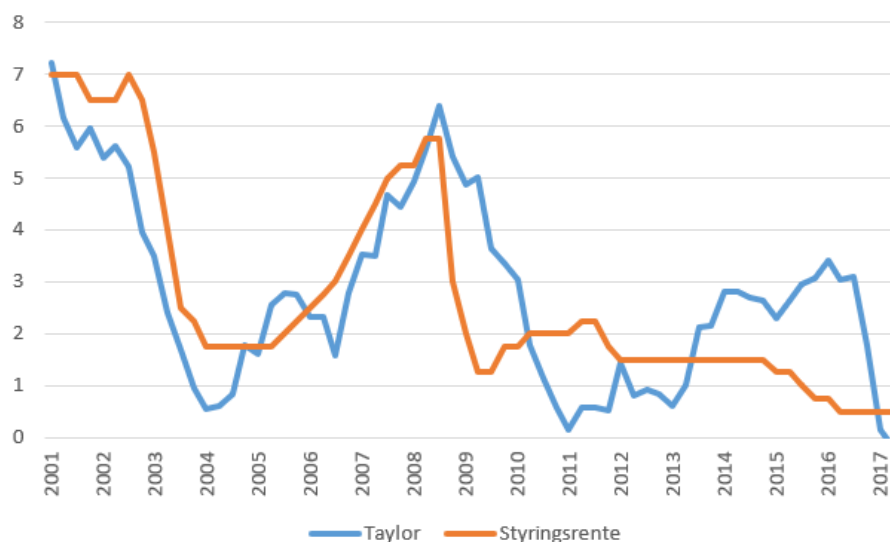
Utviklingen i inflasjonsgapet fremstår som noe mer stabil enn ved produksjonsgapet og varierer i intervallet -2,4 til 0,8. Vi finner at det som oftest er negative inflasjonsavvik som oppstår. Estimeringen viser kun to perioder med positive inflasjonsavvik i periodene 2008K3-2009K2 og 2015K3-2016K4.

Bemerk også at nivået på den nøytrale realrenten gjennomgående har sunket hele perioden. Dette er i tråd med grunnlaget for konstrueringen av eget mål og styrker således vår hypotese om at konstant nøytralrente er et for snevert mål og at den har falt de siste årene.



Figur 8.1. Til venstre er utviklingen i produksjons- og inflasjonsgap, til høyre utviklingen i den konstruerte nøytrale realrenten. Målt i prosent.

Figur 8.2 presenterer resultatene fra den estimerte Taylor-modellen. En generell betraktning er at Taylor-renten passer tilsynelatende godt med de norske styringsrentene frem til finanskrisen i 2008. Etter dette tidspunktet fremkommer noe større avvik. Bemerk også at Taylor-rentene i hovedsak ligger under styringsrenten før 2008, mens de største positive avvikene oppstår i etterkant av finanskrisen. Vesentlig for problemstillingen blir det store positive avviket som oppstår mellom 2013K1 og 2017K1, i samsvar med økende boligpriser.



Figur 8.2 Estimert Taylor-renter sammenliknet med Norges Banks styringsrente. Målt i prosent.

Perioden 2001K1 til 2004K4 er generelt preget av et fallende rentenivå og tilsynelatende god korrelasjon mellom rentene. Taylor-renten ligger likevel noe under. Styringsrenten faller fra 7 prosent i 2001 frem mot bunnpunktet i 2004 da den er 1,75 prosent. Taylor-renten reduseres fra 7 til 0,5 prosent i samme periode.

Bakgrunnen for reduksjonen i Taylor-renter er et resultat av at perioden preges av negative produksjons- og inflasjonsgap, se figur 8.1. Den nøytrale realrenten er også svakt fallende, som isolert sett også trekker rentene i negativ retning. Fallet i rentene og de negative gapene er trolig et resultat av dotcom-boblen som sprakk tidlig på 2000-tallet med påfølgende ekspansiv pengepolitikk.

Under opptakten til finanskrisen i 2008 korrelerer bevegelsene i de to rentene i stor grad, og preges av en akselererende økonomi. Rentene stiger derfor markant i perioden, der Taylor-renten og styringsrenten stiger henholdsvis 6 og 5 prosent. Det fremkommer svært store og positive produksjonsgap med et toppunkt på 5,5 prosent i 2007K3. I kombinasjon med forholdsvis moderate negative inflasjonsgap, resulterer dette i relativt store renteøkninger for Taylor. Vendepunktet for begge renter er i 2008K3. Taylor-renten stiger likevel 0,75 prosentpoeng høyere før rentebanene snur.

I nedgangen etter finanskrisen faller begge renter raskt. De korrelerer noe svakere, da styringsrenten faller raskere og Taylor-renten ligger noe over styringsrenten. Den faller fra om lag 6,5 til 0,5 prosent, som som et resultat av en negativ utvikling i både produksjons- og inflasjonsgap gjennom perioden, se figur 8.1.

Norges Bank og Taylor-modellen håndterer til en viss grad finanskrisen forskjellig. Norges Bank setter renten brått ned fra 5,75 til 1,25 prosent fra 2008-2009. Taylor-modellen dikterer derimot et noe mer gradvis fall i renten, og rentefallet fordeler seg gjennom perioden 2008K3-2011K1. En av grunnene til dette kan være at inflasjonsgapet skifter fortegn først i 2008K2, mens produksjonsgapet skifter i 2009K3.

Rentene tangerer igjen i 2012K1. Tidspunktet indikerer et skifte mellom rentene, i den forstand at rentenivået er forskjellig og korrelasjonen fremstår vesentlig svakere. Vi finner at dette gjør seg gjeldende ut estimeringsperioden. Styringsrenten stiger 100 basispunkter opp til 2,25 i det effektene fra finanskrisen begynner å avta fra 2010K1-2011K4. Deretter stabiliseres den på 1,5 prosent. Taylor-renten synker ned til rundt 0,5 prosent i samme periode og er preget av økende negative gap.

Perioden 2012K1-2016K4 er spesielt interessant for utredningens formål. Som presentert i figur 8.2 oppstår det store nivåforskjeller og svak korrelasjon mellom rentene i perioden. Norges Bank holder styringsrenten stabil på 1,5 prosent i perioden 2012K1-2014K4. Deretter kuttes renten gradvis ned til 0,5 prosent i tråd med oljeprisfallet, og holdes konstant ut estimeringsperioden. Taylor-rentene stiger derimot med om lag 3 prosent i samme tidsrom. Dette resulterer følgelig i et positivt avviksintervall som varierer mellom 0,5 og 2,7 prosentpoeng. Det negative inflasjonsgapet lukker seg gradvis gjennom 2012-2015 og er i kombinasjon med et positivt produksjonsgap bakgrunnen for at renten stiger.

Inflasjonsgapet er svakt negativt frem til 2015K1. Deretter blir det moderat positivt ut 2016. Produksjonsgapet er svakt positivt 2013K1-2015K1, men utvikler seg i negativ retning frem mot slutten av estimeringsperioden. Ved utgangen av 2016 er avviket negativt 2 prosent.

Bemerk at det skjer en markant og kraftig nedgang i Taylor-renten de to siste kvartalene av estimeringsperioden. Bakgrunnen for den kraftige nedgangen er store negative produksjons- og inflasjonsgap. I analysen av pengepolitikken innvirkning på boligpriser forutsettes en konstant Taylor-rente for disse to kvartalene. Vi finner to argumenter for en slik restriksjon. Det er stor usikkerhet knyttet til HP-filtreringen ved disse observasjonene. Endepunktsproblematikken nevnt i metodekapittelet vil gjøre at det er stor usikkerhet knyttet til estimatene. I tillegg anses det som usannsynlig med rentekutt av denne størrelsen innenfor et så kort tidsrom. Potensielle metodikksvakheter og sannsynlighetsargumentet gjør at vi forkaster de estimerte rentene for 2017.

## 8.2 Drøftelse av Taylor-resultatene

Dette kapitlet tar for seg en drøftelse av resultatene knyttet til Taylor-modellen. Diskusjonen av renten avgrenses til to perioder; Finanskrisen (2005-2011) og Pengepolitikk etter finanskrisen (2012-2016). Vi vurderer at pengepolitikken før finanskrisen i mindre grad har påvirket dagens boligprisnivå og at det pengepolitiske skiftet i løpet av finanskrisen gir en mer oversiktlig framstilling.

Et sentralt moment for Taylor-drøftelsen er et konsept kalt å lene seg mot vinden samt vekleggelse av robustetskriteriet. Neste avsnitt gir derfor en kort innføring i dette før vi går inn på selve drøftelsen.

### ***Finansiell stabilitet og «Leaning against the wind»***

Siden inflasjonsmålet ble innført har det vært en vedvarende debatt om hvilken grad pengepolitikken skal ta hensyn til finansiell stabilitet. Robustetskriteriet er i den sammenheng viktig fordi oppbygningen av finansielle ubalanser medfører en latent risiko for realøkonomisk kontraksjon.

Koblingen mellom kreditt og aktivamarkeder anført i kapittel 3.1.1 viser behovet for at sentralbanker også ivaretar finansiell stabilitet. En måte for å oppnå dette er å føre en «Leaning against the wind»-strategi (LAW).

Mange sentralbanker, inkludert Norges Bank, følger en LAW-strategi i rentesettingen. Dette medfører at styringsrenten holdes til dels høyere enn det den ville vært dersom bekymringsfulle utviklingstrekk i gjeld og aktivapriser ikke var tilstede. En pengepolitikk av denne typen er således en proaktiv tilnærming. Motsatsen er å være reaktiv, i den forstand at man reagerer på finansielle ubalanser først i etterkant av en eventuell finansiell krise.

En LAW-strategi, i den betydning at sentralbanken viser forsiktighet i rentesettingen, må betraktes som et tiltak for å begrense nedsiderisikoen ved en potensiell kontraksjon frem i tid. Dette representerer den potensielle langsiktige gevinsten ved å føre en slik strategi. På den annen side vil LAW pålegge en kortsiktig kostnad for økonomien i form av en høyere styringsrente enn det som er nødvendig for å sikre prisstabilitet og produksjon.

Det er en vedvarende debatt i makromiljøene om hvorvidt en ukonvensjonell pengepolitikk av denne typen er hensiktsmessig. Et arbeidsnotat fra Norges Bank (Gerdrup, Hansen, Krogh, & Maih, 2016) vurderer bytteforholdet mellom kostnad og nytte rundt bruk av LAW. De finner at

LAW reduserer frekvensen og volatiliteten ved finansielle kriser i en økonomi, og konkluderer derfor at det er gunstig dersom aktører i økonomien systematisk undervurderer kredittrisiko.

På den annen side vil gevinsten kun realiseres dersom krisen faktisk oppstår. Alan Greenspan (2002) argumenterer sterkt for at det er en svært krevende øvelse å oppdage kriser i forkant og at LAW av den grunn er lite gunstig. Han argumenterer for at pengepolitikk også i liten grad er effektiv for å ivareta finansiell stabilitet og at sentralbanker bør ta en reaktiv rolle.

### ***Finanskrisen (2005-2011)***

Verdensøkonomien ble under Finanskrisen vitne til konsekvensene av boligbobler og kredittoppblåsing. Til tross for at konsekvensene i Norge var beskjedene relativt til andre land, ble det likevel et ytterligere fokus på aktivpriser i rentesettingen. Finanskrisen sees av den grunn på som et pengepolitisk skifte der det å lene seg mot vinden og ivaretagelsen av finansiell stabilitet fikk et tiltagende fokus.

Norges Bank presenterte i 2010 en utvidet tapsfunksjon med et ledd som skulle representere kostnaden ved å sette en rente som avviker fra enkle pengepolitiske regler<sup>17</sup>. De begrunnet valget på følgende måte:

Våre modeller gir en ufullkommen beskrivelse av økonomiens virkemåte, og renteprognozen er sårbar for svakheter eller feil i modellen. Det er derfor nyttig å vurdere renteprognozen i lys av enkle pengepolitiske regler som kan være robuste overfor ulike antagelser om hvordan økonomien virker. Ved å legge noe vekt på at styringsrenten ikke bør avvike for mye fra slike regler, blir prognosen også mer robust for svakheter i modellen. (Norges Bank, 2010, s. 23)

Utsagnet viser at det påløper en kostnad ved å gjøre for store skjønnsmessige vurderinger i perioden, og at sentralbanken også til tider vurderer andre pengepolitiske regler. En eksplisitt tolkning av Taylor-modellen fordrer derfor at avvik mellom rentene er et uttrykk for at det er andre realøkonomiske forhold enn inflasjon og produksjon som påvirker rentesettingen. Positive avvik er i så henseende en indikasjon på en for kontraktiv pengepolitikk og motsatt.

Våre resultater viser at Taylor-modellen og sentralbanken behandler konjunktoren knyttet til finanskrisen ulikt. Resultatene peker i retning av at sentralbanken opptrer noe mer motsyklisk enn det en enkel pengepolitisk regel tilsier. Taylor-renten ligger gjennomgående marginalt under styringsrenten i opptakten til finanskrisen. Isolert impliserer dette at Taylor-modellen

---

<sup>17</sup> Sentralbanken viser senere at de tar utgangspunkt i en Taylor-regel.



fører et til dels mer ekspansivt regime under opptakten. Det kan av den grunn hevdes at sentralbanken lente seg mot vinden i perioden. Implikasjonen av dette er derfor at mekanisk bruk av Taylor potensielt kunne gjort kontraksjonen større.

Noe forskning hevder at sentralbanken ikke satt opp renten tilstrekkelig i opptaktfasen, og på den måten stimulerte finanskrisen. Daværende forskningsleder for SSB, Roger Bjørnstad, var en som delte dette synet. Han hevdet følgende i en artikkel publisert i Samfunnsøkonomen i 2009:

I det meste av perioden [før finanskrisen] lå Norges Banks styringsrente på 1,75 prosent. Konsekvensen av lavrentepolitikken var at de stimulerte til en voldsom opplåning og til bobler i bolig- og aksjemarkedene. [...] blant annet boligprisene her hjemme økte med 50 prosent i årene 2003 til 2007. (Bjørnstad, 2009)

Utsagnet viser til kreditteffekten på boligpriser og at et lavrenteregime prinsipielt kan bidra til å skape finansielle ubalanser i boligmarkedet. Våre resultater peker derimot på at sentralbanken satte en hensiktsmessig rente som i liten grad bidro til finansiell ustabilitet. Ved sette en styringsrente høyere enn det de realøkonomiske forholdene skulle tilsi, og derav lene seg mot vinden, argumenterer vi for at sentralbanken opptrådte hensiktsmessig i tråd med ivaretagelse av boligmarkedet under opptakten til finanskrisen.

Under finanskrisen og i etterløpet ligger Taylor-renten betydelig høyere. Dette impliserer isolert sett at en sentralbank som mekanisk brukte modellen ville ført en mindre ekspansiv politikk enn det Norges Bank faktisk gjorde. Taylor-renten faller i tillegg mer og lenger enn det styringsrenten gjør. Av dette følger det at sentralbanken ikke lente seg mot vinden og er en indikasjon på at de realøkonomiske bevegelsene i kjølvannet av finanskrisen ble vektlagt mer.

Tidsetterslepet i pengepolitikken kan være en delvis forklaring til hvorfor rentene oppfører seg annerledes under og etter finanskrisen. Til tross for at Norges Banks pengepolitikk betraktes å være godt forankret blant aktørene i økonomien, vil renteendringer fortsatt ta noe tid før de internaliseres. Det vil da være forventet utvikling som er sentral for vurderingen. Dette er et argument for at sentralbanken i større grad må være framoverskuende og av den grunn reagere sterkere i sin rentesetting sammenliknet med vår modell.

På grunn av et mer framoverskuende perspektiv krever dette at sentralbanken i større grad må ta utgangspunkt i prognosedata i rentesettingen. Vår pengepolitiske regel baserer seg på faktiske tall. Det fremstår derfor som naturlig at sentralbanken reagerer sterkere på negative signaler i

den forstand at fremtidsprognosene ble kraftig nedjustert. Dette forklarer hvorfor det tar lenger tid før Taylor-rentene stiger. Andre faktorer, som stigende oljepris, gjorde at prognosene for fremtidig produksjon tok seg opp og førte til at sentralbanken oppjusterte renten tidlig i 2010. Faktisk data gjør at Taylor-renten stiger først i 2011.

Basert på resultatene fra estimeringen konkluderer vi med at sentralbanken under finanskrisen førte en hensiktsmessig pengepolitikk i samsvar med finansiell stabilitet. Dette til tross for det tilsynelatende raske rentefallet etter vendepunktet. Vi begrunner renteforskjellene i tidsetterslepet og sentralbankens framtidsrettede perspektiv. Vår Taylor-regel kunne i større grad vært tilpasset prognosedata, og ville trolig fått mer sammenfallende renter.

### ***Pengepolitikk etter finanskrisen (2012-2016)***

Robustetskriteriet har fremkommet på forskjellige former i Norges Bank sine pengepolitiske rapporter gjennom tidene. I PPR 1/12 uttrykte sentralbanken robustetskriteriet eksplisitt gjennom den utvidede tapsfunksjonen og som en del av kriterier for gode rentebaner. Dette var første gang den ble formulert på formen som er presentert i kapittel 4.2.2. Norges Bank presiserte valget på følgende måte:

Internasjonalt pågår en diskusjon om pengepolitikken bør ta hensyn til risikoen for finansielle ubalanser. Et fremvoksende syn er at en vedvarende lav rente i bestemte situasjoner kan gi grobunn for finansielle ubalanser på lengre sikt, med store utslag i produksjon og sysselsetting. Norges Bank har tidligere gitt uttrykk for at lav rente over tid medfører risiko for at ubalanser bygger seg opp. (Norges Bank, 2012, s. 15)

Lærdommen fra finanskrisen ble at store kreditttrevene aktivabobler kan ha enorme konsekvenser for nasjonal og internasjonal økonomi. En eksplisitt formulering av robustetskriteriet av denne typen må derfor betraktes som et signalement om at finansiell stabilitet var en viktig del av rentevurderingene. Styringsrenten bør derfor, i lys av vårt rammeverk, tilsi en styringsrente som ligger høyere enn Taylor-renten.

Resultatene viser til at dette er tilfellet i en kort periode fra 2012 frem til 2013K2. Da varierer styringsrenten i overkant av 0,5 prosentpoeng over Taylor-renten. Dette kan tolkes som at sentralbanken lente seg mot vinden. Verdensøkonomien var i oppgang til tross for at den statsfinansielle krisen rammet mange land.

Resultatene peker videre på at det oppstår et økende negativt avvik fra 2013K3-2016K4. En direkte tolkning blir følgelig at finansiell stabilitet og boligmarkedet fikk svært lite fokus, da styringsrenten ligger flere naturlige rentenivået under Taylor-renten. Boligprisene steg også

mye i perioden. Implikasjonen fordrer derfor at sentralbanken implisitt kan ha bidratt til å øke gjeldsoppbygningen og boligpriser.

Flere argumenter taler for at styringsrenten burde vært satt høyere i perioden for å unngå store gjelds- og prisøkninger i boligmarkedet. Kreditt har akselererende effekt på boligpriser, slik at å føre et varig lavrenteregime medfører en latent risiko for bobledannelse. Sentralbanksjef Øystein Olsen uttrykte følgende i et intervju med Finansavisen i 2016: «I det siste har boligprisveksten tiltatt. Høy boligprisvekst kan føre til økt gjeldsoptak og gjøre husholdningene mer sårbare. Dette taler isolert for å holde renten noe høyere enn den ellers ville ha vært» (Jacobsen, 2016).

Norges Bank påpeker eksplisitt et hensyn til finansiell stabilitet og boligprisvekst. Dette må således betraktes som en sterk indikasjon på at sentralbanken lener seg mot vinden, til tross for et lavt rentenivå. Resultatene viser likevel at styringsrenten holdes betydelig lavere enn det Taylor-modellen tilsier. En direkte tolkning er dermed at det er indikasjoner på at sentralbanken kan ha bidratt til de store prisstigningene som forekom i perioden 2015-2017.

Det er flere forhold som kan forklare hvorfor resultatene spriker. For det første er det økonomiske forhold som ikke inkluderes i Taylor-modellen som var svært sentrale for rentesettingen i perioden. Spesielt valutakurs og oljepris har stor påvirkning på norsk økonomi og er ikke en del av vår formulering av regelen. Oljeprisfallet sommeren 2014 svekket veksttakten i norsk økonomi betraktelig og la i tillegg store føringer for forventet utvikling i prognosene. Dette justerte rentebanene ned, og kan forklare hvorfor vi får store avvik.

En annen forklaring på avviket mellom rentene er knyttet til at konsekvensene av et renteregime nær null er ukjent. Usikkerheten kan føre til at Norges Bank utøver skjønnsmessige vurderinger i form av å være mindre reaktiv overfor økonomiske svingninger. Taylor-modellen er en mekanisk regel og vil sådan ikke fange opp et slikt hensyn. Det kan også være en forklaring på hvorfor styringsrenten er svært stabil etter finanskrisen.

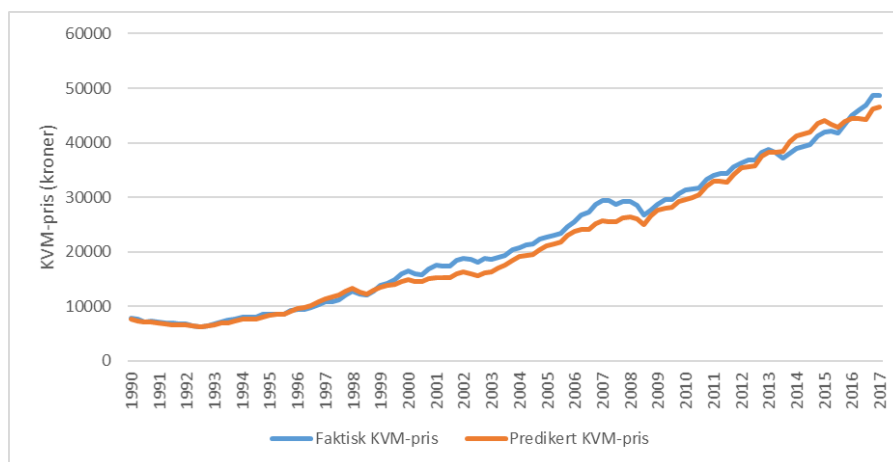
Fundamentert i vår analyse, konkluderes det med at sentralbanken har avveket fra Taylor-renten i etterkant av finanskrisen. Dette til tross for at sentralbanken selv hevder å føre en pengepolitikk som ivaretar stabilitet. Forklaringen bak er trolig et resultat av at andre økonomiske hensyn som oljepris og valutakurs, får høyere prioritet i perioden. Usikkerheten knyttet til lavrenteregime vil trolig også være en del av forklaringen.

## KAPITTEL 9: KONTRAFAKTISK ANALYSE

Det følgende kapittelet inneholder en sammenfattet analyse av revidert boliglånsforskrift og styringsrentens effekt på boligprisene. Først presenteres den gjennomgående illustrasjonsformen for analysen. Deretter behandles virkemidlenes effekt separat. Avslutningsvis studeres tilstander der boligprisen påvirkes av begge virkemidler. Analysen behandler boligprisutviklingen etter finanskrisen. Den alternative boligprismodellen presentert i kapittel 7.1.2 er anvendt som prediksjonsverktøy i den kontrafaktiske analysen. Hensikten med dette kapittelet er å gjøre en samlet vurdering i samsvar med problemstillingen.

### 9.1 Illustrasjonsform

Argumentasjonen i analysen legger hovedvekt på grafiske fremstillinger. Den kontrafaktiske analysen behandler boligprisutviklingen i form av prisen per kvadratmeter (KVM). Utviklingen i absolutte størrelser gir et godt sammenligningsgrunnlag for studien av boligpriser. I figur 9.1 er predikerte og faktiske vekstrater omregnet til endringer i kvadratmeterpris.



Figur 9.1. Faktisk og predikert kvadratmeterpris (KVM-pris) i perioden 1990K2-2017K2.

Figuren illustrerer utviklingen i kvadratmeterpris for en gjennomsnittlig bolig i Norge. Diagrammet tar utgangspunkt i en landsdekkende, gjennomsnittlig pris per kvadratmeter i august 2017<sup>18</sup> og baseres på en hedonisk modell<sup>19</sup>. Eiendom Norge presiserer videre at indeksverdiene og gjennomsnittlige mål på kvadratmeterpriser kan inneholde avvik. Årsaken er at sistnevnte mål kan variere noe over boligmassen som observeres.

<sup>18</sup> Tallmaterialet er mottatt fra Eiendomsverdi.

<sup>19</sup> En hedonisk modell kontrollerer for sentrale attributter ved sammenlignbare boliger, eksempelvis beliggenhet, størrelse og byggeår (Eiendom Norge, 2017a, s. 13).

Ved å benytte kvartalsvise indeksverdier (Naug, 2017a) regner vi oss tilbake til hva kvadratmeterprisen var i 1990K2. Kvadratmeterprisen var den gang kroner 7890<sup>20</sup>. Deretter beregnes utviklingen i kvadratmeterpris ved å anvende faktiske og predikerte indeksverdier. Vi ser at prediksjonsmønsteret vist i figur 7.1 gjenspeiles i figur 9.1.

## 9.2 Effekten av revidert boliglånsforskrift

Den alternative boligprismodellen gir en positiv sammenheng mellom endring i mengden boliglån og boligprisutviklingen. Vi sammenligner et predikert, faktisk hendelsesforløp med et kontrafaktisk tilstand der revideringen av boliglånsforskriften aldri ble implementert.

Analysen studerer et isolert og dynamisk sjokk i boliglån. Det dynamiske sjokket tillater at andre variabler i boligprismodellen endres. Anvendte tallstørrelser i analysen redegjøres for. Revideringen av forskriften ble innført 1. januar 2017, og skal avvikles 30. juni 2018. En analyseperiode fra 2017K1 til 2018K2 anses derfor som hensiktsmessig.

### 9.2.1 Sammenheng mellom revidert forskrift og lånevolum

Boliglånsforskriften har flere restriksjoner, presentert i kapittel 2.1. I kontakt med flere norske banker har tilbakemeldingen vært at den nye restriksjonen på 5 ganger bruttoinntekt i lånebegrensning har hatt størst innvirkning på kredittpraksisen. Innstramningen synes vesentlig ifølge kredittsjef Hege Haukland Andresen i SpareBank 1. Hun uttaler:

Det har skjedd en stor endring med hensyn til antall saker med gjeldsgrad over 5 etter 1. januar 2017. Tall i banken antyder en reduksjon mellom 10 og 15 prosent fra 2016 til og med oktober 2017 hva gjelder saker med lån som overstiger 5 ganger bruttoinntekt. Kvaliteten på tallene fra 2016 er varierende, men den negative trenden i 2017 er klar. (Andresen, 2017)

I den seneste utlånsundersøkelsen utført av Norges Bank fremkommer det at landets 10 største banker også oppfatter gjeldsgradkravet som mest innstrammende (Norges Bank, 2017b, s. 2). Analysen av den reviderte boliglånsforskriften behandler likevel restriksjonene i revideringen under ett. I tillegg til restriksjonen om gjeldsgrad vil kravet til betjeningsevne og belåningsgrad isolert sett virke innstrammende når gjeldsvolumet øker. Den alternative boligprismodellen anvendes for å gi en dypere forståelse av sammenhengen mellom utviklingen i boligpriser og begrensninger i kredittpraksisen.

---

<sup>20</sup> Indeksverdiene tilsier en nominell prisvekst på 517 % fra 1990K2 til 2017K2.

## 9.2.2 Forutsetning om boliglånsvekst

Eksakte observasjoner for utviklingen i boliglånsmengden blir av bankene ansett som sensitivt datamateriale. I bestemmelsen av sjokkets omfang må vi derfor lene oss på kvalitativ informasjon. Vi antar at veksttaket i utstedelsen av boliglån har blitt redusert etter innføringen. Norges Banks (2017a) utlånsundersøkelse for 2017K1 gir holdepunkter for dette.

Det fremkommer at bankene rapporterte om «uendret» kredittpraksis for lån med pant i bolig for 2016K4. I påfølgende kvartal rapporterte bankene derimot om «noe redusert» kredittpraksis. I perioden 2017K2-2017K3 er tallverdiene fortsatt negative, men de beveger seg mot en samlet «uendret» kredittpraksis (Norges Bank, 2017b). Siden boliglånsundersøkelsen ber bankene sammenligne inneværende kvartals utvikling med foregående kvartal tyder undersøkelsene på en innstramming. Dette gjelder utstedelse av nye lån med pant i bolig og derav lån til boligformål.

Vi ønsker å finne veksttaket for boliglån. Som beste instrument bruker vi utviklingen i nedbetalingslån<sup>21</sup>. I perioden 2013K1-2017K2 har nedbetalingslån hatt en gjennomsnittlig kvartalsvekst på 1,99 prosent. Vi bruker nevnte periode siden veksttaket i tiden etter finanskrisen anses unormalt høye. Dette kan tyde på et kredittmarked ute av balanse, mens perioden 2013K1-2017K2 går mot en normalsituasjon. Lån for boligformål utgjør omtrent 1/3 av nedbetalingslån (Finanstilsynet, 2016, s. 7).

Vi forutsetter at boliglån opplever samme veksttakt som nedbetalingslån. For enkelthetsskyld anvender vi en veksttakt for boliglån lik 2 prosent. Dette betyr at boligprisene isolert sett vokser med 1,54 prosent<sup>22</sup> i hvert kvartal dersom veksten i boliglånsutstedelser følger den historiske, gjennomsnittlige utviklingen. Vi anvender en veksttakt på 2 prosent i boliglånsvariabelen som en normalsituasjon. Det vil si at ethvert innstrammende eller ekspansivt tiltak vil påvirke denne veksttaket.

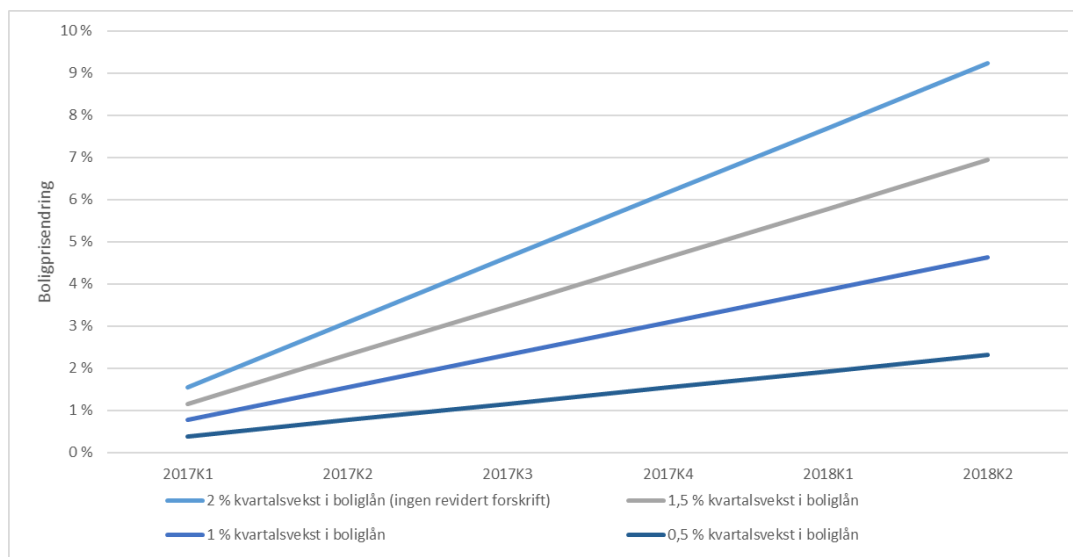
## 9.2.3 Boliglånsvekstens isolerte innvirkning på boligprisene

Stadige økninger i boliglånsmengden har en positiv effekt på prisveksten ifølge vår alternative boligprismodell. Gjeldsnivået i norske husholdninger har økt kraftig etter finanskrisen. Den akkumulerte prisøkningen som følge av boliglånsopptak skisseres på følgende måte:

---

<sup>21</sup> SSBs statistikktabell 09562 er brukt. Månedlige serier er omregnet til en vektet gjennomsnittlig kvartalsserie.

<sup>22</sup>  $0,77 * 2 \% = 1,54 \%$



Figur 9.2. Akkumulert boligprisvekst ved ulike reduksjoner i kvartalsvis boliglånsvekst. Periode: 2017K1-2018K2.

Figur 9.2 illustrerer at en kraftigere reduksjon i boliglånsveksten medfører lavere akkumulert boligprisvekst i perioden 2017K1-2018K2. Når 2 prosent boliglånsvekst legges til grunn, øker boligprisene med totalt 9,24 prosent. En tilstand med 2 prosent utlånsvekst er vårt kontrafaktiske utfall.

Analysen tar gjennomgående utgangspunkt i tre reduksjoner i boliglånsveksten til henholdsvis 1,5, 1 og 0,5 prosent kvartalsvekst. Dersom den reviderte forskriften reduserer den konstante utlånsveksten til 1,5 prosent, synker den akkumulerte veksten i boligpriser med 2,34 prosentpoeng. Når boliglånsveksten reduseres til 0,5 prosent reduseres akkumulert boligprisvekst fra 2017K1 til 2018K2 kraftig. Ved slutten av perioden vil økningen i boligpriser være omtrent 7 prosentpoeng lavere enn ved den kontrafaktiske tilstanden. Selv om en boliglånsvekst på 0,5 prosent hvert kvartal kan synes urealistisk, illustrerer det likevel den sterke effekten bevegelser i lånemengden har i vår boligprismodell.

#### 9.2.4 Dynamisk analyse

For å skape et mer nyansert bilde tillater analysen at også andre variabler endres. Siden analysen er fremoverskuende vil antatte utviklingstrekk gjøres rede for. I det følgende presenterer vi prognoser for rente etter skatt, inntekt og boligmasse.

##### **Utviklingen i rente etter skatt**

I henhold til prognosene i PPR 3/17 (Norges Bank, 2017c, s. 19) vil gjennomsnittlig utlånsrente til husholdningene forbli tilnærmet uforandret frem til 2019K1. I skrivende stund er gjennomsnittlig utlånsrente på 3,04 prosent, noe som tilsvarer en rente etter skatt på 2,19

prosent. Her forutsettes en skattesats på 24 prosent. Basert på Norges Banks vurderinger vil vi ikke behandle en endring i bankenes utlånsrente.

### ***Utviklingen i inntekt og boligmasse***

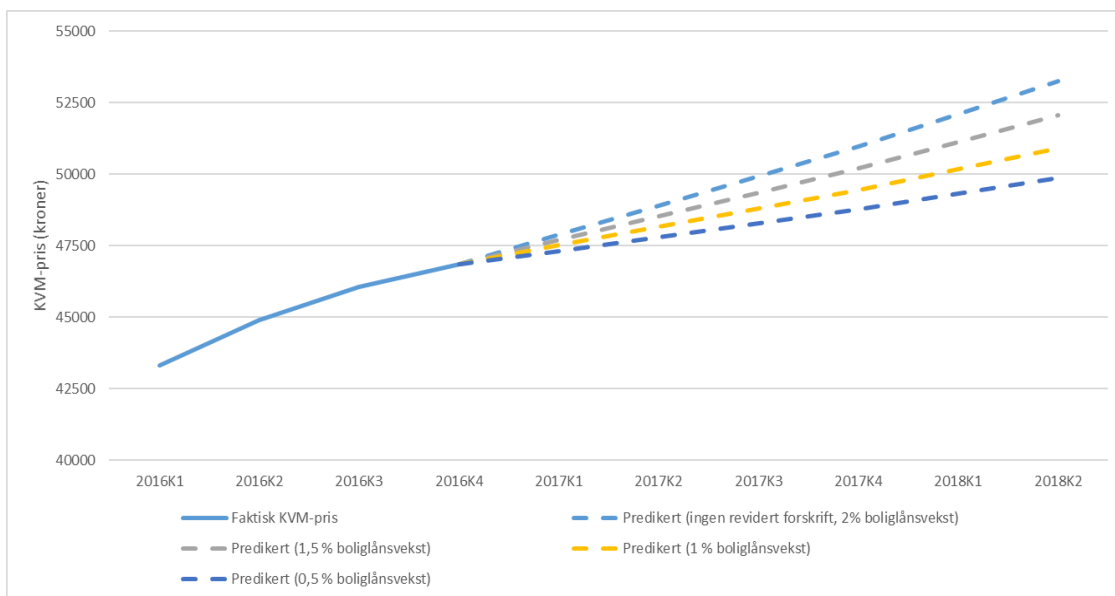
Årsveksten i lønnsinntekter har minket i tiden etter oljeprisfallet sommeren 2014 (Norges Bank, 2017c, s. 29). På den annen side predikerer Norges Bank økt årsvekst i tiden fremover på bakgrunn av økt kapasitetsutnyttelse i økonomien og et strammere arbeidsmarked. PPR 3/17 anslår at årsveksten i lønnsinntekter vil være 2,4 prosent i 2017 og 2,8 prosent i 2018. I vår analyse vil vi forutsette at kvartalsveksten i lønnsinntekter er jevn gjennom årsforløpet. For eksempel vil kvartalsveksten i 2017 settes lik 0,6 prosent.

Siden 1995 har boligmassen mer eller mindre opplevd en konstant veksttakt i antall boliger her til lands (Naug, 2017a). Etter 1995 har boligmassen en gjennomsnittlig kvartalsvekst på 0,6 prosent. En historisk veksttakt over en lengre tidsperiode kan være et godt mål for langsiktig utvikling i boligmassen. Motsatsen er at kortsiktig veksttakt kan være mer volatil. Eksempelvis kan et kortsiktig sjokk i boligpriser påvirke utbyggernes investeringsbeslutninger. Dette vil være et sentralt moment i en analyse på kort- og mellomlang sikt. Vi benytter oss likevel av den langsiktige og historiske vekstraten siden dette kan illustrere en normalsituasjon.

### ***Effekter***

I figur 9.3 skisseres gjennomsnittlig kvadratmeterpris fra 2016K1 til 2016K4. Deretter brukes den alternative boligprismodellen til å predikere veksten i kvadratmeterpriser frem til 2018K2. Forventningene holdes nøytrale i denne prediksjonen. Figur 9.3 illustrerer en sterk vekst i kvadratmeterpriser dersom en antar at den reviderte boliglånsforskriften ikke påvirker veksttaket i boliglån. Dersom økningen i boliglån reduseres, til henholdsvis 1,5, 1 og 0,5 prosent per kvartal, ser man at prisnivået ikke øker like kraftig.





Figur 9.3. Endring i KVM-pris ved ulik reduksjon i boliglånsvækst. Faktiske KVM-priser i perioden 2016K1 til utgangen av 2016K4. Predikerte priser fra utgangen av 2016K4 til og med 2018K2.

Figur 9.3 skisserer en sterk vekst i den kontrafaktiske situasjonen når vi i tillegg tillater at inntekt og boligmasse endres i henhold til prognosene. Den akkumulerte boligprisveksten er 12,97 prosent over prediksjonsperioden. Forklaringen bak veksten er todelt. Tidshorizonten for denne delen av analysen er kort. I kombinasjon med at boliglån og inntekt har sterke kortsiktige effekter i vår modell innebærer dette at variablene driver boligprisveksten på kort sikt.

Den langsiktige korreksjonen mot likevekt for inntekt og boligmasse tar tid. I vårt tilfelle har den langsiktige likevekten negative impulser på boligprisveksten. Gitt veksttaket for de langsiktige variablene gir dette en korreksjonseffekt på -0,075 prosent i boligpriser per kvartal. I den kontrafaktiske tilstanden er bidraget fra økninger i både boliglån og inntekt, samt effekten av sesong og trend, omtrent 2 prosent vekst i boligpriser hvert kvartal.

Det er derfor naturlig at boligprisveksten reduseres når innstramninger overfor boliglån implementeres. Dersom den reviderte boliglånsværskriften fører til en veksttakt i boliglån på 1,5 prosent resulterer dette i 2 prosentpoeng<sup>23</sup> lavere boligpris sammenlignet med det kontrafaktiske alternativet ved prediksjonsslutt. Tilsvarende er boligprisene 4,35 og 6,43 prosentpoeng lavere dersom boliglånsværskriften reduseres til henholdsvis 1 og 0,5 prosent i kvartalet. Dermed ser man at den reviderte værskriften har en innstrammende effekt også ved

<sup>23</sup> 12,70 % – 10,70 % = 2 prosentpoeng

en dynamisk analyse. Den virkelige effekten avhenger av hvilket scenario for boliglånsveksten som vurderes mest treffende.

I sanntid har boligprisene vist seg å falle i perioden 2017K2-2017K3. Med dette som sammenligningsgrunnlag virker ikke prediksjonene i figur 9.3 å beskrive utviklingen fullt ut. Vi påpeker to sentrale faktorer som kan føre til at prediksjonene i figur 9.3 blir mer virkelighetsnære.

### ***Økt boligmasse og lavere forventninger***

Nyhetsbildet har lagt vekt på at tilbudt mengde boliger har økt kraftig i 2017, samt at nye ferdigstillelser ventes i 2018 (Danske Bank, 2017; SSBi, 2017; Wig, 2017c). Mange peker på den høye prisveksten i boligmarkedet fra 2014 til 2017<sup>24</sup> som årsak til den økte nybyggingen. Boligene som ble påbegynt for noen år tilbake ventes å legges ut for salg i perioden 2017-2018. Det finnes derfor argumenter for at veksten i boligmassen bør være høyere i vår prediksjon fra 2017K1 til 2018K2.

Media vektlegger også forventningenes påvirkning i boligmarkedet. Flere diskusjoner behandler tematikken om forventningers spiraleffekter (Wig, 2017a, 2017b). Slike spiraleffekter innebærer at et taktskifte i boligmarkedet blir selvforsterkende og vedvarende. Den reviderte boliglånsforskriften kan i seg selv karakteriseres som en endring i markedspsykologien. Et negativt skifte i boligprisutviklingen kan bidra til at forventningene får feste i markedet. Videre fører dette til at den negative utviklingen forsterkes.

Vi vil derfor undersøke hvordan utviklingen i boligpris utarter seg når vi oppjusterer endringen i boligmasse og tillater at forventningene har en negativ effekt. Bortsett fra disse endringene er forutsetningene de samme som tidligere.

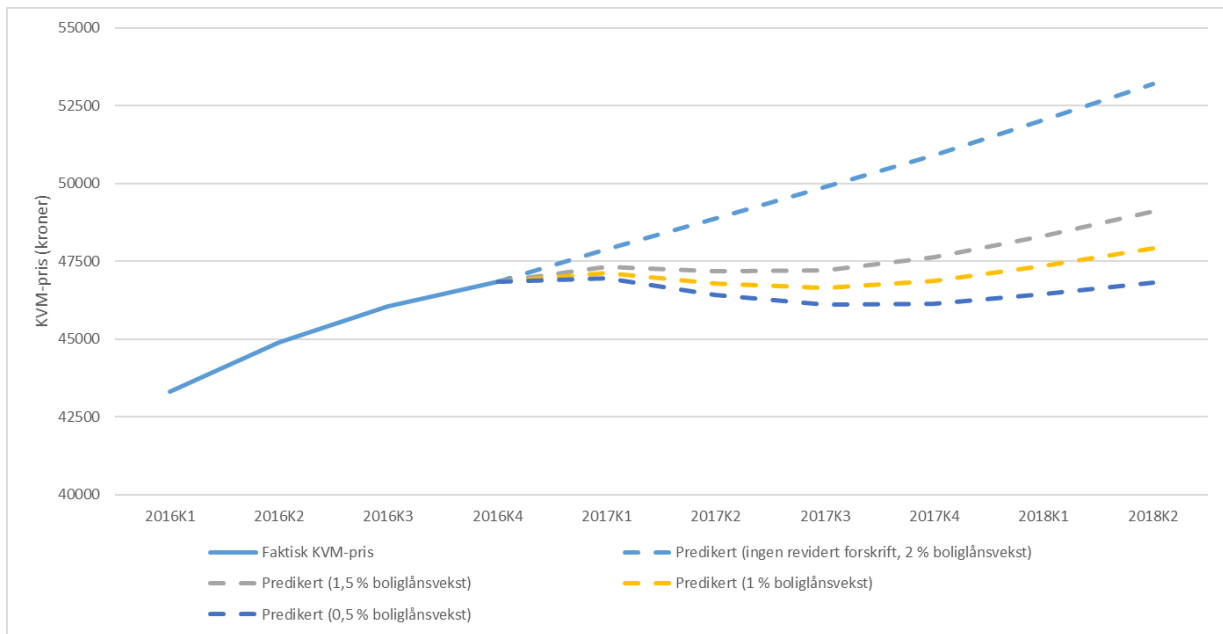
### ***Videreutviklet dynamisk analyse***

Omfanget av forventninger er interessant, men usikkert. Vi ønsker å skissere en situasjon der markedet utøver kraftige negative forventninger fra 2017K2 som følge av den reviderte boliglånsforskriften. Vi forutsetter at den negative impulsen ikke slår inn for fullt før K2 fordi flere boligkjøpere skaffet seg finansieringsbevis før årsskiftet (Schmidt & Lorentzen, 2017). Disse bevisene hadde varighet inn i K1 og ble utstedt uten restriksjonene i den reviderte boliglånsforskriften.

---

<sup>24</sup> Tolvmånedersveksten for bruktboliger i januar 2015, 2016 og 2017 var henholdsvis 8,5 %, 5,2 % og 13,3 % ifølge prisstatistikken til Eiendom Norge.

Utviklingen i forventninger baserer seg på at husholdningene etter hvert tar innover seg den endrede markedssituasjonen. Deretter øker optimismen på bakgrunn av økt kapasitetsutnyttelse i økonomien (Norges Bank, 2017c, s. 7). Forutsetningene vil være de samme som i figur 9.3, bortsett fra at forventningene har løpende kvartalsverdier lik -0,4, -1, -0,8, -0,4, -0,2, -0,1 i prediksjonsperioden. I tillegg baseres prediksjonene på 1 prosent kvartalsvekst i boligmassen i 2017. I 2018 legger vi til grunn at boligmasseveksten igjen er 0,6 prosent per kvartal.



Figur 9.4. Endring i KVM-pris ved ulik reduksjon i boliglånsvækst. Variabelen FORV settes til ulike verdier. De løpende verdiene for hvert kvartal i prediksjonsperioden er -0,4, -1, -0,8, -0,4, -0,2, -0,1. Faktiske KVM-priser i perioden 2016K1 til utgangen av 2016K4. Predikerte priser fra utgangen av 2016K4 til og med 2018K2.

Det kontrafaktiske alternativet opplever like sterk vekst som ved figur 9.3 fordi det ikke assosieres med noe skift i forventninger. I denne tilstanden blir ikke revideringen av forskriften innført. Vi behandler derfor forventningene som nøytrale ( $FORV = 0$ ) i dette tilfellet.

Figur 9.4 viser at boligprisene synker i K2 og K3. I hovedsak skyldes dette reduksjonen i boliglån og de negative forventningene. I likhet med tidligere, blir boligprisutviklingen svakere desto mer innstrammende boliglånsværket virker på kredittpraksisen.

I figur 9.4 vil boligprisene være 8,11 prosentpoeng<sup>25</sup> lavere i 2018K2 sammenlignet med det kontrafaktiske alternativet. Resultatet legger 1,5 prosent veksttakt i lånemengden til grunn. Tilsvarende vil prisene være 10,57 og 12,88 prosentpoeng lavere ved henholdsvis 1 og 0,5 prosent vekst i boliglån. Ved 1 prosent veksttakt i boliglån vil boligprisene falle med 0,71

<sup>25</sup> $12,86\% - 4,75\% = 8,11$  prosentpoeng

prosent og 0,31 prosent i henholdsvis 2017K2 og 2017K3. Sammenlignet med tidligere scenarioer finner man nå en kraftigere reduksjon i boligprisveksten. I hovedsak knyttes dette til innstramming i boliglån og negative forventninger.

### **Oppsummering av funn**

Tabell 9.1 gjengir resultatene som hittil har blitt avdekket. Kun resultatene fra den dynamiske analysen presenteres.

<b>Boliglånsvekst</b>	<b>Boligprisvekst (figur 9.3)</b>	<b>Boligprisvekst (figur 9.4)</b>
2 % i kvartalet (kontrafaktisk)	12,97 %	12,86 %
1,5 % i kvartalet	10,97 %	4,75 %
1 % i kvartalet	8,62 %	2,29 %
0,5 % i kvartalet	6,54 %	-0,02 %

*Tabell 9.1. Boligprisvekst fra utgangen av 2016K2 til og med 2018K2.*

Den dynamiske analysen tilsier at boligprisutviklingen blir svakere når både boliglånsveksten og forventningene reduseres. Dersom 1 prosent boliglånsvekt og sterke negative forventninger i boligmarkedet legges til grunn, reduserer den reviderte forskriften prisveksten med 10,57 prosentpoeng.

### **Implikasjoner av funn**

Både den isolerte og dynamiske analysen illustrerer sterk prisøkning dersom veksten i utlånsvolumet ikke reduseres. Vi finner også at modellens kvartalsvise justeringer mot langtidslikevekt er relativt beskjedne sett opp mot de kortsiktige effektene av boliglån, inntekt og forventninger. Dermed påvirkes boligprisveksten i hovedsak av kortsiktige variabler i våre prediksjoner.

Dersom vi tillater kraftige negative forventninger som følge av revideringen av boliglånsforskriften, predikerer modellen et fall på totalt 1,02 prosent i perioden 2017K2-2017K3. Her legges 1 prosent veksttakt i boliglån til grunn. Det virkelige fallet har vært sterkere. Årsakene til avviket mellom predikert og virkelig fall kan være mange. Den alternative boligprismodellen kan være både upresis og forutsetningene for boliglånsvariabelen kan være for ambisiøse.

I tillegg kan boligprismodellen utelate sentrale forklaringsfaktorer. Befolkningsvekst kan tenkes å påvirke etterspørselen etter bolig. Befolkningsveksten har de seneste årene blitt redusert og mange peker på at lavere vekst i befolkningen har forårsaket redusert vekst i boligpriser (SSB, 2017c; Wig, 2017a). Siden modellen vår ikke kontrollerer for

befolkningsvekst kan spriket mellom faktisk og predikert boligprisdannelse til dels skyldes nettopp denne utelatelsen.

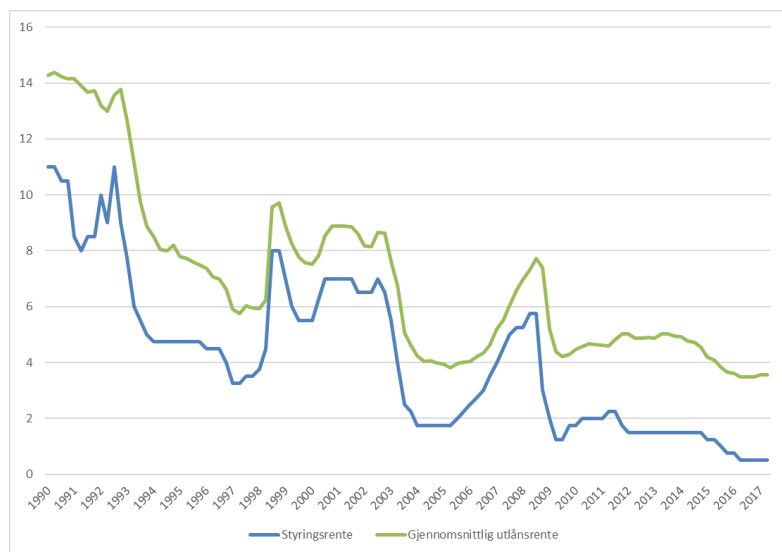
På tross av disse mulige svakhetene gir analysen holdepunkter for at den reviderte boliglånsforskriften har hatt negativ innvirkning på boligprisutviklingen. En slik effekt var ønsket i lys av sterk økning i boligpriser, spesielt i Oslo, før 2017. Vi vil nå undersøke om pengepolitikken kunne bremset boligprisveksten på et tidligere stadium.

### 9.3 Styringsrentens effekt på boligpriser

Vi vil i dette kapittelet vurdere styringsrenten som virkemiddel inn mot boligprisdannelsen. Det gjøres en sentral antagelse om sammenhengen mellom styringsrenter og utlånsrenter slik at vi kan benytte den alternative boligprismodellen som analyseverktøy.

#### 9.3.1 Sammenhengen mellom styringsrente og utlånsrente

Vindsnes (2012) studerer sammenhengen mellom styringsrenter og bankenes utlånsrenter fra 1990 til 2011. Ved grafiske fremstillinger samvarierer størrelsene svært godt, se figur 9.5.



Figur 9.5 Styringsrente og gjennomsnittlig utlånsrente fra 1990 til 2017. Målt i prosent.

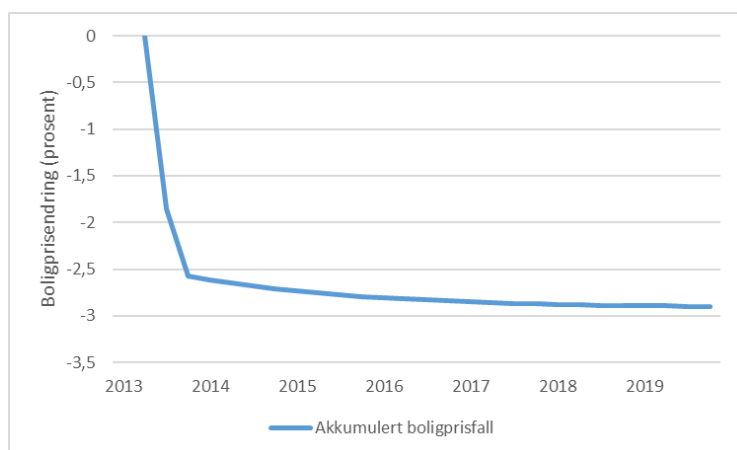
En enkel og statisk regresjon tilsier at styringsrenten forklarer 88 prosent av bevegelsene i utlånsrentene. Differansen mellom styringsrenten og utlånsrentene varierer over tid (SSB, 2014, 2017e). Det fremstår at også påslaget i seg selv reduseres i mer risikofylte tider. Etter finanskrisen har påslaget mellom gjennomsnittlig styringsrente og gjennomsnittlig utlånsrente vært 3,04 prosent. Marginen har vært stabil frem til i dag, slik figur 9.5 illustrerer.

Korrelasjonen mellom kvartalsvis styringsrente og gjennomsnittlig utlånsrente er 0,95<sup>26</sup> i perioden 1990 til 2017 og 0,96 fra 1998 til 2017. Året 1998 er valgt på bakgrunn av innfasingsstarten av inflasjonsmålet hos Norges Bank. I tillegg finner Vindsnes et regresjonsbrudd for styringsrenten og utlånsrenten på dette tidspunktet. Korrelasjonen er 0,80 etter finanskrisen og frem til i dag.

Basert på den høye korrelasjonen og et stabilt påslag i en normaltilstand brukes styringsrenten som instrument for gjennomsnittlig utlånsrente i analysen. Vår analyse forutsetter at en endring i styringsrenten leder til tilsvarende endring i utlånsrenten i samme periode.

### 9.3.2 Isolert effekt av renteøkning

Figur 9.6 skisserer den isolerte effekten av en økt styringsrente på ett prosentpoeng. Økningen inntreffer i 2013K3 og innebærer nå 2,5 prosent styringsrente istedenfor faktiske 1,5 prosent.



Figur 9.6. Boligprisfall når styringsrenten settes opp med ett prosentpoeng i utgangen av 2013K2. Det akkumulerte fallet måles i prosent.

Fallet i boligpriser oppstår som følge av strammere pengepolitikk. Dette gir en isolert reduksjon i boligpriser på 2,84 prosent<sup>27</sup> i perioden 2013K3-2016K4. Av figuren ser en at fallet avtar i 2019 og at boligmarkedet nå tilpasses en ny likevekt.

### 9.3.3 Dynamisk analyse

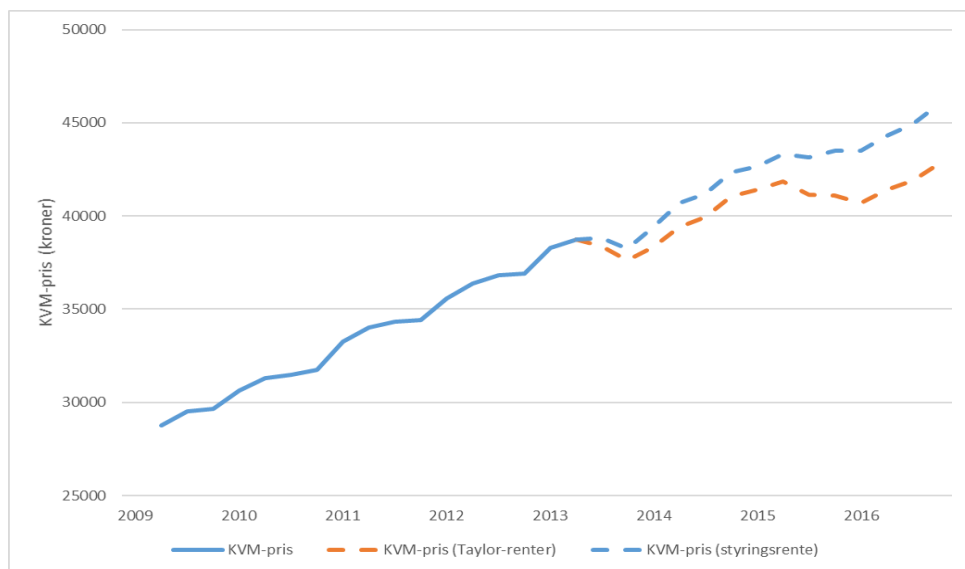
Vi bruker vår boligprismodell til å predikere boligprisutviklingen fra 2013K3-2016K4. Prediksjonene baseres på faktiske observasjoner av alle variablene i modellen. For å isolere

<sup>26</sup> I beregningene av korrelasjonene benyttes gjennomsnittlige utlånsrenten i datasettet til Naug. I tillegg benyttes SSBs observasjoner for styringsrenten (SSB, 2014) supplert med rentestatistikk på Norges Banks hjemmeside.

<sup>27</sup> Styringsrente som instrument tilsier en 0,72 prosentpoengs reduksjon i utlånsrente etter skatt. Her benyttes en skattesats på 28 %, slik den var i denne perioden. Økningen er noe lavere enn hva langtidssammenhengen skulle tilsi ( $4,05 \times 0,72 \text{ pp} = 2,92 \%$ ) siden modellens tilpasning mot nye likevekter tar tid.

effekten av styringsrenten modelleres en prediksjon der faktisk forløp for styringsrenten legges til grunn. For den andre prediksjonen er alt lik bortsett fra at våre beregninger av Taylor-renter brukes som instrument for styringsrenten.

Det tillegges en restriksjon for observasjonen av Taylor-renten i 2016K4, i tråd med problematikken diskutert i kapittel 8.1.2. I 2016K3 er Taylor-renten 3,1 prosent. På bakgrunn av problematikken settes renten også lik 3,1 prosent i 2016K4. Deretter anvender vi en dynamisk analyse for å studere effekten av en strammere pengepolitikk på boligprisene.



Figur 9.7. Boligprisutvikling ved faktiske styringsrenter og Taylor-renter. Faktiske boligpriser fra 2009K2 til utgangen av 2013K2. Predikerte priser fra 2013K3-2016K4.

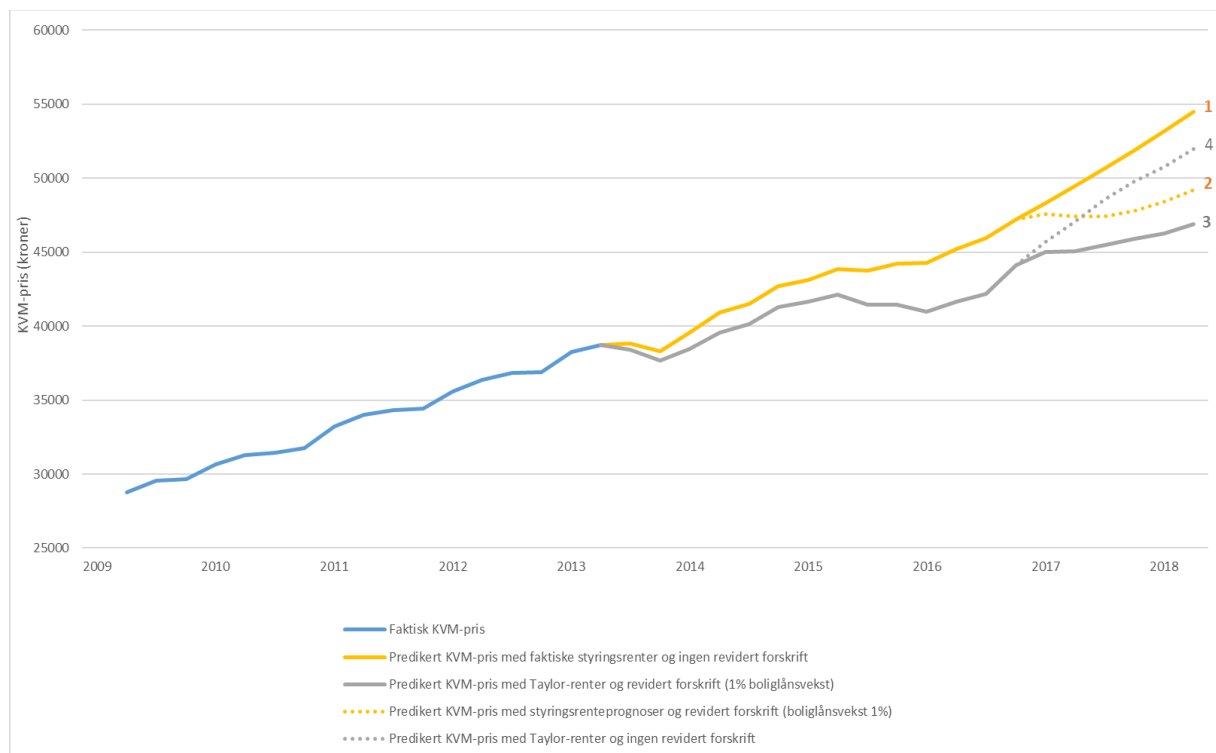
Figur 9.7 viser den faktiske boligprisutviklingen frem til 2013K3. Prediksjonen basert på observerte styringsrenter ligger over prediksjonene ved bruk av Taylor-rentene i den påfølgende perioden. Det kontrafaktiske alternativet med Taylor-renter leder til en samlet boligprisvekst på 10,16 prosent. Prediksjonen med faktiske styringsrenter gir en samlet vekst på 17,43 prosent. En strammere pengepolitikk fører til 7,27 prosentpoeng lavere boligprisvekst i perioden 2013K3-2016K4.

I vår alternative modell har altså utlånsrenter etter skatt en sterk kortsiktig effekt. Derfor er det andre variabler som driver boligprisene i tiden etter en renteendring. Av figur 9.7 ser en et fall i boligpriser i perioden 2015K2-2016K1 for det kontrafaktiske alternativet. Fallet er her 2,75 prosent. Deretter øker boligprisene med 4,1 prosent i 2016, som er betydelig lavere enn den faktiske veksten i denne perioden. Bakgrunnen for økt boligprisvekst fra 2016 skyldes i hovedsak økt inntektsvekst og mer optimistiske husholdninger.

Ifølge våre beregninger bremses en økning i styringsrenten den kortsiktige boligprisveksten. Vi ser i midlertidig at veksten fortsatt er sterk i 2016 på tross av et høyere rentenivå. I det videre undersøker vi hvordan den reviderte boliglånsforskriften samspiller med resultatene vi nå har funnet. Kapittel 9.4 analyserer det kontrafaktiske alternativet for pengepolitikk nærmere.

## 9.4 Sammenfattet analyse av virkemidlene

Figur 9.8 er en videreførelse av figur 9.7. Prediksjonen av boligpriser starter i 2013K3 i tråd med den kontrafaktiske analysen av pengepolitikken. Betingelsene for delanalysen av både revidert boliglånsforskrift og styringsrenten er også gjeldende ved den sammenfattede analysen. Det skisseres i alt fire scenarioer. I det følgende vil scenarioene og deres implikasjoner gjøres rede for.



Figur 9.8. Endring i KVM-pris i perioden 2009K2 til 2018K2. Faktiske KVM-priser fra 2009K2 til utgangen av 2013K2. Deretter predikeres fire scenarioer.

Scenario 1 er den heltrukne gule linjen. Prediksjonen baseres på faktiske observasjoner for både styringsrente og øvrige variabler frem til 2017K2. Deretter benyttes prognoser frem mot 2018K2 (Norges Bank, 2017c). Prediksjonen viser et fall i boligpriser på 1,3 prosent i løpet av 2013K4. Modellen tilsier at fallet skyldes negativ vekst i boliglånstutstedelser, redusert inntektsvekst og noe pessimistiske forventninger.



Boligprisutviklingen blir så positiv i påfølgende kvartal og opplever en noenlunde stabil veksttakt frem mot 2015K2. Den totale veksten i boligpriser fra 2014K1 til og med 2015K2 er 13,7 prosent. Perioden preges av økt utlånsvekst, reduksjon i rente etter skatt og lavere vekst i boligmassen. Dette påvirker boligprisene positivt. I andre enden fører lavere inntektsvekst og reduserte forventninger inn mot 2015 til lavere boligprisvekst. Skiftet i forventningene kan i hovedsak tilknyttes fallet i oljepris som skapte negative utsikter for norsk økonomi og boligmarkedet.

I hovedsak sørger sterke negative forventninger til stagnasjonen i prisutviklingen frem til 2016K1. Et rentekutt etter skatt i 2015K3 og 2015K4 forhindret ikke utflatingen. Året 2016 opplever positiv utvikling i forventningene, økt inntektsvekst og høy utlånsvekst. Dette resulterer i en prisvekst på 6,6 prosent i 2016.

Scenario 2 starter 2017K1 og varer frem til 2018K2. I figur 9.8 fremkommer det et skille mellom første og andre scenario. Skillet markerer innfasingen av revidert boliglånsforskrift (gul stiplet linje) eller fraværet av en slik innfasing (heltrukken gul linje). Observasjonene som legges til grunn er like for de to scenarioene. Unntakene er at revideringen av forskriften reduserer boliglånsveksten fra 2 til 1 prosent og at det knyttes negative forventninger<sup>28</sup> til forskriftens innvirkning på markedet. Scenario 1 gir en kraftig boligprisvekst på 14,6 prosent i perioden 2017K1-2018K2. Dersom forskriften innføres er veksten 4,2 prosent i samme periode.

Scenario 3 illustreres med heltrukken grå linje. Fra 2013K3 følger sentralbanken utelukkende beregnede Taylor-renter. I første omgang innebærer dette at styringsrenten settes opp fra 1,5 prosent til en Taylor-rente på 2,11 prosent. Modellen antar at renteendringen etter skatt får direkte utløp i utlånsrentene, som i dette tilfellet blir 0,44 prosentpoeng<sup>29</sup>. Videre fremkommer det at økningen mot et høyere rentenivå fører til en noe lavere veksttakt i boligprisene frem til 2015K2.

Deretter er veksten negativ frem mot 2016K1. Samlet faller boligprisene med 2,8 prosent i perioden 2015K2-2015K4. Ifølge vår modell er det flere årsaker til dette fallet. Perioden preges av en økning i Taylor-renter etter skatt på 0,55 prosentpoeng, men også lavere inntektsvekst og sterke negative forventninger i likhet med scenario 1. Deretter skjer et nytt taktskifte i boligprisene fra og med 2016. Dette året preges av gradvise forbedringer i forventningene, økt

---

<sup>28</sup> Forventningene fra figur 8.6 i kapittel 8.2.4 legges til grunn.

<sup>29</sup>  $[2,11 * (1 - 0,28)] - [1,5 * (1 - 0,28)] = 0,4392 \%$

inntektsvekst og en total reduksjon i Taylor-renter etter skatt på 0,92 prosentpoeng. Boligprisveksten i 2016 er 6,4 prosent.

Scenario 4 (grå stiplet linje) starter 2017K1 og ender i 2018K2. Etter 2017K2 benyttes prognoser for inflasjon og produksjon i beregningen av Taylor-renter, prognoser for inntekt og historisk veksttakt for boligmasse. Vi antar også at nominell nøytralrente er 2 prosent fra K2. Diagrammet skisserer et skille mellom scenario 3 og 4, på samme bakgrunn som ved scenario 1 og 2. Myndighetene kan nå velge om revideringen av boliglånsforskriften skal innføres. Ved en slik revidering vil boliglånsveksten reduseres fra 2 til 1 prosent og forventningene vil bli mer pessimistiske, i likhet med scenario 2.

Den sterke veksten fortsetter i scenario 4 dersom ingen revidering foreligger. Veksten i scenario 4 krediteres en reduksjon i Taylor-renter etter skatt på 0,57 prosentpoeng, stabil og høy vekst i både boliglån og inntekt. Utviklingen i disse faktorene leder til en kraftig oppgang i boligprisene på 16,6 prosent i scenario 4. Dersom revideringen innføres er prisveksten 6,2 prosent over samme periode.

Scenarioene illustrerer forskjellen mellom ulike implementering av virkemidler i boligmarkedet. Dersom prisdannelsen baserer seg på faktiske styringsrenter og ingen forskrift (scenario 1) gir dette en kvadratmeterpris på kroner 54 501 ved prediksjonsslutt. Dersom en strammere pengepolitikk hadde blitt ført fra 2013K3 til 2016K4, samt at revideringen av boliglånsforskriften innføres i starten av 2017 (scenario 3), gir dette en pris på kroner 46 915. Tiltakene leder altså til kroner 7 586 lavere kvadratmeterpris ved 2018K2. Den samlede veksten i boligpris for de ulike scenarioene finnes i tabell 9.2. Tabellen presenterer veksten fra 2013K3 til 2018K2.

	<b>Scenario 1</b>	<b>Scenario 2</b>	<b>Scenario 3</b>	<b>Scenario 4</b>
Boligprisvekst	40,66 %	26,93 %	21,08 %	34,12 %

9.2 Boligprisvekst fra utgangen av 2013K2 til og med 2018K2.

Resultatene viser at prisveksten nærmest halveres dersom begge tiltak implementeres. Samlet effekt er 19,58 prosentpoeng lavere boligprisvekst mellom scenario 1 og 3.

For å illustrere implikasjonene av tiltakene tas det utgangspunkt i en bolig på 50 kvadratmeter. Forutsett at boligen er verdt kroner 2 000 000 ved utgangen av 2013K2. Våre beregninger viser da at ingen tiltak (scenario 1) resulterer i at samme bolig er verdt kroner 2 813 200 ved 2018K2. I scenario 2, 3 og 4 er boligen verdt henholdsvis kroner 2 538 600, 2 421 600 og 2 682 400 ved

prediksjonsslutt. Eksempelet impliserer at boligprisene er kroner 391 600 lavere dersom ingen tiltak innføres.

Bemerk at summen av tiltakenes enkeltstående effekt funnet i kapittel 9.2.4 og 9.3.3 ikke eksakt overensstemmer<sup>30</sup> med differansen mellom scenario 1 og 3. Figur 9.8 baseres på predikerte Taylor-renter i perioden 2017K3-2018K2. Den enkeltstående analysen av forskriften tar ikke høyde for Taylor-rentenes positive effekt på boligpriser. Dette fører til at den samlede effekten av tiltakene er noe høyere i figur 9.8.

Vi presiserer at figur 9.8 legger til grunn en boliglånsveksttakt på 1 prosent etter revideringen av forskriften. Som nevnt tidligere kan den virkelige reduksjonen være av en annen størrelse. En høyere (lavere) veksttakt i boliglån hvert kvartal leder isolert sett til økt (reduert) boligprisvekst. Dermed kan den virkelige helningen på kurvene være annerledes etter 2017K1. Det samme gjelder de virkelige forventningene i boligmarkedet etter 2017.

## 9.5 Svakheter ved prediksjonene

Vi oppfordrer leseren å tolke resultatene av analysene med et kritisk blikk. Det er viktig å være klar over svakheter som presiseres i det følgende. Resultatene fremstår likevel som som plausible. Vi anser av den grunn indikasjonene som troverdige nok for å gi tillit til analysen.

Analysen av styringsrenten beror på dens isolerte effekt på boligpriser. De faktiske sammenhengene vil trolig være mer dynamiske. En endring i styringsrenten vil ikke kun påvirke boligpriser, men også andre makroøkonomiske forhold. Deretter kan endringen i andre makroøkonomiske størrelser igjen påvirke boligpriser. Vekselvirkninger mellom slike størrelser, styringsrenten og boligpriser tar analysen ikke hensyn til.

Det legges strenge forutsetninger til grunn for konstruksjonen av boliglånsvariabelen og styringsrente som instrument for utlånsrenter. Disse forutsetningene kan være for ambisiøse, som vil føre til at sammenhengene som påvises i den kontrafaktiske analysen er svake.

Som utredningen tidligere har påpekt er det svakheter ved selve modellapparatet. Dette kan gjøre prediksjonene upresise. Det finnes bevis for at enkelte variabler i den alternative boligprismodellen kan være inkonsistente, blant annet boliglånsvariabelen. Den kontrafaktiske analysen benytter denne variabelen i stor grad. Igjen kan dette føre til svakheter i analysen.

---

<sup>30</sup> Summen av tiltakenes enkeltstående effekt:  $10,57 + 7,27 = 17,84$  prosentpoeng  
Differansen mellom scenario 1 og 3:  $40,66 - 21,08 = 19,58$  prosentpoeng

En annen svakhet er tidshorizonten som benyttes i den kontrafaktiske analysen. I drøftelsen av estimeringsresultatene for boligprismodellen kommer det frem at prediksjonsegenskapene er svake på lengre sikt. Den kontrafaktiske analysen predikerer boligpriser over fem år og den anvendte tidshorizonten kan lede til upresise prediksjoner.

## KAPITTEL 10: DISKUSJON

Den følgende diskusjonen belyser resultatene vi har funnet i den kontrafaktiske analysen. Kapitlet legger særlig vekt på å diskutere hensiktsmessigheten til både den reviderte boliglånsforskriften og pengepolitikken i lys av boligprisutviklingen. I skrivende stund har Finansdepartementet bedt Finanstilsynet vurdere om revideringen av forskriften bør avvikles, endres eller videreføres når den utløper sommeren 2018 (Finansdepartementet, 2017). Dette viser viktigheten av å vurdere stabiliseringspolitikk og aktualiserer vår diskusjon ytterligere.

I forkant av revideringen uttalte finansminister Siv Jensen følgende: «Veksten i boligpriser og husholdningenes gjeld utgjør en risiko for norsk økonomi, og det er derfor behov for enkelte tiltak» (Finansdepartementet, 2016). Som kapittel 9.4 anfører, finner vi at boligprisveksten stiger kraftig i det kontrafaktiske scenarioet uten revideringen. En prisvekst som overgår fundamentale forhold kan på et senere tidspunkt lede til uønskede korreksjoner.

For mange husholdninger utgjør bolig den største kapitaloppbindingen og et fall i boligpriser vil derfor lede til redusert formue. Et formuestap av denne typen kan resultere i at husholdningene begrenser sitt konsum. På denne måten kan realøkonomiske konsekvenser oppstå ved at aktivitetsnivået i økonomien synker. Revideringens innstrammende effekt anses i den sammenheng som svært hensiktsmessig.

Den norske boligmodellen vektlegger at flest mulig skal eie bolig, og det blir derfor en diskusjon om hvorvidt den nye boliglånsforskriften forhindrer dette. I forbindelse med revideringen uttalte Siv Jensen:

Den nye forskriften setter klare krav til bankenes utlånspraksis, samtidig som vi gir bankene fleksibilitet til fortsatt å utøve godt bankhåndverk. Vi ønsker at unge i etableringsfasen skal ha mulighet til å komme seg inn på boligmarkedet. (Finansdepartementet, 2016)

Uttalelsen belyser problematikken knyttet til unges etableringsmuligheter i markedet. På én side vil raskt økende boligpriser gjøre det vanskeligere for unge å komme inn på boligmarkedet. Det kreves mer egenkapital og en høyere betjeningsevne når prisene stiger. Revideringen av forskriften virker i så måte positivt siden veksttakten reduseres. På den annen side er det vanskeligere å møte kravene for selve boliglånsopptaket. Dette trekker i negativ retning.

Slik det fremkommer av uttalelsen skal denne negative virkningen motvirkes ved å bevare bankenes fleksibilitet. Mange peker likevel på at fleksibiliteten ikke er tilstrekkelig (Marschhäuser, 2017). Det oppstår en kostnad ved at mange unge blir stående utenfor markedet som konsekvens av det nye regelverket. I den sammenheng argumenterer vi for at revideringen har mindre hensiktsmessige effekter.

Det er også naturlig å diskutere revideringens midlertidighet. Enkelte mener at revideringen allerede burde vært avvirket i sin helhet (Mikalsen & Langved, 2017). Vi argumenterer for at dersom avmatningen bringer boligmarkedet nærmere en bærekraftig likevekt, taler dette for å redusere restriksjonene i forskriften.

Som anført i kapittel 3.1 påpeker vi at tilbuds- og etterspørselsdannelsen i boligmarkedet er kompleks og at det er en vanskelig å øvelse å finne den faktiske likevekten. Vi finner at boliglånsforskriften leder til en kraftig prisreduksjon. Dette taler for å avvikle revideringen sommeren 2018, i den forstand at en videreføring gjør korreksjonen kraftigere og mer langvarig enn det som er nødvendig.

I motsatt ende taler en høy gjeldsbelastning i norske husholdninger for å ivareta kravene. Lavere gjeldsvekst som resultat av dempede boligpriser vil redusere sårbarheten i husholdningene. Reduksjonen vil i midlertid ta tid, og en vedvarende sårbarhet taler for at Finansdepartementet bør videreføre revideringen. Myndighetene bør være svært varsom med å deregulere utlånspraksis i en tid der lånekostnaden er rekordlav. I tillegg er det nødvendig å ivareta stabil boligprisvekst også i fremtiden.

Denne utredningen konkluderer med at boliglånsforskriften fungerer som et hensiktsmessig verktøy for å stabilisere boligprisene. Hovedargumentet er at den har stor effekt i et marked som hadde et tydelig behov for korreksjon. Vi finner sterke holdepunkter for å videreføre forskriften, men påpeker at kravene bør gjøres mer fleksible. Dette for å ivareta stabil prisvekt samtidig som vi mener at nåværende forskrift vil være for innskrenkende over et lengre

tidsperspektiv. Ettersom revideringen gjøres mer fleksibel oppfordrer vi Finansdepartementet i tillegg å vurdere andre tiltak som sikrer en bærekraftig gjeldsutvikling.

Til tross for at boliglånsforskriften konkluderes som hensiktsmessig anses det likevel som en problemstilling om hvorvidt stabiliseringspolitikken kunne vært mer proaktiv. De negative virkningene påpeker et behov for å drøfte hvorvidt pengepolitikken kunne tatt en større rolle i boligprisstabiliseringen. En bærekraftig vekst i perioden før revideringen kunne i så henseende muliggjort mer fleksibilitet i forskriften.

Vi finner det interessant at Taylor-rentene i den kontrafaktiske analysen viser avmatning i boligprisutviklingen. Dette til tross for at finansiell stabilitet ikke kontrolleres for i Taylor-likningen. Av den grunn oppstår det et spørsmål om hvorfor Norges Banks pengepolitikk ikke er mer overensstemmende med de estimerte rentene. I en enkel verden ville Taylor-rentene lukket både produksjons- og inflasjonsgap, samt nedjustert veksttaket i boligmarkedet. Som drøftelsen i kapittel 8 var inne på, skyldes avviket andre makroøkonomiske forhold. Fallet i oljepris og bevegelser i kronekursen er sentrale momenter som forklarer avviket.

Avmatningen i prisutviklingen som følge av Taylor-rentene anses som mer bærekraftig. Behovet for en revidert boliglånsforskrift taler for at en tidligere markedskorreksjon hadde vært foretrukket. I så måte hadde det vært hensiktsmessig å øke styringsrentene i vår analyseperiode.

Det presiseres likevel at rentesettingen er mer kompleks enn det som skisseres i utredningen. Det kan tenkes at et kontrafaktisk alternativ for styringsrenten ville virket ytterligere innstrammende på boligprisene. Bakgrunnen er at en økning i styringsrenten på flere prosentpoeng ville dratt den norske økonomien inn i en nedgangskonjunktur. Lavere aktivitetsnivå legger en sterk demper på både etterspørsel og tilbud i boligmarkedet. En slik virkning kommer i tillegg til effektene påvist i kapittel 9. Det argumenteres av den grunn for at man skal være varsom med å hevde at Norges Bank burde økt styringsrenten på et tidligere stadium.

Vi hevder at sentralbanken kan ta hensyn til utviklingen i boligmarkedet ved å lene seg mot vinden. Likevel innebærer deres mandat å vektlegge inflasjon og produksjon som hovedprioritet. I lys av resultatene finner vi det hensiktsmessig for sentralbanken å ivareta finansiell stabilitet til en viss grad gjennom å lene seg mot vinden. Det er derimot svært sentralt at å lene seg mot vinden ikke går på bekostning av strategien om fleksibel inflasjonsstyring.

Det vil av den grunn være ugunstig å bruke styringsrenten som direkte verktøy for å regulere boligpriser.

Pengepolitikken manglende evne til å stabilisere prisutviklingen gjør alternative tiltak nødvendige dersom et boligkrakk får realøkonomiske konsekvenser. Utenlandske aktører pekte på faren for et krakk i det norske boligmarkedet våren 2017 (Brockett, 2017). På oppdrag fra Finansdepartementet gir derfor Norges Bank råd om motsykliske kapitalkrav overfor bankene. Kravene skal økes når finansielle ubalanser bygger eller har bygget seg opp. Dette for å øke bankenes soliditet. Dersom ubalanser i boligmarkedet resulterer i en sterk kontraksjon i økonomien reduseres kravene. Slik opprettholdes likviditeten i finansmarkedene og bidrar til å redusere nedsiderisikoen ved en realøkonomisk nedgangskonjunktur.

Vi argumenterer også for at en motsyklisk kapitalbuffer i seg selv indirekte påvirker boligpriser. Dette i den forstand at økte kapitalkrav kan virke innstrammende på kredittpraksisen. Som resultat av kapitalkravet kan bankene måtte øke sine marginer som således gjør det dyrere for husholdningene å låne penger. På den måten har kapitalbufferen en tosidig effekt som er gunstig for stabilisering av boligmarkedet.

Vi finner sterke argumenter for at sentralbanken ikke skal ha finansiell stabilitet som hovedkriterium i rentesettingen. Dette fordi viktigheten av finansiell stabilitet blir overskygget av andre makroøkonomiske hensyn. En rentesetting utelukkende bestemt ut i fra boligprisutvikling vil kunne gi alvorlige konsekvenser for andre deler av økonomien. Utredningen konkluderer derfor med at styringsrenten anses som et mindre hensiktsmessig virkemiddel. Tiltak som kan bidra til å begrense nedsiderisikoen ved en eventuell krise anses som mer egnet fra sentralbankens side.

## **KAPITTEL 11: KONKLUSJON**

I denne utredningen har vi forsøkt å besvare en problemstilling om hvilke effekter boliglånsforskriften og rentesettingen har hatt på boligmarkedet. Tilnærmingen har vært en kontrafaktisk analyse der vi behandler virkemidlene gjennom en skissert og alternativ utvikling i de aktuelle variablene. Målet for utredningen har i den sammenheng vært å tallfeste effektene og besvare om stabiliseringspolitikken har vært hensiktsmessig for boligmarkedet.

Vår kontrafaktiske analyse finner at den reviderte boliglånsforskriften fører til 10,57 prosentpoeng lavere boligprisvekst i perioden 2017K1-2018K2. Resultatet forutsetter kvartalsvis boliglånsvekst lik 1 prosent og sterke negative forventninger som følge av innføringen av revideringen. Ved økt vekst i boliglån og mer optimistiske forventninger reduseres denne effekten.

Analysen konkluderer med at en mekanisk pengepolitisk regel ville ledet til 7,27 prosentpoeng lavere boligprisvekst i perioden 2013K3-2016K4. Sammenligningsgrunnlaget er den faktiske fastsettelsen av styringsrenten i perioden. Isolert sett finner vi at det hadde vært gunstig for boligprisutviklingen med en høyere rente.

En sammenfattet analyse viser at effekten av begge tiltak er 19,58 prosentpoeng lavere vekst i boligprisene i perioden 2013K3-2018K2. Resultatet er noe høyere enn summen av hvert tiltaks enkeltstående effekt. Årsaken er at den sammenfattede analysen tar høyde for predikerte styringsrenter. En lavere veksttakt hadde i den sammenheng bidratt til å redusere den latente risikoen for store prisfall. En slik risiko har i stor grad blitt diskutert det siste året.

Vi vurderer den reviderte boliglånsforskriften som et hensiktsmessig tiltak overfor prisutviklingen. Bakgrunnen er dens evne til å begrense låneopptaket. Opptak av boliglån er en sentral driver for boligpris i vår modell. Videre finner vår diskusjon det fordelaktig å forlenge revideringen utover sommeren 2018, men at kravene gjøres mer fleksible.

En helhetlig vurdering konkluderer med at styringsrenten er mindre egnet som direkte stabiliseringsverktøy i boligmarkedet. Hovedargumentet er at Norges Bank tar hensyn til andre makroøkonomiske faktorer utover boligprisutviklingen og at vurderingen av finansiell stabilitet ikke bør betraktes som hovedprioritet.

Boligprisutviklingen blir et spennende tema fremover. Norske husholdninger vil trolig være sterkt investert i boligmarkedet også i fremtiden. I tillegg er gjeldsgraden fortsatt høy og det vil ta tid før sårbarheten reduseres. I løpet av 2017 har prisene stagnert noe og det spekuleres i om en substansiell del av korreksjonen allerede er forbi. Det blir derfor spesielt interessant å se hva som blir utfallet når den reviderte boliglånsforskriften skal vurderes ved sin utløpsdato i 2018.



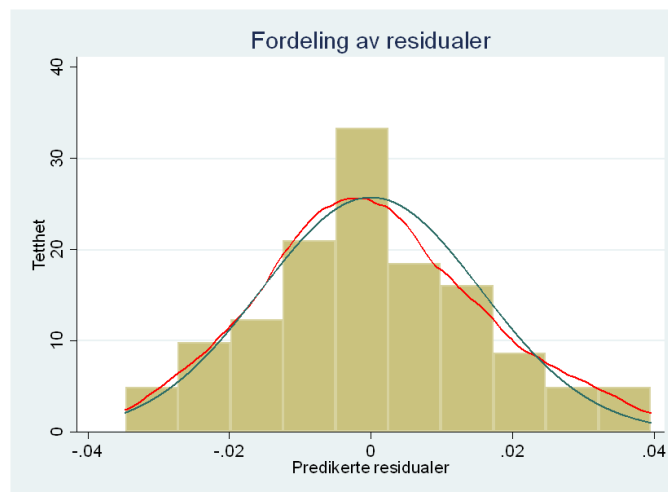
# APPENDIKS

## A1 Robusthetstester

Resultater av de ulike robusthetstestene finnes i påfølgende delkapitler.

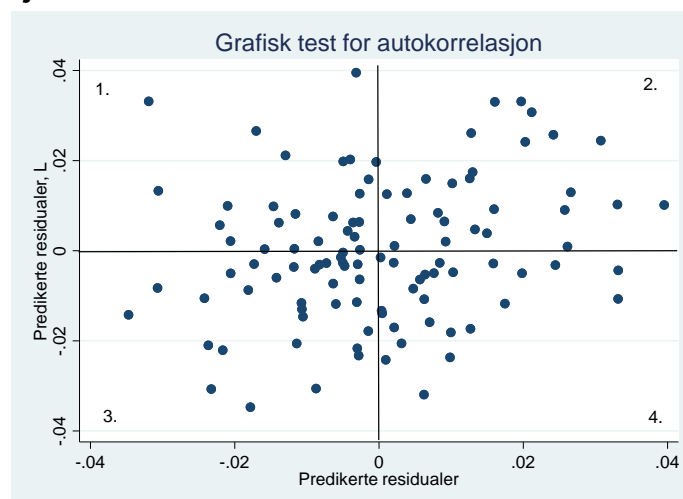
### A1.1 Normalfordelte feilledd

Figur A1.1 støtter opp om en normalfordeling med gjennomsnitt lik null og konstant varians. Rød linje er et føyende Kernel-estimat basert på residualene. Estimaten ligger tett opp mot en perfekt normalfordeling ved grønn linje.



Figur A1.1. Fordeling av residualer i den alternative boligprismodellen. Modellen er presentert i 7.1.2.

### A1.2 Autokorrelasjon



Figur A1.2. Predikerte og laggede, predikerte residualer fra den alternative boligprismodellen. Modellen er presentert i 7.1.2.

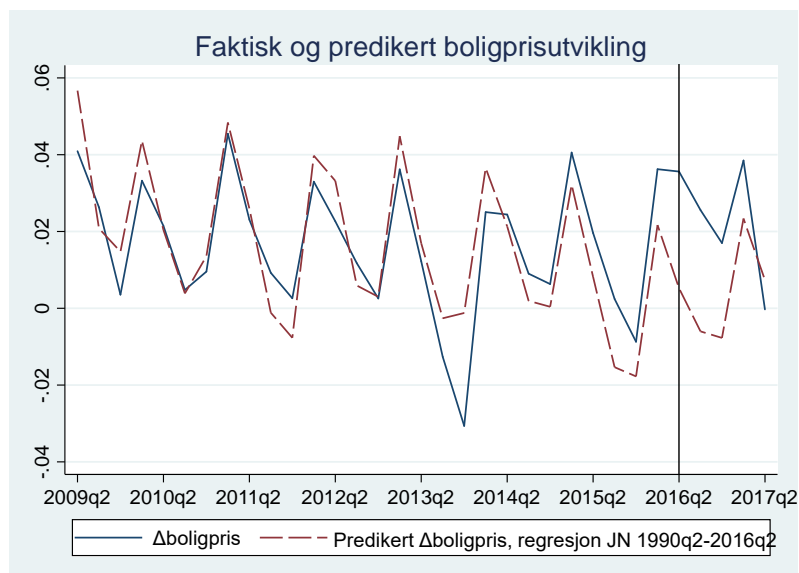
Figur A1.2 viser diagrammet der residualene i periode t plottes mot residualene i periode t-1. Det er 26 observasjoner i 1. kvadrant, 26 observasjoner i 2. kvadrant, 32 observasjoner i 3. kvadrant og 25 observasjoner i 4. kvadrant. Kvadrant 2 og 3 har samlet sett flest observasjoner. Dette er et mønster som kan inneholde positiv autokorrelasjon av første orden.

### A1.3 Stasjonaritet

Tidsserie	DFGLS uten trend (lags)	DFGLS med trend (lags)
boligpris	0,265 (10)	-2,373 (9)
boliglån	-0,657 (10)	-2,011 (10)
inntekt	0,199 (12)	-1,460 (12)
RENTE(1- $\tau$ )	-0,466 (1)	-2,673 (1)
FORV	-5,246*** (1)	-5,364*** (1)
boligmasse	0,131 (5)	-0,561 (5)

Tabell A1.1. Dickey-Fuller Generalized Least Squares for tidsserier. Testperiode: 1990K2 til 2017K2. Signifikans på \*10 %-, \*\*5 %- og \*\*\*1 %-nivå.

Tabell A1.1 gjengir resultatene fra en Dickey-Fuller-Generalized-Least-Square-test (DFGLS). DFGLS benyttes da denne viser seg å være mer presis enn en utvidet Dickey-Fuller-test (Elliott, Rothenberg, & Stock, 1996). I STATA kalkulerer DFGLS-testen tre mål på optimale lags i den testede regresjonen. Analysen bruker Modified Akaike's Information Criterion (MAIC) i valget av optimale lags.



Figur A1.3. Prediksjon med Jacobsen og Naugs (2004a) opprinnelige boligprismodell. Estimering baseres på observasjoner fra 1990K2 til 2016K2. Vertikal, sort linje indikerer punktet for utelatte observasjoner.

# LITTERATURLISTE

Andresen, Helge H. (2017).

Emne: SpareBank 1 Østfold Akershus kredittpraksis. E-postkorrespondanse.

Mottaker: Fredrik Kolstad Jakobsen.

Anundsen, A. K. & Jansen, E. S. (2013). Self-reinforcing effects between housing prices and credit: an extended version. *Discussion Papers, 2013 (nr 756)*. Hentet fra <http://www.ssb.no/en/forskning/discussion-papers/attachment/142946>

Bjørnstad, R. (2009). Finanskrisen: Forsterket av doktrinen bak inflasjonsmålene.

*Samfunnsøkonomen, 2009 (nummer 4)*. s. 69-77. Hentet fra

<https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/177828/Bj%C3%B8rnstad%20S%C3%98-4-2009%20S%2069-77.pdf?sequence=1>

Boliglånsforskriften. Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig.

Boug, P., & Dyvi, Y. (2008). MODAG - En makroøkonomisk modell for norsk økonomi.

*Sosiale og økonomiske studier, 2008 (nr 111)*. Hentet fra

<http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/sos111/sos111.pdf>

Brockett, M. (2017, mai). Goldman Says Swedish, Kiwi Housing Markets Most at Risk of Bust. *Bloomberg*. Hentet fra <https://www.bloomberg.com/news/articles/2017-05-15/new-zealand-housing-market-most-at-risk-of-bust-goldman-says>

Brynildsen, Ø. S. (2009, mai). Borrow My Pension.

Hentet fra <http://slettgjelda.no/assets/docs/Borrow-my-pension.pdf>

Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (2000). Monetary Policy and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics, 2000*. s 147-180.

Hentet fra <https://www.nyu.edu/econ/user/gertlerm/qje00.pdf>

Danske Bank (2017, oktober). – Boligprisene vil fortsette å falle noen måneder til.

Hentet fra <https://danskebankstories.no/boligprisfallet-fortsette-maneder/>

Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.

Elliott, G. R., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for autoregressive unit root. *Econometrica, 1996*. s. 813-836. Hentet fra

<http://www.jstor.org/stable/pdf/2171846.pdf>

Eiendom Norge. (2017a). *Boligprisstatistikk August 2017*. Utgiver: Eiendom Norge.

Hentet fra [http://eiendommnorge.no/wp-content/uploads/2017/09/Boligstatistikk-aug\\_2017\\_01.pdf](http://eiendommnorge.no/wp-content/uploads/2017/09/Boligstatistikk-aug_2017_01.pdf)

- Eiendom Norge. (2017b). *Boligprisstatistikk September 2017*. Utgiver: Eiendom Norge.  
Hentet fra [http://eiendommnorge.no/wp-content/uploads/2017/10/Boligstatistikk-sep\\_2017\\_03\\_LEIEPRIS.pdf](http://eiendommnorge.no/wp-content/uploads/2017/10/Boligstatistikk-sep_2017_03_LEIEPRIS.pdf)
- Forskrift om pengepolitikken.
- Finansdepartementet. (2016, desember). Fastsetter ny boliglånsforskrift. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/fastsetter-ny-boliglansforskrift/id2523967/>
- Finansdepartementet. (2017, november). Vurdering av boliglånsforskriften.  
Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/vurdering-av-boliglansforskriften/id2577805/>
- Finanstilsynet. (2016). *Boliglånsundersøkelsen 2016*. Utgiver: Finanstilsynet.  
Hentet fra: <https://www.finanstilsynet.no/contentassets/264672b8a04341d1ad5bf36427c68c22/boliglansundersokelsen---2016.pdf>
- Fredriksen, H. (2007). *En kritisk gjennomgang av Jacobsen og Naug sin modell for hva som driver boligprisene* (Masteroppgave). Norges Handelshøyskole, Bergen. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/167773/Fredriksen%20Heidi%202007.pdf?sequence=1>
- Gerdrup, K. R., Hansen, F., Krogh, T., & Maih, J. (2016). Leaning against the wind when credit bites back, *Working papers, 2016*. Hentet fra [http://static.norgesbank.no/contentassets/69ff8c08091e4ef98df31d385b24705c/working\\_paper\\_09\\_16.pdf?v=03%2F09%2F2017123523&ft=.pdf](http://static.norgesbank.no/contentassets/69ff8c08091e4ef98df31d385b24705c/working_paper_09_16.pdf?v=03%2F09%2F2017123523&ft=.pdf)
- Greenspan, A. (2002, dato ukjent). Opening Remarks. Hentet fra <https://www.kansascityfed.org/Publicat/sympos/2002/pdf/S02Greenspan.pdf>
- Grytten, O. H., & Hunnes, A. (2016). *Krakk og kriser i historisk perspektiv*. Bergen/Kristiansand: Cappelen Damm Akademisk.
- Hoemsnes, A. (2017, juni). Færre hobbyinvestorer i markedet. *Dagens Næringsliv*.  
Hentet fra <https://www.dn.no/nyheter/2017/06/25/1856/Eiendom/faerre-hobbyinvestorer-i-boligmarkedet>
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004a). Hva driver boligprisene? *Penger og Kreditt 4/04, 2004 (nummer 4)*. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf](http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf)
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004b). Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene? *Penger og Kreditt 2/04, 2004 (nummer 2)* Hentet fra [http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-02/jacobsen.pdf](http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-02/jacobsen.pdf)

- [bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-02/gjeldsveksten.pdf](http://bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-02/gjeldsveksten.pdf)
- Jacobsen, S. (2016). Sentralsjefen vil bremse boligprisutviklingen. *Finansavisen*. Hentet fra <http://www.hegnar.no/Nyheter/Personlig-oekonomi/2016/10/Sentralbanksjefen-vil-bremse-boligprisveksten>
- Jansen, E. (2017). Emne: Bruttogjeld for norske husholdninger i perioden 1970Q1 til 2016Q3. E-postkorrespondanse. Mottaker: Fredrik Kolstad Jakobsen.
- Kantar TNS (2017). Datasett for forventningsbarometeret. Utgiver: Kantar TNS. Mottatt over e-post. Mottaker: Fredrik Kolstad Jakobsen.
- Kenny, G. (1998). The Housing Market and the Macroeconomy: Evidence From Ireland. *RT, 1998*. Hentet fra [https://centralbank.ie/docs/default-source/publications/research-technical-papers/1rt98---the-housing-market-and-the-macroeconomy-evidence-from-ireland-\(kenny\).pdf?sfvrsn=4](https://centralbank.ie/docs/default-source/publications/research-technical-papers/1rt98---the-housing-market-and-the-macroeconomy-evidence-from-ireland-(kenny).pdf?sfvrsn=4)
- Lebesby, K. (2010). *Boligpriser og gjeldsbelastning. Påvirkes boligprisveksten av endringer i bankenes kredittilbud?* (Masteroppgave), Universitetet i Oslo, Oslo. Hentet fra <https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/17650/MasteroppgavexKathrinexLebesbyx1xMarsx2010.pdf?sequence=1>
- Lønning, I., & Olsen, K. (2000). Pengepolitiske regler. *Penger og Kreditt 2/00, 2000 (nummer 2)*. Hentet fra [http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2000-02/pengepolitiske.pdf](http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2000-02/pengepolitiske.pdf)
- Marschhäuser, S. H. (2017). Flere får nei på boliglån fra bankene etter innstrammingen, *Stavanger Aftenblad*. Hentet fra <https://www.aftenbladet.no/bolig/-Flere-far-nei-pa-boliglan-fra-bankene-etter-innstrammingen-10001b.html>
- Mikalsen, B.-E., & Langved, Å. (2017). Krever at Jensen skroter boliglånsforskriften, *Dagens Næringsliv*. Hentet fra <https://www.dn.no/nyheter/2017/07/05/1957/Eiendom/krever-at-jensen-skroter-boliglansforskriften>
- Naug, B. E. (2017a). Kopi datasett for studenter. Utgiver: Norges Bank. Mottatt over e-post. Mottaker: Fredrik Kolstad Jakobsen.
- Naug, B. E. (2017b). Tema: Boligprismodellering. Telefonsamtale (9. oktober 2017). Intervjuer: Fredrik Kolstad Jakobsen.

NAV. (2017). Arkiv Helt Ledige.

Hentet fra <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger+-+statistikk/Helt+ledige/Arkiv+Helt+ledige>

Norges Bank. (2010). Pengepolitisk rapport 2/10, Utgiver: Norges Bank.

Hentet fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/>

Norges Bank. (2011). Renteanalysen, *Staff Memo*, 2011 (nummer 4). Hentet fra

<http://www.norges-bank.no/publisert/signerte-publikasjoner/>

Norges Bank. (2012). Pengepolitisk rapport 1/12, Utgiver: Norges Bank.

Hentet fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/>

Norges Bank. (2013). Kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer, *Staff Memo*, 2013

(nummer 1). Hentet fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/>

Norges Bank. (2017a). *Norges Banks Utlånsundersøkelse 1/17*,

Utgiver: Norges Bank. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/>

Norges Bank. (2017b). *Norges Banks Utlånsundersøkelse 3/17*, Utgiver: Norges Bank.

Hentet fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/>

Norges Bank. (2017c). *Pengepolitisk rapport 3/17 med vurdering av finansiell stabilitet*,

Utgiver: Norges Bank. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Publikasjoner/>

Norges Bank. (2017d). *Rentestatistikk*. Utgiver: Norges Bank. Hentet fra

<http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk/>

NOU 2002:2 (2002). *Boligmarkedene og boligpolitikken*. Hentet fra

<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2002-2/id145338/sec1>

Ramberg, I. (2009). *Muligheter og utfordringer ved bruk av kontrafaktisk analyse i forskningsbaserte evalueringer* (rapport 44/2009). Oslo: NIFU STEP.

Schmidt, S. Ø. & Lorentzen, M. (2017). Advarer mot ketchupeffekt etter Sivs boliggrep:

- Vi er bekymret. *E24*. Hentet fra: <https://e24.no/naeringsliv/bank/advarer-mot-ketchupeffekt-etter-sivs-boliggrep-vi-er-bekymret/23877698>

Sentralbankloven. Lov om Norges Bank og pengevesenet mv.

SSB. (2014). *Tabell: 09381: Pengemarkedsrente (NIBOR), styringsrenten, dagslånsrenten og bankenes rentemarginer (prosent) ved utgangen av kvartalet (avslutta serie)*. Utgiver:

SSB. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>

SSB. (2017a, desember). Konsumprisindeksen. Hentet fra

<https://www.ssb.no/kpi?fane=tabell>

SSB. (2017b). *Tabell 5. Husholdninger. Inntekter, utgifter og sparing. Millioner kroner*.

Utgiver: SSB. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>

- SSB. (2017c). *Tabell: 01222: Folkemengd og kvartalsvise endringer (K)*. Utgiver: SSB.  
Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>
- SSB. (2017d). *Tabell: 05327: KPI-JA og KPI-JAE, etter konsumgruppe. KPI-JE og KPI-JEL (2015=100)*. Utgiver: SSB. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>
- SSB. (2017e). *Tabell: 07200: Renter på utestående utlån, etter långiver, utlånstype og sektor. Totaltelling (prosent)*. Utgiver: SSB. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>
- SSB. (2017f). *Tabell: 08843. Byggeareal. Boliger og bruksareal til bolig, hittil i år. Foreløbige tall (F)*. Utgiver: SSB. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>
- SSB. (2017g). *Tabell: 09190: Makroøkonomiske hovedstørrelser. Ujustert og sesongjustert*. Utgiver: SSB. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>
- SSB. (2017h). *Tabell: 09562: Kredittforetak. Utlån, etter utlånstype og låntakersektor (mill. kr)*. Utgiver: SSB. Hentet fra <https://www.ssb.no/statistikkbanken>
- SSB. (2017i, april). Årsaker til ulike tall på arbeidsledighet. Hentet fra <http://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/arsaker-til-ulike-tall-pa-arbeidsledighet>
- Stensrød, K., & Kjensli, J. I. (2012). *Skattefordisning av bolig. En kilde til høye boligpriser og boligboble?* (Masteroppgave). Norges Handelshøyskole, Bergen. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/169737/Stensrod%20og%20Kjensli%202012.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Søvik Torset, K., & Tveit, B. (2015). *Hva er de viktigste prisdriverne i det norske boligmarkedet?* (Masteroppgave). Norges Handelshøyskole, Bergen. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/2383356/masterthesis.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Roches Conference Series on Public Policy, 1993 (nummer 39)*. s. 195-214. Hentet fra [https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1993/Discretion\\_verus\\_Policy\\_Rules\\_in\\_Practice.pdf](https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1993/Discretion_verus_Policy_Rules_in_Practice.pdf)
- Thøgersen, Ø. (2011). Pengepolitikkenes evolusjon. *Krise, omstilling og vekst, 2011 (nummer 36)*. Hentet fra [https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/166714/AN36\\_2011\\_%281%29.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/166714/AN36_2011_%281%29.pdf?sequence=1&isAllowed=y)
- Vindsnes, L.-T. J. (2012). *En analyse av rentesammenhenger; styringsrente, pengemarkedsrente og bankenes utlånsrente* (Masteroppgave). Norges Handelshøyskole, Bergen. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/169631/Vindsnes%202012.pdf?sequence=1>

- Wig, K. (2017a). 7 grunner til boligprisbrems i 2017. *E24*. Hentet fra <http://e24.no/privat/boligmarkedet/7-grunner-til-boligbrems-i-2017/23862239>
- Wig, K. (2017b). Mener Oslo-prisfall mangler logisk forklaring. *E24*. Hentet fra <http://e24.no/privat/bolig/mener-oslo-prisfall-mangler-logisk-forklaring-en-overreaksjon/24110872>
- Wig, K. (2017c). Nytt krisetall for Oslos nyboliger: Salget krympet til en tredjedel. *E24*. Hentet fra <http://e24.no/privat/bolig/ny-rapport-her-bremser-nyboligsalget-mest/24170537?expId=df-86-bc9ca553&varId=df-86-01b5c7bf>
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to Econometrics* (3. utgave). Utgivelsessted: Europa, Midtøsten og Afrika: Cengage Learning.