



Boliglånsforskriftenes effekt på husholdningsgjeld

En empirisk analyse av boliglånsforskriftenes utvikling og effekten de har hatt på gjeldsveksten for norske husholdninger.

Jens-Christian Larsen og Wai Pok Leung

Veileder: Svein-Arne Persson

Masteroppgave i Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på et femårig høyere utdanningsløp innen økonomi og administrasjon, våren 2019. Oppgaven går under hovedprofilen finansiell økonomi. Hele prosessen med å skrive masteroppgaven har både vært spennende og utfordrende. Vi har fått en dypere forståelse av et dagsaktuelt tema. Samtidig har vi fått anvendt kunnskap som er opparbeidet i løpet av studiet.

Vi vil rette en stor takk til vår veileder Svein-Arne Persson, som har vært tilgjengelig og åpen for å svare på løpende henvendelser. De konstruktive tilbakemeldingene som har blitt gitt har vært til stor hjelp underveis i skriveprosessen.

Bergen, mai 2019

Jens-Christian Larsen

Wai Pok Leung

Sammendrag

Oppgavens hovedformål er å måle boliglånsforskriftenes effekt på gjeldsvekst blant norske husholdninger. Innføring av låneforskrifter og andre myndighetsreguleringer bidrar til et robust finansielt system i Norge. I kjølvannet av finanskrisen har renten blitt redusert på grunn av pengepolitikken. Konsekvensen er økt etterspørsel etter billigere kreditt som har medført økt reguleringsbehov. Norges Bank skal forsøke å lede økonomien i riktig retning med finansiell stabilitet som hovedfokus. Det innebærer å innføre reguleringer.

For å teste effekten av boliglånsforskriftene har vi konstruert en regresjonsmodell, som fanger opp både midlertidige og langsiktige forhold. Metodikken er hentet fra Pesaran, Shin & Smith (2001) «Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship».

Oppgaven bruker bobleteori og presiserer Norges Banks rolle i å opprettholde finansiell stabilitet. Variablene i analysen er inspirert av Jacobsen & Naug (2004) «What influences the growth of household debt?». Inntekt, arbeidsledighet, rente og boligpris er viktige faktorer som forklarer betalings- og betjeningsevnen til låntakere.

Oppgaven har inkludert fire boliglånsforskrifter fra 2010, 2011, 2015 og 2017. Forskriftene anses som betydningsfulle fordi de begrenser låneopptaket. Dummyvariabler for boliglånsforskriftene brukes til å fange opp effekten disse har på gjeldsveksten.

Vår analyse viser at boliglånsforskriftene fra 2011, 2015 og 2017 ga en permanent dempende effekt på gjeldsvekst. Kritisk signifikansnivå settes til fem prosent. Effekten fra 2010-forskriften er ikke-konkluderende. Analysen oppsummerer også at rente, inntekt og boligpris påvirker gjeldsveksten på sikt. Dette er i tråd med funnene til Jacobsen & Naug (2004).

Konklusjonen er at boliglånsforskriftene har oppnådd en ønskelig effekt på gjeldsveksten blant norske husholdninger. Dette kan isolert sett virke forebyggende mot oppbyggingen av finansielle ubalanser.

Figuroversikt

Figur 1 Viktigste sårbarheter i norsk økonomi.....	13
Figur 2 Gjeldsrate 2002-2018.	14
Figur 3 Husholdningers gjeldsandel i forhold til samlet inntekt.....	15
Figur 4 Rentebelastning og gjeldsrate.....	16
Figur 5 Husholdningers gjeld til ulike finansinstitusjoner.....	17
Figur 6 Boligprisindeks, alle typer boliger, sesongjustert.....	18
Figur 7 Prisindeks for brukte boliger etter region.....	19
Figur 8 Grafisk fremstilling av krisemodellen.....	26
Figur 9 Metodeseleksjon for tidsseriedata.	40
Figur 10 KPI-indeksen med 2015 som baseår.	51
Figur 11 Total Gjeld fra periode 2002-2017.	52
Figur 12 Inflasjonsjustert gjeld med baseår 2015.....	53
Figur 13 Arbeidsledighet fra 2002-2017.....	54
Figur 14 Rente fra 2002-2017.....	55
Figur 15 Boligprisindeks med baseår 2015. Brukte og alle typer boliger.....	56
Figur 16 Disponibel Realinntekt fra 2002-2017.	57

Tabelloversikt

Tabell 1 Oppsummering av variablene	58
Tabell 2 ADF-resultater ved nivåform	60
Tabell 3 ADF-test ved førstedifferensiering	61
Tabell 4 Resultatet fra Bounds Kointegrasjonstest	62
Tabell 5 Optimale forsinkelser basert på «SBIC»	63
Tabell 6 ARDL-modellen som forklarer kortsiktige forhold	64
Tabell 7 Feiljusteringsmodellen utledet av ARDL-prosessen.....	67
Tabell 8 Oppsummering av diagnostikktestene	71

Innholdsfortegnelse

FORORD	2
SAMMENDRAG	3
FIGUROVERSIKT	4
TABELLOVERSIKT	5
1. INNLEDNING	8
1.1 STRUKTUR OG AVGRENSNING.....	9
2. BAKGRUNN	11
2.1 NORSK ØKONOMI	11
2.2 NORSKE HUSHOLDNINGERS FINANSIELLE SITUASJON	13
2.3 KRISER I NORSK ØKONOMI	19
2.4 BOLIGLÅNSFORSKRIFTENE	21
3. TEORI	24
3.1 BOBLETEORI.....	24
3.2 GJELDSVEKSTDRIVERE FOR HUSHOLDNINGER	29
4. METODE	33
4.1 METODE VED TIDSSERIEANALYSE	33
4.2 METODE FOR MODELLSELEKSJON.....	39
5. ANALYSE	50
5.1 BESKRIVELSE AV DATA	50
5.2 BESKRIVELSE AV MODELLEN.....	59
5.3 ANALYSEN	59
5.4 DISKUSJON SANNSYNLIGVIS SANNSYNLIGVIS.....	73
5.5 MODELLENS SVAKHETER	75
5.6 FORSLAG TIL VIDERE FORSKNING.....	76
6. KONKLUSJON	77

7. LITTERATURLISTE	78
8. APPENDIKS	83

1. Innledning

Norges Bank fremlegger årlige rapporter om finansiell stabilitet. I en av rapportene fra 2018 beskrives det at de viktigste sårbarhetene innen det finansielle systemet er følgende. Høy gjeld blant husholdningene og høye bolig- og næringseiendomspriser (Norges Bank, 2018a, s.9). Økt gjeld fører til økt usikkerhet blant husholdninger ved mulig renteøkning. Dersom renten går opp, blir det vanskeligere for husholdningene med høy gjeld å betjene lånene. Dette kan videre føre til redusert konsum. Grunnen er at en større del av husholdningenes disponible inntekt må avsettes til renteforpliktelsene. Når bolig i stor grad er gjeldsfinansiert, vil nedgang i boligpriser kunne føre til at hele eller deler av egenkapitalen går tapt.

Kriseteori forklarer at gjeldsoppblåsning kan oppstå av flere grunner. Gunstige lånevilkår og mangel på regulering er to eksempler. Dette har historisk sett resultert i kriser. Finansiell stabilitet er et sentralt begrep og «...innebærer at det finansielle systemet er solid nok til å formidle finansiering, utføre betalinger og omfordele risiko på en tilfredsstillende måte, både i oppgangs- og nedgangstider» (Finansdepartementet, 2013). Finansiell stabilitet er derfor en tilstand i økonomien, uten fare for at en krise vil forekomme i nærmeste fremtid. Norges Bank har som mål å fremme landets finansielle stabilitet (Norges Bank, 2017).

Gjeldskriser kan omfatte private husholdninger, staten og bedriftsmarkedet. Fellesnevneren er mangel eller tap av finansiell stabilitet. Historiske eksempler er jappetiden i Norge på 1980-tallet med en høy gjeldsfinansiert børs. I nyere tid etter finanskrisen observerer verdensøkonomien en økt gjeldsrate. Gjeldsraten defineres som et forholdstall mellom gjeld og disponibel inntekt. Dette kommer av historisk lave renter.

Gjeldsutvikling er et dagsaktuelt tema, men det har også blitt forsket på tidligere. En artikkel av Jacobsen & Naug (2004) «What influences the growth of household debt?», har bidratt med et innblikk i hvilke faktorer som påvirker gjeldsvekst. Jacobsen & Naug fremhever også myndighetenes rolle til å føre en ansvarlig pengepolitikk. I senere tid har det blitt innført retningslinjer som gjelder boliglån. Etter hvert har retningslinjene blitt lovfestet som forskrift. Dette ble ikke fanget opp i Jacobsen & Naugs analyseperiode. De første retningslinjene kom ikke før i år 2010.

Masteroppgavens hensikt er å se på disse retningslinjene og forskriftene. Dette leder oss til følgende problemstilling:

«Hva er boliglånsforskriftenes effekt på gjeldsveksten til norske husholdninger?»

Ettersom det er flere uavhengige variabler som påvirker gjeldsutviklingen, inkluderes disse i oppgavens modell. Et utvalg av variablene fra Jacobsen & Naug (2004) har derfor blitt inkludert. Deretter skal det vurderes om forskriftene kan bidra til en bedret finansiell stabilitet i den norske økonomien.

1.1 Struktur og avgrensning

Struktur

Oppgaven starter med å presentere bakgrunnen for den økte gjeldssituasjonen blant norske husholdninger. Boliglånsforskriftene som skal analyseres blir så gjennomgått. Det må bemerkes at boliglånsforskriftene startet som anbefalte retningslinjer i 2010 og 2011. Disse retningslinjene ble i realiteten ikke lovfestet før i 2015. For å gjøre det lett og oversiktlig har vi likevel valgt å kalle alle for «boliglånsforskrifter».

I kapittel 3 presenteres bobleteori som står sentralt når det kommer til innføring av boliglånsforskriftene. Forskningsartikkelen fra Jacobsen & Naug (2004) “What influences the growth of household debt?” vil deretter bli gjennomgått. Oppgavens analyse har hentet inspirasjon fra denne artikkelen.

Kapittel 4 beskriver først de klassiske forutsetningene ved tidsserieanalyse. Delkapittel 4.2 beskriver en trinnvis prosess for korrekt valg av tidsseriemodell. Resultatet er en kvantitativ metode utredet av Pesaran, Shin & Smith (2001) «Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship».

Kapittel 5 bruker rammeverket fra Pesaran, Shin & Smith (2001) til å foreta analysen. Resultatene diskuteres, drøftes og sammenlignes med funnene til Jacobsen & Naug (2004).

Avslutningsvis blir oppgavens problemstilling konkludert.

Avgrensning

Grunnet oppgavens omfang og tidsramme, er det et behov for å begrense hva som blir analysert. Det finnes flere myndighetsreguleringer som kan ha en dempende effekt på gjeldsoppbygging. Eksempler er gjeldsinformasjonsloven, boligsalgsloven, krav om bankenes utlånspraksis for forbrukslån og boliglånsforskriftene.

Oppgaven ser nærmere på boliglånsforskriftene, rente, inntekt, prisutvikling på bolig, samt sysselsetting, for å kunne si noe om gjeldsvekst. Forskrifter som skal analyseres er fra 2010, 2011, 2015 og 2017.

Analysen baseres på tidsintervallet fra første kvartal i 2002, til siste kvartal i 2017. Datasettets lengde tillater ikke en analyse av boliglånsforskriften fra 2018, som derfor ekskluderes fra vår analyse.

Tidsserien som er oppgitt har begrensninger, fordi analysen er basert på sekundærdata. Dette er samlet inn av andre, til et annet formål enn oppgavens problemstilling. Det er viktig å vurdere hvem som har samlet inn dataene og om disse er relevante for oppgaven. Vi har innhentet forskningsdata fra Statistisk sentralbyrå (SSB) sin statistikkbank. Den inneholder tabeller og serier med data som kan tilpasses seriens lengde og inkluderte variabler. En beskrivelse av oppgavens variabler blir presentert i delkapittel 5.1.

2. Bakgrunn

Det er viktig for myndighetene å bremse gjeldsveksten for å begrense omfanget av fremtidige kriser. Innledningsvis vil dagens situasjon i norsk økonomi beskrives, samt risiko og sårbarheter som økonomien står ovenfor. Norske husholdningers finansielle situasjon vil bli presentert. Videre vil det bli lagt frem et historisk tilbakeblikk på norske kriser i nyere tid. Avslutningsvis vil boliglånsforskriftene bli gjennomgått i detalj som et virkemiddel, for å styre gjeldsutviklingen i ønsket retning.

2.1 Norsk økonomi

Norges Bank fremlegger en kvartalvis pengepolitisk rapport hvor den finansielle stabiliteten blir vurdert. I tillegg utgis en årlig rapport som har fokus på sårbarheter og risiko i den norske økonomien. Disse rapportene vil være basis i dette kapittelet for å danne et bilde av hvordan utsiktene per desember 2018 ser ut.

2.1.1 Situasjonen i norsk økonomi

Det er flere viktige faktorer som har preget den gode økonomiske veksten i Norge de siste årene (Finansdepartementet, 2019). Disse omfatter internasjonal vekst, høyere oljepris og et lavt rentenivå. Sysselsettingen har hatt god vekst i 2018, samtidig som arbeidsledigheten har endret seg lite. Gjeldsveksten til husholdningene har avtatt noe det siste året. Boligprisene falt litt de siste månedene av 2018, og kan derfor ha bidratt til den avtakende gjeldsveksten for husholdningene (Norges Bank, 2018b, s.9).

2.1.2 Pengepolitikk og utsikter fremover

Styringsrenten

Pengepolitikken styres etter et inflasjonsmål på to prosent over tid. Hensikten med styringsrenten er å opprettholde et høyt og stabilt produksjonsnivå. Man ønsker også å oppnå en høy sysselsetting, i tillegg til å motvirke oppbygningen av finansiell ustabilitet (Norges Bank, 2018b, s.9).

Dersom styringsrenten holdes på et lavt nivå over tid, kan dette medføre en sterk vekst i prisnivå for konsumvarer og lønninger. Dette bidrar til oppbygging av finansiell ustabilitet, som på sikt øker risikoen for korreksjoner. På en annen side, hvis styringsrenten settes for brått

opp, kan dette føre til en oppbremsing av den økonomiske veksten. Dette leder til økt arbeidsledighet og en prisvekst som vil falle under inflasjonsmålet.

Styringsrenten ble holdt uendret i desember 2018, etter at den økte fra 0,50 prosent til 0,75 prosent i september samme år. I mars 2019 ble renten hevet med ytterligere 0,25 prosentpoeng. Videre utsikter tyder på at styringsrenten skal opp ett prosentpoeng ved utgangen av 2021. Dette vil etter prognosen skje gradvis. Denne rentebanen gir en anslått lav arbeidsledighet, samtidig som prisveksten holder seg nær inflasjonsmålet (Norges Bank, 2018b, ss. 9-10).

Med prognosen for styringsrenten, kan husholdningene forvente en økning i boliglånsrente fra 2,7 prosent i desember 2018, til 3,7 prosent i 2021 (Norges Bank, 2018b, s.10).

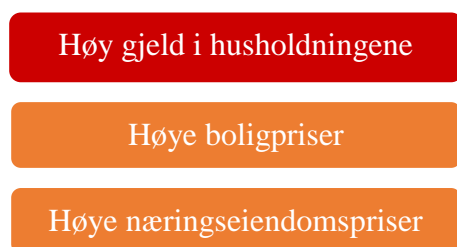
BNP-vekst og vekst i husholdningers forbruk

Anslått BNP-vekst for Fastlands-Norge var på 2,4 prosent i 2018, og anslås å gå ned 0,1 prosentpoeng i 2019. Veksten er på et høyere nivå enn Norges Banks anslag for vekstpotensialet i økonomien. Det forventes en gradvis lavere vekst i årene som kommer. Faktorer som bidrar til redusert vekst er høyere renter, appresiering av kronen og redusert vekst i utlandet (Norges Bank, 2018b, s. 11).

Husholdningenes forbruk ventes å vokse fremover, selv med høyere renter. Dette skyldes at det legges til grunn forventninger om høyere disponibel inntekt fremover. Grunnlaget er sysselsettingsvekst og økning i reallønn. Som følge av den økonomiske veksten, vil etterspørselen etter kvalifisert arbeidskraft øke. Dette leder til et høyere lønnsnivå for arbeidstakere (Norges Bank, 2018b, s. 11).

2.1.3 Finansiell stabilitet

Husholdningene i Norge har en høy gjeldsbelastning. Vekstraten til gjelden er fremdeles høyere enn inntektsveksten, noe som tilsier at gjeldsraten øker. Boligpriser i Norge er på et historisk høyt nivå, som kommer av den økonomiske veksten de siste årene. Dette har bidratt til oppbygging av finansiell ustabilitet (Norges Bank, 2018a, s. 49).



Figur 1 Viktigste sårbarheter i norsk økonomi

I figur 1 blir de viktigste sårbarhetene som truer finansiell stabilitet i Norge, presentert etter alvorlighetsgrad. Rødt er mest alvorlig (Norges Bank, 2018a, s.9).

Når Norges Bank anser sårbarhetene for å ligge innen rødt eller oransje nivå, anbefaler de myndighetene til å iverksette tiltak. Handlinger kan være boliglånsregulering, med hensikt i å redusere boligpriser og gjeldsvekst. Boliglånsforskriftene er et eksempel som diskuteres i delkapittel 2.4.

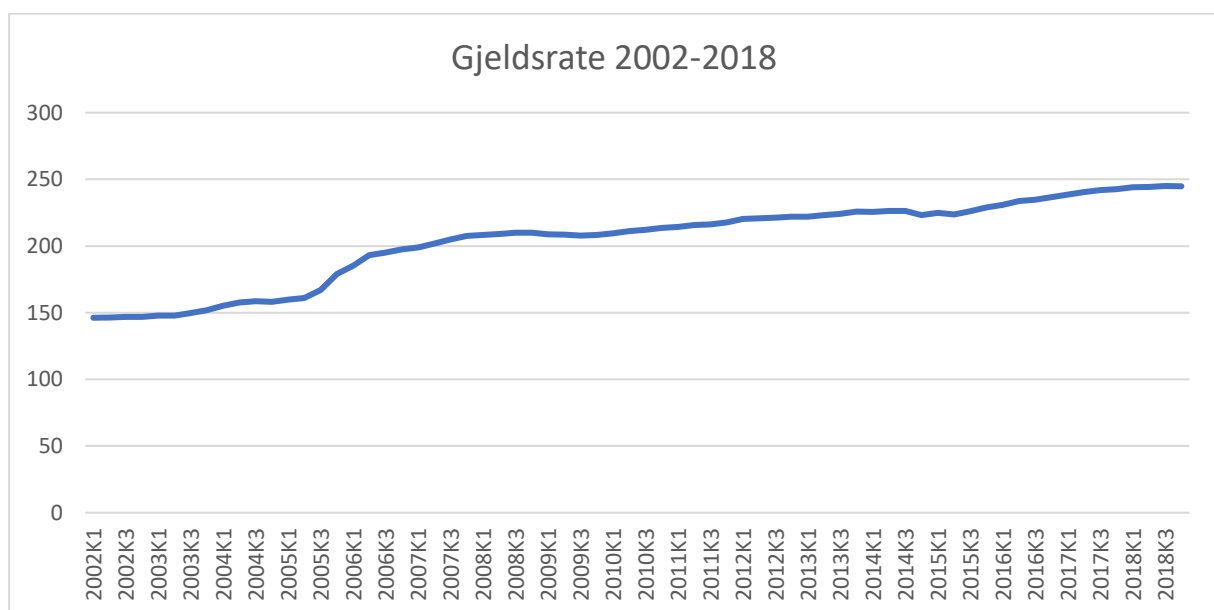
Norges Bank spiller en viktig rolle for å opprettholde finansiell stabilitet og har hegemonimaksrollen i norsk økonomi. En hegemonimakt er en aktør i markedet som har evnen til å styre økonomien i ønsket retning. «Hegemonimakten skal kunne motvirke kriseoppbygging, redusere krisespredning og sørge for krisehåndtering» (Grytten & Hunnes, 2016, s.41).

2.2 Norske husholdningers finansielle situasjon

Norske husholdninger har i de siste årene opplevd nedgang i renten. I andre kvartal 2018 fikk man for første gang siden 2011 økning i styringsrenten. Kontraktiv pengepolitikk ble iverksatt. Dette delkapittelet handler om hvordan den finansielle situasjonen har vært for norske husholdninger. Temaer som kredittutvikling, rentebelastning og boligpris skal gjennomgås.

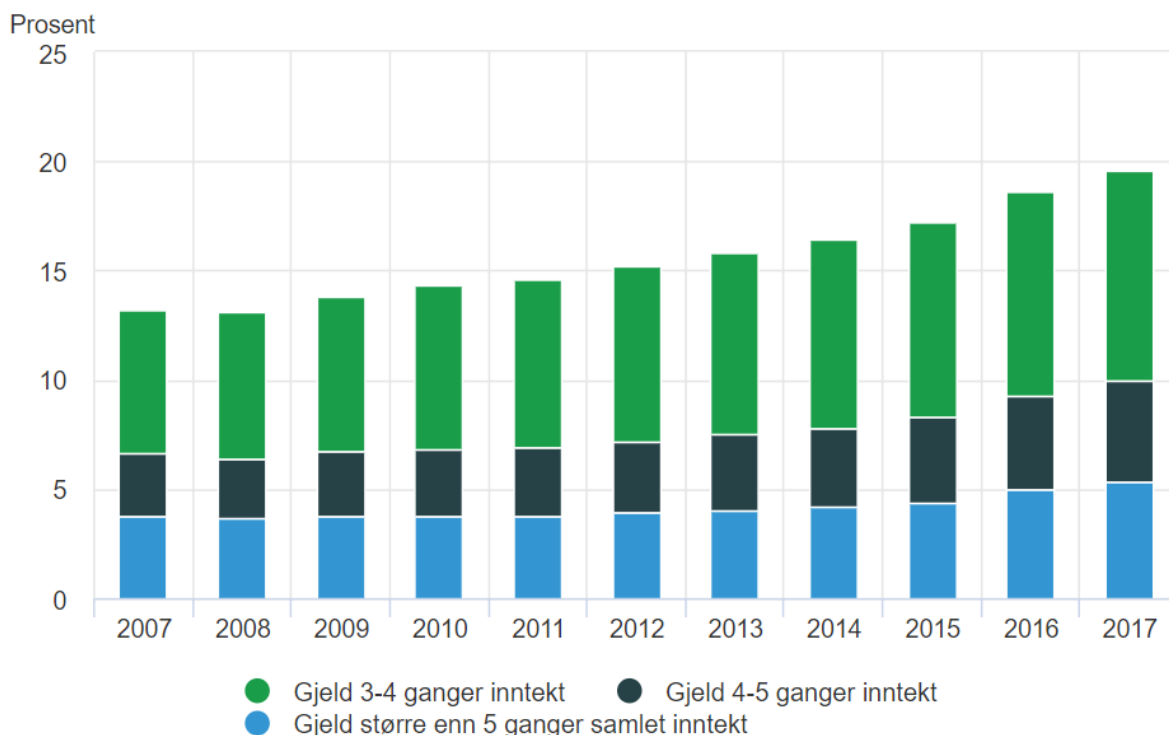
2.2.1 Kredittutviklingen

Ifølge Statistisk sentralbyrå (SSB) hadde nordmenn i utgangen av 2015 et gjennomsnitt på 600 000 norske kroner i gjeld per innbygger (Røstadsand, 2017). Figur 2 viser utviklingen av gjeldsrate. Perioden starter med en total gjeldsrate på 150 prosent av disponibel inntekt. Underveis observeres et byks i forkant av finanskrisen, som starter rundt midten av 2005. Under finanskrisen har nordmenn en gjeldsrate på over 200 prosent. Siden den gang har utviklingen vært stabil. Mot slutten av 2018 ser man at nordmenn har nesten 2,5 ganger mer gjeld enn disponibel inntekt. Total gjeldsratevekst i perioden er på rundt 67 prosent.



Figur 2 Gjeldsrate 2002-2018 (Statistisk sentralbyrå, 2019k).

Omtrent 35 prosent av befolkningen har minst dobbelt så stor gjeld som samlet husholdningsinntekt før skatt i 2017. Rundt 19,6 prosent av husholdninger hadde gjeld som oversteg tre ganger brutto inntekt (Halvorsen, 2019). Figur 3 viser denne utviklingen over en tiårsperiode fra 2007.

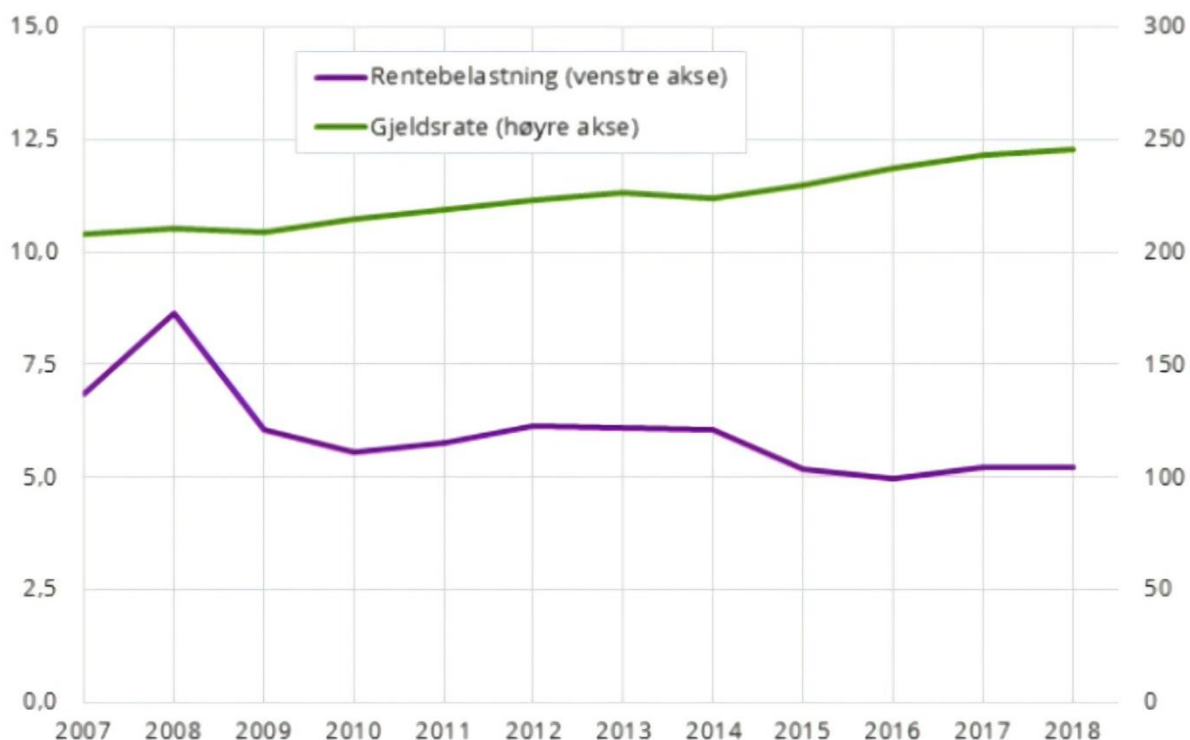


Figur 3 Husholdningers gjeldsandel i forhold til samlet inntekt (Halvorsen, 2019).

Småbarnsforeldre er de som har størst økning i gjelden. Grunnen er at disse i startfasen skal inn i boligmarkedet for første gang. Samtidig har mange av disse menneskene studiegjeld fra før av. Denne gruppen har dessuten lavest yrkesinntekt fordi de er i starten av arbeidslivet (Halvorsen, 2019).

2.2.2 Rentebelastning

Rentebelastningen defineres som «renteutgifter etter skatt målt i prosent av disponibel inntekt pluss renteutgifter etter skatt» (Halvorsen, 2019). Dette angir hvor stor andel av inntekten som går til betaling av renter. Figur 4 viser gjeldsrate og rentebelastningen fra 2007 til 2017. Under finanskrisen observerer man at rentebelastningen utgjorde rundt 8,5 prosent. Etter det har den vært stabil på rundt 5- til 6 prosent. Den ekspansive pengepolitikken etter finanskrisen medførte en avtakende rentebelastning. Husholdninger har derfor hatt det lettere å betjene gjelden sin.



Figur 4 Rentebelastning og gjeldsrate (Halvorsen, 2019).

SSB uttrykker at dagens høye gjeldsnivå utgjør en sårbarhet for renteøkninger. Den økonomiske prognosen mot 2022 ble presentert i år (Statistisk sentralbyrå, 2019i). Der uttrykkes tre bekymringsmomenter knyttet til gjeld. For det første vil rentebelastningen øke fremover fordi gjelden vil øke mer enn inntektene. I tillegg vil utlånsrenter øke med tanke på forventet økning i rentebanen. Sistnevnte vil få en forsterkende effekt på grunn av reduserte rentefradrag på skatten (Statistisk sentralbyrå, 2017, s.92).

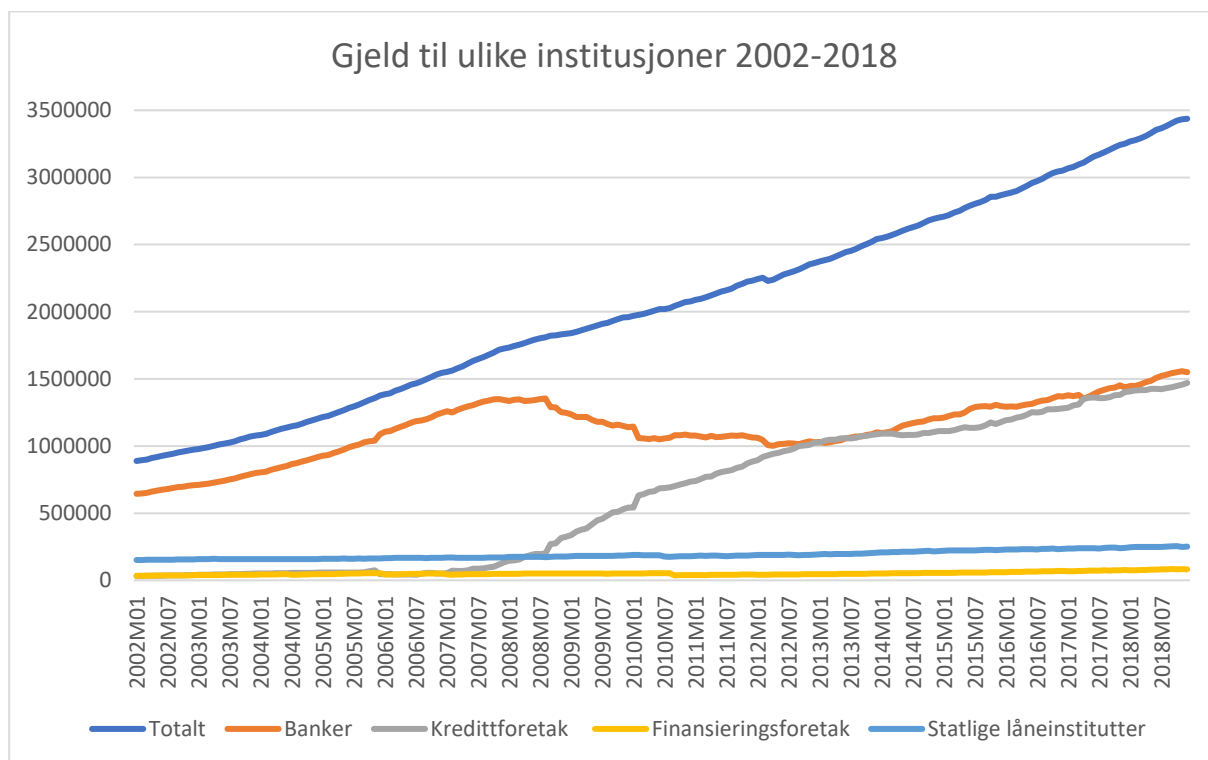
2.2.3 Fordelingen av gjeld mellom utlånsinstitusjoner

Figur 5 viser hvordan gjelden fordeles mellom ulike finansinstitusjoner. Totalt hadde norske husholdninger ved utgang av 2018 rett under 3,5 billioner kroner i gjeld. Man ser at utlån fra bankvirksomhet vokser frem til finanskrisen. Dette blir redusert etter krisen frem til slutten av 2012. Deretter stiger skyldig gjeld til bankvirksomhet igjen.

Kredittforetak har hatt en stabil utvikling uten å bli påvirket av finanskrisen. Disse omfatter organisasjoner som kan drive ulike former for långivning, men ingen mulighet for innskudd.

Eksempler er tilbud og utstedelse av kredittkort, forbrukslån, billån og annet mellomlangsigtede lån. (Finanstilsynet, 2016).

Fra 2012 og utover skylder norske husholdninger nesten like mye til banker som til kredittforetak.



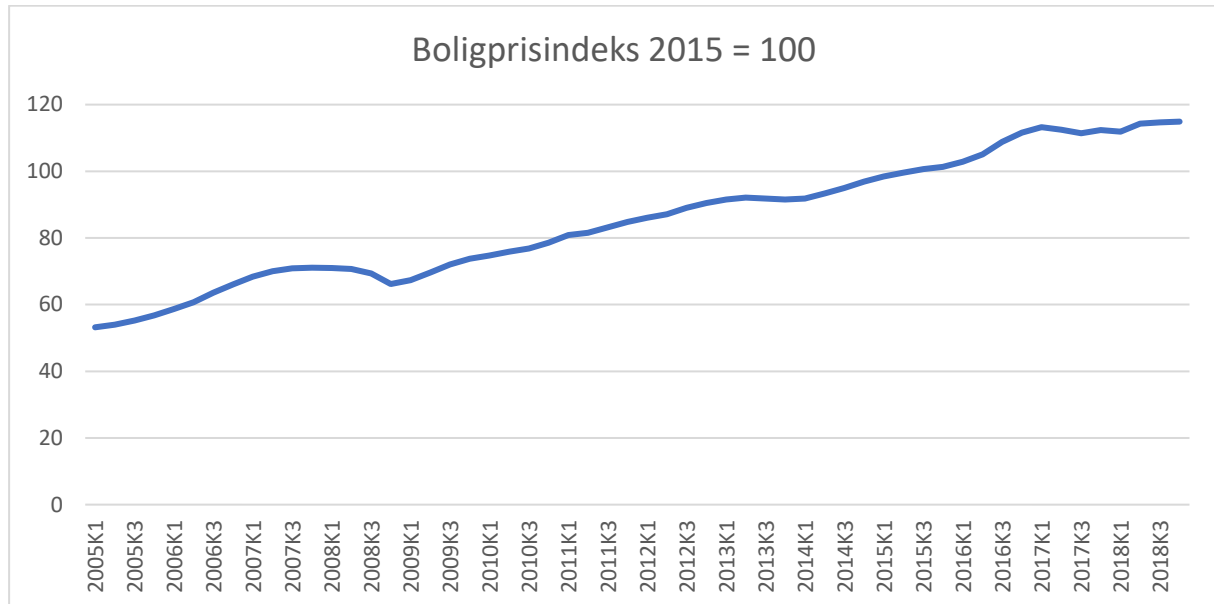
Figur 5 Husholdningers gjeld til ulike finansinstitusjoner. Tall oppgitt i MNOK (Statistisk sentralbyrå, 2019f).

Ved utgangen av 2018 utgjorde samlet utlån fra banker og kredittforetak omlag 3 billioner kroner totalt. Boliglånsforskriftene vil være ett av mange tiltak for å sikre finansiell stabilitet. Det begrenser hva folk kan låne til boligformål fra banker. Finanstilsynet uttrykket bekymring ovenfor utviklingen av forbrukslån. Derfor ble det i 2017 fastsatt retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis som påvirker kredittforetakene (Finanstilsynet, 2017b).

«De siste årene har vi sett en kraftig vekst i forbrukslån basert på til dels aggressiv markedsføring» (Finanstilsynet, 2018). Tilsynet uttrykket også bekymring året etter da disse retningslinjene ikke ble etterfulgt. Det er foreslått å gjøre de anbefalte retningslinjene om til en forskrift.

2.2.4 Boligprisutviklingen

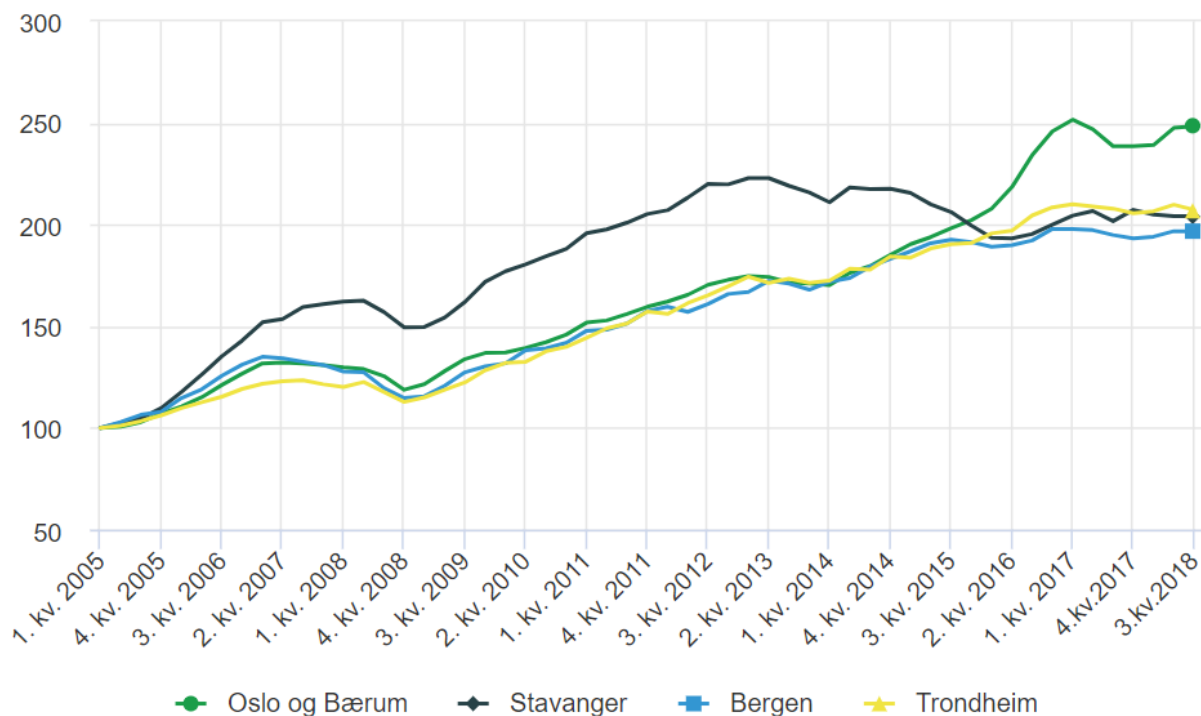
Boligprisutviklingen har vært stigende de siste årene etter finanskrisen. Figur 6 viser den kvartalvise prisutviklingen fra og med år 2005.



Figur 6 Boligprisindeks, alle typer boliger, sesongjustert (Statistisk sentralbyrå, 2019g).

Figur 7 viser boligprisutviklingen regionsfordelt. Stavanger har hatt den største veksten siden 2005 relativt til de andre storbyene, men faller etter oljeprisfallet.

Oslo og Bærum har derimot hatt en betydelig utvikling i boligpris fra rundt 2016 og har tatt igjen Stavanger. Prisene er høyere enn alle andre områder per tredje kvartal 2018 (Statistisk sentralbyrå, 2018a). Boliglånsforskriftene omfatter spesielle regler for Oslo-området og stiller blant annet høyere krav til egenkapital. Dette forklares nærmere i delkapittel 2.4 om «Boliglånsforskriftene».



Figur 7 Prisindeks for brukte boliger etter region. Sesongjustert. 2005=100
(Statistisk sentralbyrå, 2018a).

Eiendom Norge angir en prognose på det norske boligmarkedet til å ha en vekst på 3 prosent i 2019. Det argumenteres blant annet for en stabil utvikling i norsk økonomi med et trygt arbeidsmarked og solid lønnsvekst. Dette medfører høyere etterspørsel etter bolig. Forhold som taler imot er et skift i befolkningsutviklingen og for stor produksjon av nye boliger. Lavere fødselsrate og innvandring medfører redusert behov for bopel. Det anslås at noen steder bygges det mer enn behovet (Eiendom Norge, 2018).

Økte boligpriser tilsier enten større behov for egenkapital, eller høyere behov for belåning ved boligkjøp. Med økte renteprognoser vil rentebelastningen være høyere ved økt belåning, noe som er i tråd med Halvorsen sin kommentar fra SSB (Halvorsen, 2019).

2.3 Kriser i norsk økonomi

Historisk sett har det vært en rekke kriser som har rammet norsk økonomi. I nyere tid er det verdt å nevne bankkrisen fra 1988 til 1993 og finanskrisen fra 2007 til 2010. Bankkrisen som fant sted i slutten av 1980-årene og inn i begynnelsen av 1990-årene, hadde et klassisk krisemønster. Det ble politisk vedtatt et rentenivå som var lavere enn markedsrenten.

Kredittliberaliseringen på slutten av 70-tallet, i tillegg til det lave rentenivået førte til tap av finansiell stabilitet. Internasjonal nedgangskonjunktur, samt lavere oljepriser bidro til å forverre den statsfinansielle situasjonen i Norge. Man fikk den verste finanskrisen siden andre verdenskrig. Lærdommen er at en høyt gjeldsgiret befolkning kan forsterke krisen når det er dårlige tider internasjonalt (Grytten & Hunnes, 2016, s.241).

Finanskrisen fra 2007 til 2010, var den verste krisen verden hadde sett siden «Den store depresjonen» på 1930-tallet. I Norge derimot ble krisen ganske moderat. Staten gikk tidlig inn med redningspakker til bankene. Det ble likevel et signifikant fall på Oslo Børs, grunnet aksjene som var tilknyttet oljevirkosomheten. Her ble det krakk i aksjepriser som følge av lavere etterspørsel. Dette var en konsekvens av resesjonen som store deler av verden opplevde.

Fem viktige faktorer for at lavkonjunktoren i Norge ble så moderat og kortvarig, er som følger.

- For det første steg oljeprisene raskt tilbake til prisnivåene som fant sted før krisen.
- For det andre var Norges Bank svært proaktiv ved å redusere renten kraftig før krisen rammet Norge. Dette ble gjort med hensikt til å stimulere økonomien ved å tilføre billig kreditt. Renten har siden dette blitt redusert ytterligere, som vist i delkapittel 5.1.5. Et lavt rentenivå over tid kan bidra til overoppheting i økonomien. Det vil si at veksten stiger raskere enn de fundamentale faktorene. Myndighetene må dermed se seg nødt til å heve renten for å kjøle økonomien igjen.
- Den tredje grunnen var at etterspørselen etter norske varer på nasjonalt- og internasjonalt plan holdt seg på et stabilt høyt nivå.
- For det fjerde kom regjeringen med store målrettede krisepakker i 2009, for å stimulere det norske næringslivet.
- Til slutt hadde viktige beslutningstakere tatt lærdom fra bankkrisen på 80- og 90-tallet. De nordiske landene var generelt mer forsiktig med å eksponere seg mot utemarkedet. Dette førte til mindre tap for bankene i Norden sammenlignet med banker i de fleste andre landene. Unntaket er Island som hadde høyere eksponering internasjonalt (Grytten & Hunnes, 2016, s.254-255).

2.4 Boliglånsforskriftene

Makrotilsyn skal sørge for å dempe oppbyggingen av finansielle sårbarheter i norsk økonomi. Norges Bank forklarer at boliglånsforskriftene skal være et tiltak for å sikre et robust finansielt system (Norges Bank, 2019b). Finanskrisen i 2008 resulterte i et globalt lavrenteklima, som medførte økning i husholdningers låneetterspørsel. En mulig forklaring er at i skrivende stund, ligger de laveste effektive boliglånsrentene på litt over to prosent (Norskfamilie, 2019). Konsekvensen er en negativ realrente etter skatt, noe som gjør det attraktivt å låne. Høy belåningsgrad, i kombinasjon med lave avdrag og flytende rente, skaper usikkerhet blant husholdningene.

2.4.1 Forskriftene

Finanstilsynet uttrykket en bekymring i et rundskriv fra 2010 angående økning i gjeldsrate. Tilsynet argumenterer også for at økning i boligpris truer den finansielle stabiliteten. Det førte til introduksjonen av «retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis» i 2010 (Finanstilsynet, 2011, s.2). Siden den gang har disse retningslinjene blitt innstrammet fire ganger. Den siste innstrammingen skjedde i 2018.

I 2015 ble retningslinjene formelt gjort om til forskrifter. Formålet er å sikre forsvarlig utlånspraksis for lån rettet til boligkjøp, grunnet bankenes prosykliske kapitalbuffer. Ansvarsområdene omfatter blant annet risikovurdering og krav til sikkerhet (Norges Bank, 2016, s.21).

Det er juridisk forskjell mellom en retningslinje og en forskrift. Likevel omtales alle som «forskrifter» i analysedelen av kapittel 5 som en forenkling.

Mars 2010

Finanstilsynet gir strengere retningslinjer for utlån til boligkjøp, men bankene kan gjøre egne vurderinger og avvike instruksene. Formålet er å ivareta forbrukerhensyn, sikre finansiell stabilitet og bidra institusjonenes soliditet. Det må tas hensyn til betjeningsevne og belåningsevne. Vurdering for låneinnvilgelse, må ta høyde for at låntakeren vil tåle en eventuell renteoppgang i løpet av låneperioden. Lånet stiller også et anbefalt egenkapitalkrav på 10 prosent av markedsverdi, men kan suppleres med tilleggssikkerhet i form av kausjon, pant eller garanti (Finanstilsynet, 2010).

Desember 2011

Den første innstrammingen skjedde i slutten av 2011. Belåningsevnen begrenser seg nå til et egenkapitalkrav på 15 prosent, men kan fortsatt suppleres med tilleggssikkerhet. Det stilles krav til avdragsbetaling dersom lånegraden overstiger 70 prosent av boligens verdi. En «stresstest» blir introdusert. Potensielle låntakere bør kunne tåle en renteøkning på 5 prosentpoeng, før lån kan bli innvilget. Likevel har bankene mulighet til å foreta individuelle vurderinger, med full fleksibilitet til å avvike retningslinjene (Finanstilsynet, 2011).

Juli 2015

Den neste innstrammingen skjedde i midten av 2015. Retningslinjene blir lovfestet og formalisert som forskrifter. Bankene må dermed følge de lovbestemte kravene, før lån kan innvilges.

Oljeprisfallet i 2014 påvirket norsk økonomi og medførte frykt for økt sparing og lavere investeringsvilje. Det ble innført ekspansiv pengepolitikk for å stimulere økt aktivitet. Den norske økonomien fikk som forventet en nedgang i styringsrente fra 1,5 prosent til 1 prosent. Dette skjedde i perioden mellom tredje kvartal 2014 og andre kvartal 2015 (Norges Bank, 2019c). Formålet er å bedre norske husholdningers evne til å håndtere nedgangstider. De viktigste endringene er fastsatte krav om å tåle en renteøkning på 5 prosentpoeng ved lån. I tillegg må lån som overstiger en belåningsgrad på 70 prosent, betale et minimumsavdrag på 2,5 prosent. Låntaker er også pliktig til å ha egenkapital på 15 prosent av boligens markedsverdi.

Selv med absolutte krav til belånings- og betjeningsevne, ble det vedtatt at bankene fortsatt kunne ha fleksibilitet i utlånspraksisen. Kunder som var kredittverdige, men ikke oppfylte alle kravene kunne fortsatt få innvilget lån. Bankene kan avvike ovennevnte bestemmelser med 10 prosent av kvartalsvis utlånsvolum.

Januar 2017

Regjeringen fastsatte en ny boliglånsforskrift gjeldende fra 1.januar 2017 og er gyldig til og med 30.juni 2018. Kravet til egenkapital ved låneinnvilgelse er fortsatt 15 prosent av boligens markedsverdi. Det fastsatte kravet om å tåle en renteøkning på 5 prosentpoeng ved lån var fortsatt relevant. Fleksibiliteten til å avvike inntil 10 prosent av kvartalsvis lånevolum forble gjeldende (Regjeringen, 2016a).

Det er særegne vilkår som gjelder Oslo-området. Som vist i delkapittel 2.2.4 har Oslo og Bærum hatt en høy boligprisvekst de siste årene. Muligheten til å avvike kravene er 8 prosent av samlede utlån, eller inntil 10 millioner kroner per kvartal. Lån til sekundærbolig i Oslo er strengere med et 40 prosent egenkapitalkrav.

Låntakernes samlede lån ikke kan overstige fem ganger brutto årsinntekt. Dette er nytt fra 2017. En annen forskjell angår avdragsbetalingen. I 2015 var det et krav om avdragsbetaling på 2,5 prosent ved lån som oversteg 70 prosent av belåningsgrad. Dette ble redusert til 60 prosent, fra og med januar 2017 (Regjeringen, 2016b).

Videreføring av boliglånsforskriften 1.juli 2018

«Den høye gjelden i norske husholdninger utgjør fortsatt en risiko for norsk økonomi og arbeidsplasser» (Regjeringen, 2018a). Dette sier finansminister Siv Jensen som viderefører boliglånsforskriften, med varighet til og med 31. desember 2019.

De fastsatte retningslinjene fra 2017-forskriften er fortsatt gjeldende. Kravet om at gjeld ikke kan overstige fem ganger brutto årsinntekt blir mildere. Bankene kan nå inkludere stabile skattefrie inntekter som er dokumenterte. Ved beregningen av belåningsgrad skal midler på BSU også kunne medregnes som egenkapital, hvor

$$\text{Belåningsgrad} = \frac{\text{Innvilget lån} - \text{BSU}}{\text{Boligens markedsverdi}} \quad (\text{Regjeringen, 2018b}).$$

Oppsummering av forskriftene

Oppsummert kan en se at tiltakene for å begrense gjeldsveksten har gått fra anbefalte retningslinjer, til lovfestede forskrifter. Kravene har blitt strammet inn når det gjelder egenkapitalkrav, betjeningsevne og krav til belåningsgrad. Det ser ut til at den siste oppdaterte forskriften fra 2018 er myknet opp litt, sammenlignet med tidligere.

Oppgaven analyserer retningslinjene og forskriftene fra 2010, 2011, 2015 og 2017, men ikke 2018. Grunnen er begrensninger i datasettets lengde som stopper ved 4.kvartal 2017.

3. Teori

Det vil nå bli gjennomgått sentral teori og en empirisk undersøkelse som oppgaven bruker. Innledningsvis vil bobleteori bli gjennomgått og hvilke implikasjoner bobler kan ha for finansiell stabilitet. Deretter vil en empirisk analyse, utført av Jacobsen & Naug (2004) «What influences the growth of household debt» bli gjennomgått. Her trekkes det frem flere forklaringsvariabler som vi har brukt i analysen vår.

3.1 Bobleteori

I dette kapittelet vil det kartlegges hva som kjennetegner en bobleøkonomi og hvordan et typisk kriseforløp utspiller seg. Begrepet finansiell stabilitet vil bli utdypet.

3.1.1 Definisjon

For å beskrive hva som foregår i en bobleøkonomi må først begrepet «boble» defineres. Definisjonen til Grytten & Hunnes forklarer at en boble «...er handel av objekter i stort volum, til priser med signifikant avvik fra fundamentale verdier.» (Grytten & Hunnes, 2016 s.76). Man kan videre si at en boble «oppstår når priser stiger kontinuerlig fordi investorer tror de kan ta ut gevinst ved videresalg på grunn av fortsatt vekst i prisnivå.» (Grytten & Hunnes, 2016 s.76).

3.1.2 Kjennetegn

Observerbare kjennetegn i forbindelse med bobledannelse er at priser øker raskt. Samtidig er forventningene til kontinuerlige prisøkninger høye. En annen indikator er høye prisvurderinger uten forankring i fundamental verdi, eller som ligger høyt over historisk gjennomsnitt. Når gjeldsgraden øker, mens spareraten til husholdningene minker er det et faresignal som bør undersøkes nærmere. Sparerate er sparingens andel av disponibel inntekt (Statistisk sentralbyrå, 2019n). Et annet element er relativt lave realrenter. Dette kan utløse økt låneopptak på grunn av lave lånekostnader (Grytten & Hunnes, 2016, s.80).

3.1.3 Identifisering

For å forsøke å identifisere bobler, finnes det ulike teknikker. Mange av disse baserer seg på å finne avvik mellom fundamental verdi og markedsprisen på objektet. Det må presiseres at det ikke finnes noen eksakt metode for å identifisere en boble (Grytten & Hunnes, 2016, s.80).

3.1.4 Boble sett i sammenheng med andre faser i kriseoppbygging

Det finnes ingen kriser som historisk sett har vært like, men mange av dem er innom flere sammenlignbare faser. Et typisk kriseforløp vil bli presentert basert på en sammensetning av teorier fra Charles P. Kindleberger, Hyman Minsky og Barry Eichengreen. Dette er kjent som den «Sju-trinns dynamiske krisemodellen» (Grytten & Hunnes, 2016 s.45-46).

Forstyrrelse

Første fase i kriseoppbyggingen starter med et sjokk i økonomien. Dette kan være plutselig vekst i pengemengden og gode vekstutsikter for økonomien. Resultatet er økt optimisme og etterspørsel i markedet.

Overoppheting

Markedsaktører er under den oppfatning om at de positive vekstutsiktene er permanente. Tilbud og etterspørselen etter kreditt er med på å drive økonomien. Økt og lett tilgang på kreditt fører til prisøkning på aktiva.

Bobleøkonomi

Kjennetegn ved en bobleøkonomi er at det blir spekulert i investeringsobjekter ved høy belåningsgrad. Aktører som har investert vet som regel at de har kjøpt overpriset aktiva. Likevel holdes disse fordi prisen er stigende. Den sterke prisveksten skyldes ofte en boble. Investeringene er ikke realøkonomisk rasjonelle, fordi det investeres for å hente gevinst på prisstigningen. Dette er ikke bærekraftig, fordi et priskrakk på investeringen vil få store konsekvenser for høyt girede markedsaktører.

Nervøsitet

Nervøsiteten forekommer når det blir synlig at aktivaprisene har steget langt over det som anses å være bærekraftig. Det blir ikke lengre like lett å få tak i kreditt. Man får store

prissvingninger i aktivamarkedene som fører til urolighet. Markedsaktørene begynner å innse at det er mulig overoppheting i markedet.

Vendepunkt

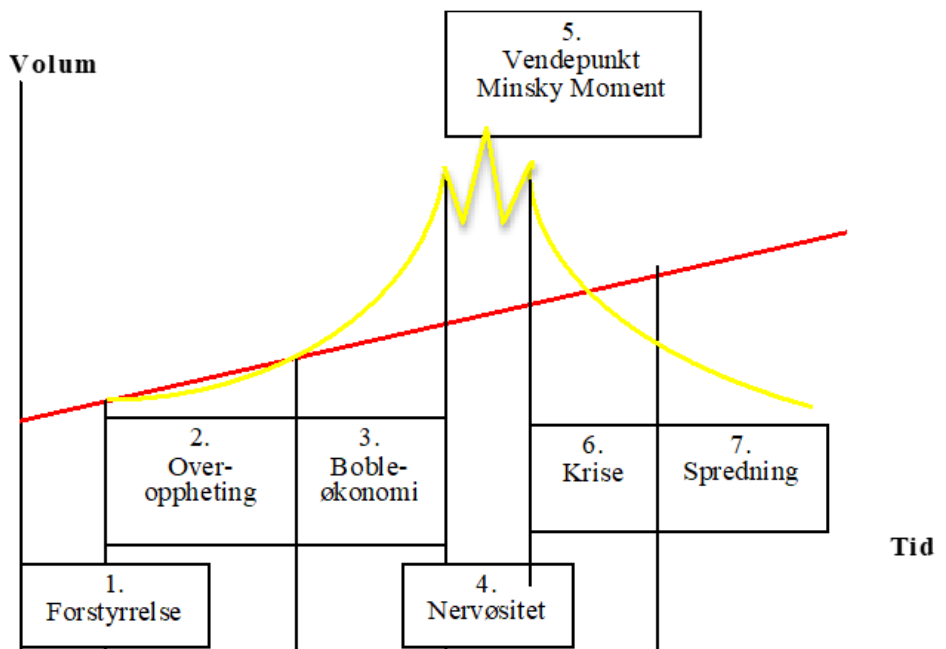
Markedsaktørene går fra å være optimister til pessimister. De ønsker å selge seg ut av investeringene sine. Dette medfører priskrakk og kraftig nedgang i markedet, alt etter hvor stor panikken er.

Krise

Investeringenes avkastning og aktivapriser er fallende og finansmarkedene blir lammet. Konkursraten blant bedriftene øker. Kredittinstitusjonene fører en langt strengere utlånspraksis, hvor tilgangen på kreditt blir nærmest fraværende. Næringslivet får dermed ikke kreditt til å foreta lønnsomme investeringer og krisen forverres.

Spredning

Krisen sprer seg til andre markeder og land med forplantning i realøkonomien. Dette medfører økonomisk stagnasjon i verdiskaping, hvor biproduktet er økt arbeidsledighet.



Figur 8 Grafisk fremstilling av krisemodellen (Grytten & Hunnes, 2016 s.51).

Figur 8 viser en grafisk fremstilling av «Sju-trinns dynamiske krisemodell». Den røde linjen viser normal trend eller veksttakt i markedet. Den gule linjen er avviket. Vertikal og horisontal akse viser henholdsvis volum og tid. Vendepunktet kalles også for «Minsky Moment», oppkalt etter økonomien Hyman Minsky.

3.1.5 Bolig

Resultatet av lave renter er økt etterspørsel etter kreditt. Dette kan tilrettelegge for spekulasjoner av ulike aktiva som kan medføre overoppheting i markedet. Boliger er et aktivum som kan brukes til spekulasjon. Det kan oppfattes som en investering som vil stige i verdi på sikt. Hvis stadig flere spekulanter etterspør bolig og presser prisene oppover, kan man få bobletendenser. Bobletendensene kan lede til kriser på grunn av krakk i boligprisen. Husholdninger som er tungt gjeldsbelastet med bolig som sikkerhet, kan dermed få problemer med å betjene lånet.

3.1.6 Finansiell stabilitet

Finansiell stabilitet er viktig innenfor kriseteori. Det betyr i hvilken grad finansmarkedene har en vedvarende sunn balanse. Et viktig moment ved finansiell stabilitet er økonomiens evne til å tåle et sjokk. «Finansiell stabilitet forpurres ofte av kredittliberalisering.» (Grytten & Hunnes, 2016, s. 42). Det betyr lettere tilgang på kreditt, som kan komme av flere forhold. Vanlige former for kredittliberaliseringer er deregulering av kredittrestriksjoner, nye former for kredittinstrumenter, eller lavere renter. Disse forholdene kan føre til kraftig vekst i utlån. Dermed vil pengemengden øke og kan i neste omgang føre til inflasjon. Sterk prisstigning i ulike typer aktiva fører til økt behov for kreditt ved kjøp. Markedsaktørene må derfor ha økt likviditet for å kunne investere i markedet. Dette øker utlånene ytterligere.

Basert på forholdene som er beskrevet over kan det oppstå gjeldsbobler. Aktørene i markedet har ikke betjeningsevne ovenfor gjelden de har tatt opp ved negativ prisutvikling. Markedsaktørene vil dermed tape pengene sine og i verste fall misligholde gjelden. Banker og andre kredittinstitusjoner må bære dette tapet. Ved for store tap risikerer låneinstitusjonene å gå konkurs.

Når banker og kredittinstitusjoner har store tap, blir de mer tilbakeholdne på utstedelse av kreditt. Dette fører til at næringslivet ikke kan gjennomføre lønnsomme investeringer. Tap av finansiell stabilitet kan derfor føre til store kriser i økonomien (Grytten & Hunnes, 2016).

3.1.7 Hegemonisk stabilitetsteori

Kriseøkonomen Charles Kindleberger legger stor vekt på hegemonimaktens rolle. Hegemonimaktens hensikt er å motvirke kriseoppbygging, håndtere kriser og minske krisespredning til andre deler av økonomien. På nasjonalt nivå vil en typisk hegemonimakt være en aktør som har evnen til å påvirke økonomien i ønsket retning. Forhold som påvirkes er finansiell stabilitet, tilbuds- og etterspørselsvolum og likviditet. Aktører som sentralbanken, finansdepartementet og finanstilsynet har makten til å gjøre dette. Et eksempel er å føre motsyklisk pengepolitikk for å motvirke oppbyggingen av finansielle ubalanser. Det betyr å innstramme pengepolitikken i gode tider, eller føring av ekspansiv pengepolitikk i dårligere tider (Grytten & Hunnes, 2016, s.41.)

3.1.8 Teoriens relevans

For å forstå årsakene til svekkelsen av den finansielle stabiliteten er bobleteori sentralt. Nøkkelfaktorer som økt gjeldsgrad hos husholdningene og økte boligpriser, er viktige indikatorer ved mistanke om bobletendenser. Deler av myndighetenes tiltak for å motvirke dannelsen av bobler, er å innføre boliglånsforskriftene. Oppgavens hensikt er å analysere om forskriftene har hatt en effekt på gjeldsutviklingen blant norske husholdninger. I neste delkapittel skal det belyses hvilke faktorer som driver gjeldsutviklingen.

3.2 Gjeldsvekst drivere for husholdninger

Oppgavens analyse er inspirert av Jacobsen & Naug (2004) «What influences the growth of household debt». Selv om artikkelen er fra 2004, anses mye av innholdet fortsatt å være relevant. En av grunnene er at artikkelen ble publisert, mens den norske økonomien opplevde lave renter. Husholdningsgjeld har steget kraftig de siste årene. Dette kapittelet skal se nærmere på nøkkelfaktorer og drivere som påvirker utviklingen i husholdningsgjelden.

3.2.1 Politikk

Regjeringen i Norge fører i dag en pengepolitikk med et årlig inflasjonsmål på to prosent (Norges Bank, 2018c). Ved å benytte seg av inflasjonsstyring bidrar dette til stabilitet i både produksjon og sysselsetting. Denne styringsformen skal hjelpe til å motvirke oppbyggingen av finansiell ustabilitet. Norges Bank er delegert til å gjennomføre pengepolitikken som er fastsatt av Regjeringen. Eksempler på pengepolitiske virkemidler er endring av styringsrenten, samt kjøp og salg av valuta for å endre kronekursen.

Pengepolitikken som blir ført kan påvirke gjeldsvekst, ettersom dette i stor grad blir påvirket av rentenivået. Ekspansiv pengepolitikk vil føre til økt opptak av gjeld fordi renten nedjusteres. Det medfører gunstigere låneopptak fordi gjeld blir billigere for låntakere. Jacobsen & Naug støtter denne påstanden. De påpeker at husholdningsgjelden påvirkes av utlånspolitikken til bankene, samt etterspørsel etter kreditt (Jacobsen & Naug, 2004, s.103).

3.2.2 Låneetterspørsel

Førstegangskjøpere av hus vil i stor grad finansiere deres første kjøp med gjeld. De etablerte i boligmarkedet vil etter hvert ønske å kjøpe dyrere hus. Det kan bidra til økt bruttogjeld. En annen viktig driver for låneetterspørselen er utviklingen av nye boligprosjekter.

Ved hyppig utskifting av bolig blant husholdningene, bidrar dette til et press oppover i gjeld. Grunnen er behov for å dekke inn dokumentavgifter, nye møbler, hvitevarer og andre kostnader knyttet til utskifting. I perioder med lav etterspørsel og lave boligpriser, vil husholdningene velge å utsette salg. Formålet er å vente til prisene henter seg inn igjen.

3.2.3 Bankenes utlånspolitikk

Store andeler av husholdningenes gjeld er tatt opp hos private banker. Utlånspolitikken til disse bankene har mye å si for hvordan gjeldsnivået utvikler seg. Faktorer som påvirker bankenes utlånspolitikk ovenfor sine kunder, er for det første bankens lønnsomhet. For det andre er kundenes betjeningsevne og låneetterspørsel. Til slutt vil verdien på sikkerheten kundene stiller, ofte boligen, være en viktig driver. Bankene blir mer tilbakeholdende til å utstede mer kreditt ved økt forventet mislighold. Dette er tilfellet hvis skyldig gjeld til banken øker, eller hvis det foreligger negativ prisutvikling i panteobjektene. Lånetilbud vil i stor grad sammenfalle med husholdningers inntekt og formue.

I dårlige tider vil bankene være tilbakeholdene ved utstedelse av kreditt. Dette gjøres i stor grad med å tilby kreditt med dårligere vilkår for forbrukeren. Etterspørselen etter lån vil dermed bli redusert.

3.2.4 Modell for husholdningsgjeld av Jacobsen & Naug (2004)

Modellen til Jacobsen & Naug dekomponerer gjeldsutviklingen, $\Delta Gjeld_t$, ved å anvende parameterne

$$\begin{aligned} \Delta Gjeld_t = & \Delta Boligbeholdning_t - \Delta (Gjeld - Boligbeholdning)_{t-1} - \Delta Rente_t \\ & + \Delta Hussalg_{t-2} + (\Delta_4 Inntekt_t + \Delta Boligpris_t) - \Delta Arbeidsledighet_t \\ & - [Gjeld - Boligpris - Boligbeholdning + Rente - Hussalg \\ & - Studentandel]_{t-1}. \end{aligned}$$

Jacobsen & Naug bruker en feiljusteringsmodell fordi det foreligger en langsiktig stokastisk trend i variablene (Jacobsen & Naug, 2004, ss.107-108). Den avhengige variabelen er logaritmisk transformert av bruttogjelden hos husholdningene. Siden variabelen er førstedifferensiert, tolkes resultatene som endring i vekst. Resultatene til Jacobsen & Naug presenteres under. Analyseperioden er fra første kvartal 1994 til første kvartal 2004.

Rente

Rentenivået har stor betydning for husholdningenes evne til å betjene sine lån. Dette har derfor en stor innvirkning på husholdningenes gjeldsutvikling. Et lavt rentenivå vil gi rom for høyere gjeld. Det påvirker boligprisen direkte fordi lave renter bidrar til økt etterspørsel etter boliglån.

Arbeidsledighet

Arbeidsledigheten er en annen viktig komponent fordi det påvirker husholdningenes evne til å betjene gjeld. Ved lav arbeidsledighet er inntektsutsiktene positive. Da er det større lønnsvekst ettersom det blir knapphet på kvalifisert arbeidskraft.

Boligpris

Jacobsen & Naug har kommet frem til at økning i boligpris bidrar til gjeldsvekst over lang tid. Særlig i kjølvannet av bankkrisen på 1990-tallet, som kjennetegnes av høy arbeidsledighet og et høyt rentenivå. Den analyserte perioden var preget av lavere arbeidsledighet, et lavere rentenivå og et velfungerende kredittmarked. Boligprisendringene har gitt en betydelig forsinket effekt på gjeldsvekst. I Jacobsen & Naug sin analyse vises det til et boligprisfall mellom siste del av 2002 og inn i 2003. Samtidig var det vedvarende gjeldsvekst som følge av boligprisvekst fra 1998 til 2001 (Jacobsen & Naug, 2004, s. 109)

Boligbeholdning

Stabiliseringen av gjeldsnivået påvirkes av boligbeholdningens størrelse, gitt et nytt prisnivå. Dette gjelder når en relativt bratt prisendring for boliger har funnet sted. Øker boligprisene, vil det ta tid før hele boligbeholdningen blir omsatt på nytt ved det nye prisnivået. Gjelden vil dermed øke for hver bolig som blir solgt fra gammelt prisnivå (før prisstigning), til det nye prisnivået.

Boligsalg

Boligsalg påvirker gjeldsveksten ved at salgavgifter påløper. Mange husholdninger inkluderer dette i nye boliglån.

Inntekt

Inntektsutviklingen har i hovedsak hatt en innvirkning på gjeldsvekst, som følge av endring i betjeningsevne av lån. God inntekt fører til bedre betjeningsevne.

Studentandel

En økning i studentandel vil på sikt føre til økning i gjeld, ettersom disse studentene tar opp studielån. Når studentandelen stabiliserer seg, vil gjeldsveksten på sikt flate ut for denne delen av populasjonen.

3.2.5 Empiriske resultater

Jacobsen & Naug observerte at gjeldsveksten var høyere enn inntektsveksten årene før 2004. De fant også tegn på at gjeldsveksten var knyttet til boligmarkedet, samt rentereduksjon siden desember 2002. Kraftig byks i boligprisene fra 1998 til 2001 førte til høy vedvarende gjeldsvekst. Dette fortsatte, selv om boligprisene falt noe i siste halvdel av 2002 og ut i 2003. Jacobsen & Naug forklarer dette med at husholdninger vegrer seg fra å selge hus med tap. En konsekvens er at færre boliger skifter eier disse årene, frem til prisene henter seg inn igjen.

Det ble også konkludert at selv om boligprisene stabiliserte seg, vil det fortsatt ta tid før boligene omsattes på det høyere prisnivået. Økte boligpriser bidrar dermed til vedvarende gjeldsvekst. Videre kan høyere boligpriser føre til bedre lånemuligheter som følge av økt formue. Husholdningene tar opp lån med sikkerhet i den økte boligprisen for å finansiere konsum og andre investeringer. Jacobsen & Naug påpekte at slik lånevirkosomhet sannsynligvis hadde økt de siste årene (Jacobsen & Naug, 2004, s.109). Endring i arbeidsledighet og inntekt var også faktorer som påvirket gjeldsveksten permanent.

4. Metode

I starten av dette kapittelet forklarer vi tidsserieanalyse. Det omfatter de klassiske forutsetningene og typiske problemer som seriekorrelasjon og ikke-stasjonaritet.

Delkapittel 4.2 gjennomgår et rammeverk for å systematisk velge en modell som passer analysen. Resultatet er at «Autoregressive Distributed Lag Model» (ARDL) fra forskningsartikkelen til Pesaran, Shin & Smith (2001) «Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships» blir anvendt.

4.1 Metode ved tidsserieanalyse

ARDL er en tidsseriemodell som bruker minste kvadraters metode (OLS) til å beregne regresjonsanalysen. Derfor skal de fem klassiske forutsetningene til Gauss-Markov presenteres først. Normalitet er viktig i analysen vår og blir presentert som den sjette forutsetningen. Dummyvariabler forklares i slutten av delkapittelet.

4.1.1 Klassiske forutsetninger for tidsserieregresjon (OLS)

Forutsetning 1 – Modellen må være lineær i parametere

Den første forutsetningen legger vekt på at koeffisientene som blir estimert er lineære. Dette skrives som

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t. \quad (1)$$

Ligning (1) beskriver en lineær regresjonsmodell hvor β_0 er konstantleddet, mens β_k er koeffisienten til variabelen x_{tk} i tid t . u_t er feilleddet som forklarer forskjellen mellom observert verdi og faktisk verdi i populasjonen. y_t er utfallsvariabelen i tid t som en funksjon av x_t , hvor koeffisienten x er lineær (Wooldridge, 2016, s. 317).

Forutsetning 2 – Ingen perfekt kollinearitet mellom de uavhengige variablene

I modellen kan ikke forklaringsvariablene ha perfekt korrelasjon med hverandre og uttrykkes som

$$\text{Korr}(x_i, x_j) \neq 1, i \neq j. \quad (2)$$

Korrelasjonen mellom de uavhengige variablene x_i og x_j kan ikke være lik én.

Forutsetning 3 – Null betinget gjennomsnitt «Zero Conditional Mean»

Forventningsverdien til feilleddet skal være lik null i alle tidsperioder for alle observasjoner, der $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tn} = X$. Dette kan uttrykkes matematisk som

$$E(u_t|X) = 0, t = 1, 2, \dots, n. \quad (3)$$

u_t representerer feilleddet i tid t . Hvis forutsetning 3 holder, er de forklarende variablene strengt eksogene (Wooldridge, 2016, s. 318). Dersom forutsetningene 1-3, holder er estimatorene objektive.

Forutsetning 4 – Homoskedastisitet

For enhver verdi av X , er variansen til feilleddet, u_t , lik for alle perioder t hvor

$$\text{Var}(u_t|X) = \text{Var}(u_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

Hvis betingelsen ikke holder, har man heteroskedastisitet i feilleddene. Konsekvensen er lavere presisjon i de estimerte koeffisientene.

Forutsetning 5 – Ingen seriekorrelasjon

Feilleddene betinget av observasjonene X i to forskjellige perioder skal være ukorrelerte. Det uttrykkes som

$$\text{Korr}(u_t, u_s|X) = 0 \text{ for alle } t \neq s. \quad (5)$$

For å se om det foreligger seriekorrelasjon brukes formel (5). Hvis den ikke holder, er feilleddene, u_t , fra den lineære modellen oppgitt i ligning (1) seriekorrelerte. Oppfyllelsen av de ovennevnte fem forutsetningene gjør at regresjonen blir BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Det betyr at regresjonen gir de beste lineære objektive estimatorene. Regresjonslinjen gir lavest varians av estimatene (Wooldridge, 2016, s.321).

Forutsetning 6 - Normalitet

Observasjonene X for alle tidsperiodene, har feilleddene, u_t , som er uavhengig identisk distribuert med forventningsverdi lik null (Wooldridge, 2016, s.322). Det uttrykkes som

$$u_t \sim Normal(0, \sigma^2). \quad (6)$$

Normalitetsantakelsen må være oppfylt for at vanlige standardfeil, t- og F-verdi skal gjelde.

4.1.2 Stasjonaritet og seriekorrelasjon

Stasjonaritet betyr at tidsserien har samme sannsynlighetsfordeling over tid. Det er tre forutsetninger for at tidsserien er stasjonær.

Forventningen må være konstant hvor,

$$E(X_t) = \mu. \quad (7)$$

Konstant varians hvor,

$$Var(X_t) = \sigma^2. \quad (8)$$

Ingen autokorrelasjon hvor,

$$Korr(X_t, X_{t+h}) = 0. \quad (9)$$

Streng stasjonaritet er ikke et krav i tidsserieanalyse, fordi man tillater at X_t og X_{t+h} er tilnærmet uavhengige av hverandre (Wooldridge, 2016, s.346). Med andre ord tillater man svak stasjonaritet og letter forutsetningen i uttrykk (9).

Empiri viser at selv etter deflatering og sesongjustering, kan problemer med stasjonaritet fortsatt forekomme. Dataene kan inneholde sykler, trender, «random walk» og annen ikke-stasjonære atferd. Random walk er en prosess som tilsier at begivenhetene følger tilfeldige bevegelser. Disse hendelsene er med andre ord ikke predikerbare. Tidsserien har derfor ikke en stabil sannsynlighetsfordeling over tid. Det betyr at en variabel i tid t , som forflyttes $t + h$ perioder, ikke har samme β -verdi eller sannsynlighetsfordeling (Wooldridge, 2016, s.369).

Hvis tidsserien er økende over tid, må gjennomsnittet og variansen fra uttrykk (7) og (8) være konstant. Dersom det ikke er tilfellet, vil det føre til underestimering av fremtidig gjennomsnitt og varians (Nau, 2018).

Korrelasjonen mellom to uttrykk er den samme i alle perioder t . Uttrykk (9) forteller at korrelasjonen mellom påfølgende observasjoner, X , skal gå mot null når h går mot uendelig. Tidsserier med makroøkonomiske data er ofte tidsavhengig. Hvis sammenhengen mellom periodene har signifikant verdi, er serien ikke-stasjonær. Det betyr at prosessen inneholder en enhetsrot, som vil si et systematisk mønster som ikke er predikerbart.

En generell måte å teste uttrykk (9) på, er ved bruk av en AR(1) modell. Det vil si en autoregressiv modell som har en forsinkelse i avhengig variabel (Wooldridge, 2016, s. 574) og uttrykkes som

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t. \tag{10}$$

α er konstantleddet i denne ligningen. u_t har forventningsverdi lik null, gitt tidligere verdier av observert y . Hypotesen er å se om avhengig variabel med en forsinkelse, y_{t-1} , korrelerer med avhengig variabel uten en forsinkelse, y_t . Dette kan uttrykkes som

$$H_0: \rho = 1. \quad (11)$$

$$H_1: \rho < 1. \quad (12)$$

ρ er korrelasjonsparameteren. Hvis man kan forkaste nullhypotesen, er dette en indikasjon på stasjonaritet.

Dickey-Fuller (DF) test for stasjonaritet.

Testen tar utgangspunkt i AR(1), altså en ligning med en forsinkelse i avhengig variabel. Man trekker fra y_{t-1} fra ligning (10) på hver side og ender opp med følgende uttrykk,

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t, \quad (13)$$

hvor θ defineres som $\theta = \rho - 1$ og ρ er korrelasjonsparameteren.

Nullhypotesen som skal teste for enhetsrot er,

$$H_0: \theta = 0. \quad (14)$$

Mot alternativhypotesen,

$$H_1: \theta < 0. \quad (15)$$

Resultatet fra DF-testen blir sammenlignet med asymptotiske kritiske t-verdier. Dersom nullhypotesen kan forkastes, bør tidsserien være stasjonær.

En utvidelse av DF-testen, er en populær metode for å teste for enhetsrot i tidsserien. Denne testen kalles for en «**Augmented Dickey Fuller Test**» (ADF) og kan uttrykkes som

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad (16)$$

$$\Delta y_t = \text{Førstedifferensiert } y_t, \quad (17)$$

$$\theta = \rho - 1, \quad (18)$$

$$\alpha = \text{Koeffisienten til } y_{t-1}. \quad (19)$$

Nullhypotesen ved ADF er å teste for $\theta = 0$, mot den alternative hypotesen som er $\theta < 0$. Dersom H_0 ikke kan forkastes, er serien ikke-stasjonær (Shrestha & Bhatta, 2018, s.74).

De kritiske verdiene fra DF-testen avhenger av hva slags modell som skal testes. Utslagsgivende momenter er om man inkluderer trend, om uavhengig variabel skal inkludere forsinkelser, eller om en konstant skal tillegges. Løsning for stasjonaritetetsproblemet blir gjennomgått i delkapittel 4.2.

Seriekorrelasjon

Seriekorrelasjon betyr at feilleddene korrelerer over tid. Dette kan eksemplifiseres i en AR(1) autoregressiv modell, med en forsinkelse i feilleddet og uttrykkes som

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (20)$$

Feilledd i periode t , avhenger av feilleddet fra perioden $t - 1$. Hvis det foreligger seriekorrelasjon påvirkes ikke den objektive estimatoren i modellen. Man får derimot spuriøse sammenhenger. Det betyr at vanlig statistisk inferens, slik som standardfeil og t-statistikker blir misledende, dersom feilleddene er seriekorrelerte. Test for seriekorrelasjon beskrives nærmere i delkapittel 4.2.8 om diagnostikktester.

4.1.3 Dummy-variabler

Boliglånsforskriften har utviklet seg over tid. Det har skjedd endringer i reguleringene som kan ha påvirket gjeldsutviklingen. Dummy-variabler fastsettes i perioder når forskriftene har vært gjeldende. En modell for å fange opp disse effektene kan uttrykkes som

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 \text{Forskrift1}_t + \delta_2 \text{Forskrift2}_t + \delta_3 \text{Forskrift3}_t + \delta_4 \text{Forskrift4}_t + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t, \quad (21)$$

hvor δ er koeffisienten til forskriftene.

4.2 Metode for modellseleksjon

Forskjellige tidsserier har ulike trekk som må identifiseres. Eksempler på egenskaper er stasjonaritet eller kointegrasjon. Disse utdypes i delkapittel 4.2.1 til 4.2.3. Dette er kritisk for korrekt valg av modell. Det er viktig å anvende passende metodikk for tidsserien for å få best mulig resultater. Hvis modellen blir spesifisert på feil måte, eller den anvendte metoden ikke er passende, risikerer man upålitelige estimater (Shrestha & Bhatta, 2018, s.71).

OLS-metoden kan ikke benyttes når man analyserer ikke-stasjonære tidsserier. Grunnen er at resultatene fra regresjonen kan være misledende, med andre ord spuriøse. Seleksjonskriterier for valg av modell vil bli presentert. De relevante testene utdypes i slutten av delkapittelet.

4.2.1 Løsning på stasjonaritetsproblemet

Det ble nevnt i delkapittel 4.1.2, at stasjonaritet blant annet antar stabil sannsynlighetsfordeling over tid. Dersom forutsetningen blir brutt, vil man ha problemer med å predikere utfallsvariabelen. En løsning for korrigering av ikke-stasjonaritet, er å transformere variablene til endringsform ved førstedifferensiering. Det uttrykkes som

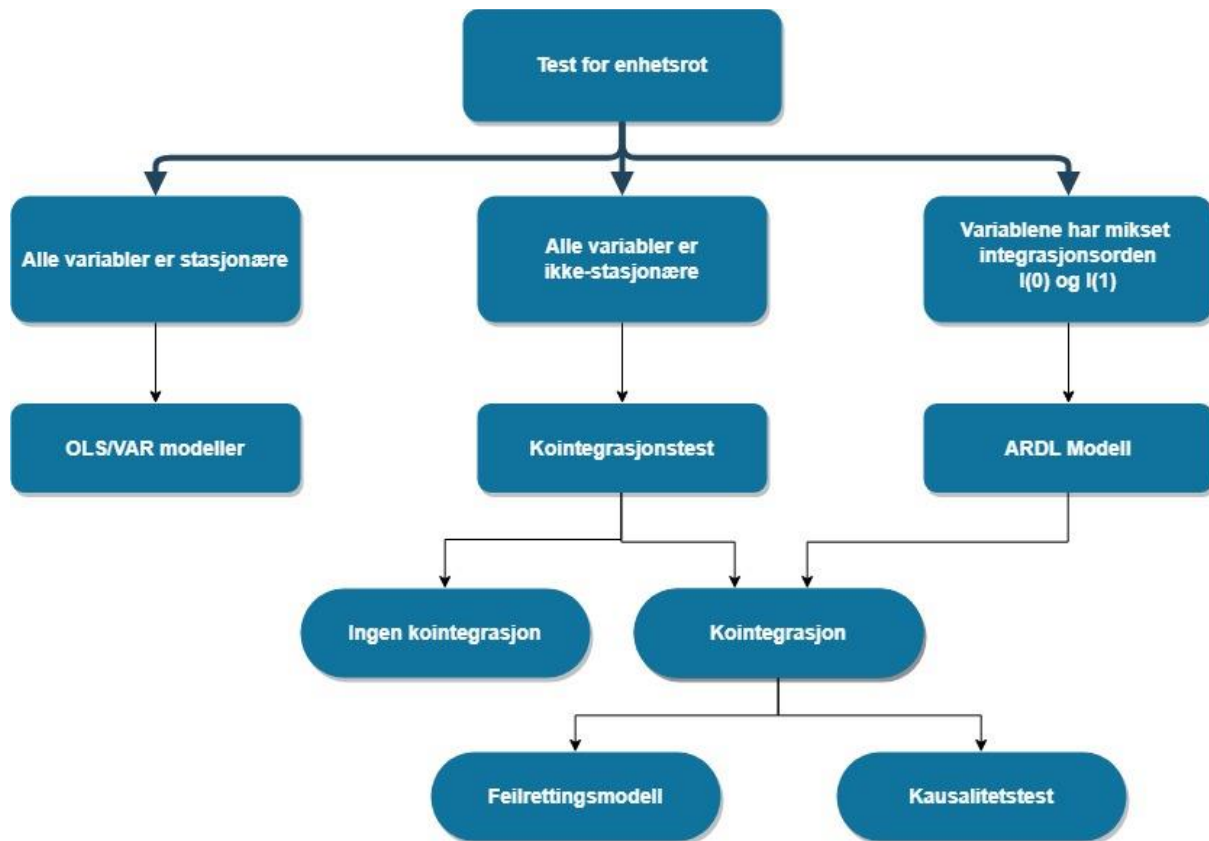
$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}. \quad (22)$$

Intuisjonen er å oppnå samme sannsynlighetsfordeling, konstant varians og gjennomsnitt, eller å fjerne seriekorrelasjon i datasettet. Dersom det oppnås stasjonaritet ved førstedifferensiering, er det antatt at den stokastiske prosessen, y_t , har et enhetsrotproblem (Nkoro & Uko, 2016, s. 69)

Hvis variabelen er stasjonær på nivåform kalles dette en $I(0)$ prosess, som står for «integrated of order zero». Dersom variabelen er stasjonær ved førstedifferensiering, kalles dette en $I(1)$ prosess. Hvis førstedifferensiering ikke tilfredsstiller kravene om stasjonaritet, kan man også foreta samme prosedyre som ligning (22) en gang til. Da får man variablene på endringen av endringsform.

Ikke-stasjonære data med en vedvarende langsiktig trend kan gjøres stasjonær på flere måter. Eksempelvis kan en tidsvariabel bli inkludert i regresjonen. Man kan også dekomponere regresjonen med trender og sykler ved bruk av filtrering. Viktig informasjon i variablene på

lang sikt kan gå tapt som følge av differensiering, detrending og filtrering (Shrestha & Bhatta, 2018, s.75).



Figur 9 Metodeseleksjon for tidsseriedata.

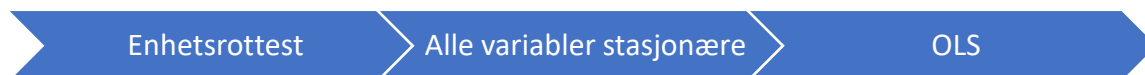
Figur 9 viser et rammeverk på hvordan man kan velge den optimale tidsseriemetoden (Shrestha & Bhatta, 2018, s.76). Resten av kapitlet forklarer rammeverket i detalj.

4.2.2 Test for enhetsrot

Minste kvadraters metode (OLS) ved fravær av enhetsrot

Første steget i en tidsserieanalyse er å undersøke om tidsserien har enhetsrot. Dersom alle variablene i modellen er stasjonære, kan man bruke OLS. Metoden brukes for å finne sammenhenger mellom variablene som blir analysert. Variabelens verdi og egenskaper vil ikke bli påvirket kun av tid.

Ved enhetsrot i tidsserien, vil langsiktig verdi divergere fra langsiktig gjennomsnitt. Seriens gjennomsnitt, varians og kovarians vil endres med tiden. For å finne ut om det foreligger enhetsrot, kan tester som DF og ADF utføres. Disse testene er forklart i delkapittel 4.1.2.



Fravær av enhetsrot i variablene tyder på stasjonaritet. Man kan derfor bruke vanlig OLS til estimering av modellen, som vist i figur 9.

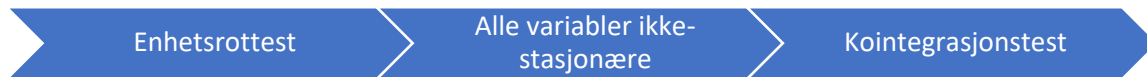
4.2.3 Kointegrasjon

Stasjonaritet er en viktig forutsetning for at regresjoner skal kunne få predikerbare og gyldige resultater. Tidsseriedata er ofte ikke-stasjonære. Transformering av variabler til endringsform er en mulig løsning, som vist i delkapittel 4.2.1. Variabler som blir stasjonære ved førstedifferensiering, kalles en $I(1)$ prosess. Ofte ønsker man å analysere om forklaringsvariablene påvirker utfallsvariabelen permanent. Denne langsiktige effekten mister man dersom uavhengige variabler er på endringsform.

Engle & Granger (1987) beskriver et feiljusteringsledd som kan fange opp langsiktige forhold, selv om parameterne er en $I(1)$ prosess. Dette er gitt hvis dataene er kointegrerte (Engle & Granger, 1987, s.253). Det finnes flere typer kointegrasjonsprosedyrer:

- Engle & Grangers tostegs prosedyre fra «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing» (Engle & Granger, 1987).
- Johansen & Juselius sin multivariat kointegrasjonstest fra «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money» (Johansen & Juselius, 1990).
- Pesaran, Shin & Smith sin autoregressiv distribuert lag modell (ARDL) fra «Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship» (Pesaran, Shin & Smith, 2001).

To variabler kan ha likevekt på langsikt, men divergere fra likevekten på kort sikt. Engle & Granger (1987) utviklet en kointegrasjonstest, som er en metodisk analyse av ikke-stasjonære variabler. Dersom to variabler har tilknytning til hverandre gjennom en langsiktig likevekt, er disse kointegrerte. Man kan si at en av variablene drar den andre variabelen etter seg, slik de får et liknende bevegelsesmønster (Engle & Granger, 1987, s.253).



Enhetsrot i variablene fører til ikke-stasjonaritet og kan føre til spuriøse resultater ved bruk av OLS-metoden. Man kan derfor foreta en kointegrasjonstest for å undersøke om variablene konvergerer mot en likevekt på nivåform. Det betyr at forholdene er permanente på sikt. Hvis man kan fastslå et kointegrert forhold, kan man bruke ikke-stasjonære data.

4.2.4 Feiljusteringsmodell ved kointegrasjon

Dersom variablene viser tegn til kointegrasjon, kan en feiljusteringsmodell bli estimert ved bruk av OLS-metoden. Intuisjonen er at det foreligger en underliggende stokastisk trend i variablene. Feiljusteringsmodellen kan estimere både kortsiktige og langsiktige forhold i en regresjonsanalyse. Modellen inkluderer en feiljusteringsparameter. Den forteller hvor rask utfallsvariabelen konvergerer mot likevekt, gitt en endring i forklaringsvariablene. Dette utdypes i delkapittel 4.2.6.



4.2.5 ARDL ved mikset integrasjonsorden i variablene

Kointegrasjonstesten til Engle & Granger, beskrevet i delkapittel 4.2.3, kan ikke benyttes direkte dersom variablene har ulike integrasjonsordre. Den forutsetter at alle variablene er en $I(1)$ prosess. Dette kan løses ved å benytte en «Autoregressiv Distribuert Lag» (ARDL) modell. Prosedyren ble introdusert av Pesaran, Shin & Smith i 2001, som bruker OLS til å estimere koeffisientene. ARDL må estimeres før den endelige feiljusteringsmodellen kan bli estimert, som utdypes i delkapittel 4.2.7. Modellen inkluderer et tilstrekkelig antall forsinkede avhengig- og uavhengige variabler i regresjonen. Tilnærmingen kan bruke prosesser som både er $I(0)$ og $I(1)$, men ikke av større orden (Pesaran et.al, 2001).



Modellen forsøker å finne forholdene mellom variablene. Først vil det bli utledet den enkleste formen for ARDL(q,p). Forsinkelsene denoteres som henholdsvis q -forsinkelser for utfallsvariabelen og p -forsinkelser for forklaringsvariablene. Denne modellen oppgir utfallsvariabelen på endringsform og kan utledes som

$$\Delta y_t = \beta_0 + D_0 t + \sum_{i=1}^q \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{t-j} + \tau_1 y_{t-1} + \tau_2 x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (23)$$

Koeffisientene β_0 og D_0 fanger henholdsvis opp den stokastiske driften og trenden. ϑ_i og φ_j representerer den kortsiktige effekten for alle i og j , mens τ_1 og τ_2 viser det langsiktige forholdet. En vanlig antakelse i økonometrien, særlig ved distribuerte lag modeller, er at variablene konvergerer mot en langsiktig verdi (Wooldridge, 2016, s. 316). Variablenes verdi på lang sikt vil dermed ikke få drastiske endringer, og kan uttrykkes som

$$\lim_{t \rightarrow \infty} y_t = y, \quad (24)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} x_t = x, \quad (25)$$

$$\Delta x_{t-j} = \Delta y_{t-i} = 0, \text{ for alle verdier av } i \text{ og } j \text{ på lang sikt.} \quad (26)$$

Med forutsetningene som er angitt i formlene (24) til (26), blir den langsiktige delen av likning (23) uttrykt som

$$\beta_0 + D_0 t + \tau_1 y_{t-1} + \tau_2 x_{t-1} + \varepsilon_t = 0. \quad (27)$$

Dermed blir den langsiktige koeffisienten for $x = -\frac{\tau_2}{\tau_1}$.

4.2.6 ARDL-prosedyren

Steg 1

Det første steget i prosedyren er test for stasjonaritet av variablene. Som tidligere nevnt i 4.1.2 er Augmented Dickey Fuller en test for enhetsrot, hvor nullhypotesen er ikke-stasjonaritet.

Steg 2

Hvis det foreligger en miks av integrasjonsorden i variablene, kan vi benytte oss av ARDL-prosedyren. Det andre steget er å finne ut om variablene er kointegrert på nivåform.

Fremgangsmåten benytter F-test mot variablene fra ligning (23), som er forsinket med en periode. Metoden tester om felleseffekten av variablene er forskjellig fra null og kalles for en «Bounds» kointegrasjonstest (Nkoro & Uko, 2016, s.82). Null- og alternativhypotesen uttrykkes som

$$H_0: \tau_1 = \tau_2 = 0 \quad \text{Det eksisterer ikke et langsiktig forhold,} \quad (28)$$

$$H_1: \tau_1 \neq 0 \text{ eller } \tau_2 \neq 0 \quad \text{Det finnes et langsiktig forhold.} \quad (29)$$

Rammeverket til Bounds-testen tar hensyn til at I(0) og I(1) prosesser er i samme modell. Prosedyren gir to sett med kritiske F-verdier. Det ene settet antar at alle variablene er I(0), mens det andre settet antar at alle variablene er I(1). Dersom den kalkulererte F-verdien er høyere enn øvre kritisk verdi, kan H_0 forkastes. Man finner dermed bevis for langsiktig likevekt mellom variablene på nivåform, som vist i (29). Ved tilfellet hvor F-verdi er lavere enn nedre kritisk verdi, finnes det ikke bevis for kointegrasjon. Dersom F-verdien er i intervallet mellom øvre- og nedre grense er testen ikke konkluderende.

- Nedre kritisk verdi < F-verdi > Øvre kritisk verdi: Forkast H_0 .
- Nedre kritisk verdi > F-verdi < Øvre kritisk verdi: Ikke forkast H_0 .
- Nedre kritisk verdi < F-verdi < Øvre kritisk verdi: Ikke konkluderende.

Finner man bevis for kointegrasjon, kan man først spesifisere en modell som forklarer kortsiktige forhold (ARDL). For å analysere langsiktige forhold, estimeres en feiljusteringsmodell. Hvis dataene ikke er kointegrert, kan man kun spesifisere den kortsiktige ARDL-modellen. Bounds-testen avhenger av at feilleddene er normalfordelt, homoskedastisk og ikke-seriekorrelert.

Steg 3

Før man spesifiserer ARDL-modellen, må man finne et optimalt antall forsinkelser i variablene som inkluderes. For mange forsinkelser kan øke antall feil i prognosen, mens for få kan utelate viktig informasjon. Korrekt antall forsinkelser bidrar til at feilleddene ikke er seriekorrelerte, heteroskedastiske og ikke-normaliserte (Nkoro & Uko, 2016 s.82). Ofte kan erfaring og kunnskap være nok til å bestemme hvor mange forsinkelser som bør inkluderes.

Det finnes i tillegg tre informasjonskriterier som kan benyttes.

- Schwarz's Bayesian Information criterion (SBIC)
- The Akaike's Information criterion (AIC)
- The Hannan and Quinn information criterion (HQIC)

SBIC er best å bruke for datasett med mindre enn 120 observasjoner (Ivanov & Kilian, 2005 s.1). Kombinasjonen av forsinkelser bestemmes av laveste verdi fra SBIC. ARDL-modellen kan deretter bli estimert i nivåform.

4.2.7 Feiljusteringsmodell (ECM) utledet fra ARDL

Steg 4

Langsiktig likevekt mellom parameterne kan oppnås ved å estimere en feiljusteringsmodell (Error Correction Model), utledet fra ARDL. Programvaren *Stata* har en kommando som tester alle mulige kombinasjoner av forsinkelser, med utgangspunkt i informasjonskriteriene. Deretter defineres modellen med antall optimale forsinkelser.

Feiljusteringsmodellen kan fortelle både permanente forhold og midlertidige forhold. I det siste steget blir den kortsiktige effekten estimert, ved å bruke ligning (23). De forsinkede variablene tilhørende x_t og y_t blir erstattet av feiljusteringsparameteren. Dette gir

$$\Delta y_t = \beta_0 + D_0 t + \sum_{i=1}^q \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{t-j} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (30)$$

som er den endelige feiljusteringsmodellen, hvor λ er koeffisienten til feiljusteringsparameteren (ECT).

Feiljusteringsparameteren – Error Correction Term (ECT)

Feiljusteringsparameteren må spesifiseres. Først må det gjøres noen forutsetninger. Gitt at resultatet fra Bounds-testen forkaster nullhypotesen fra uttrykk (28), kan man fastslå den langsiktige likevekten uten spuriøse resultater. Dette kommer av at den lineære kombinasjonen av de ikke-stasjonære variablene, er stasjonære i OLS. Vi kan ta utgangspunkt i følgende ligning med én variabel, uttrykket som

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \varepsilon_t. \quad (31)$$

For å vise modellens evne til å konvergere mot likevekt, defineres feiljusteringsparameteren som

$$ECT_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{t-1}. \quad (32)$$

$\hat{\beta}$ er de estimerte betaverdiene fra OLS som vist i ligning (31). Dersom modellen beveger seg mot langsiktig likevekt, kan ikke differansen mellom avhengig og uavhengige variabler, ECT_{t-1} , øke. Det vil føre til at modellen divergerer fra langsiktig likevekt. Differansen må med andre ord reduseres.

Koeffisienten til feiljusteringsparameteren, λ , fra ligning (30) må være signifikant og ha negativt fortegn. Dette er for at modellen skal konvergere mot langsiktig likevekt. Hvis λ er signifikant viser dette et stabilt langsiktig forhold.

λ avgjør hvor fort feiljusteringsparameteren konvergerer mot langsiktig likevekt (Nkoro & Uko, 2016, s.85). Dersom λ eksempelvis er lik -0,1, betyr det at likevekten til y , etter endring i x , oppnås med 10 prosent etter hver periode. Man kan også å beregne halveringstiden fra feiljusteringskoeffisienten. Halveringstiden er definert ved hvor lang tid det tar før halvparten av et avvik er justert igjen. Beregningen kan uttrykkes som

$$\text{Halveringstid} = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1-\lambda)} \quad (\text{Bernhardsen T \& Røisland Ø, 2000 s.191}). \quad (33)$$

Oppsummert deles innholdet fra ARDL-prosedyren i tre deler

1. Et sett med variabler som forklarer permanente forhold
2. Et sett med variabler som forklarer midlertidige forhold
3. En feiljusteringsparameter til utfallsvariabelen

Et sett med langsiktige variabler i nivåform, angir en permanent effekt på utfallsvariabelen som er i endringsform. Førstedifferensierte parametere med optimale forsinkelser, representerer midlertidige endringer i vekstrate til modellen.

Miks av variabler

ARDL

Feiljusteringsmodell

4.2.8 Diagnostikktester

Siste steget i ARDL-prosedyren er å foreta diagnostikktester for å sikre at resultatene ikke er misledende, men tolkbare. Som nevnt i steg 2 fra delkapittel 4.2.6, antar Bounds-testen at feilleddene er normalfordelt, homoskedastisk og ikke-seriekorrelert. Vi skal derfor beskrive hvilke tester som er relevante.

Test for seriekorrelasjon

For å avdekke seriekorrelasjon, ser man etter korrelasjon mellom feilleddene i ulike perioder. Først må man definere en modell der feilleddene kan korrelere med hverandre hvor,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t, \quad (34)$$

$$\text{der } t = 1, 2, \dots, n \text{ og } u_t = \rho u_{t-1} + e_t. \quad (35)$$

Feilleddet e_t er uavhengig identisk fordelt.

Nullhypotesen ved testing er ingen seriekorrelasjon hvor,

$$H_0: \rho = 0. \quad (36)$$

ρ er igjen korrelasjonsparameteren. Man utfører videre en tosidig test for å se om det foreligger seriekorrelasjon. Feilleddene, u_t , kan ikke observeres. Vi må derfor bruke de estimerte feilleddene, \hat{u}_t , fra hovedmodellen (34) ved hjelp av OLS.

Durbin Watson Test (DW)

Durbin Watson eller DW-testen er ofte brukt til å avdekke seriekorrelasjon. Nullhypotesen er ingen seriekorrelasjon av første orden. Durbin Watson verdien kan tilnærmet defineres som

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho}). \quad (37)$$

$\hat{\rho}$ er den estimerte korrelasjonskoeffisienten fra ligning (35). Dersom den er tilnærmet lik null, får vi DW-verdi rundt 2 og nullhypotesen kan ikke forkastes. Testen har en øvre- og nedre grenseverdi som sammenlignes mot kritiske verdier. Dette for å konkludere om man kan beholde eller forkaste H_0 (Wooldridge 2018, s.378).

Øvre og nedre grenseverdi denoteres henholdsvis som d_u og d_l .

- $DW < d_l$: Forkast H_0
- $DW > d_u$: Ikke forkast H_0 , ingen seriekorrelasjon
- $d_l \leq DW \leq d_u$: Ikke konkluderende

Breusch-Pagan Test

Homoskedastisitet er en forutsetning som må oppfylles for å få presise estimater. Uttrykk (4) viser at variansen til feilleddet, u_t , skal være lik for alle periodene. Breusch-Pagan tester om variansen til feilleddene, er avhengig av verdien til forklaringsvariablene. Dette for å avdekke heteroskedastisitet. Først estimeres den lineære modellen fra (1), uttrykt som

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t. \quad (38)$$

Deretter kvadreres de predikerte residualene, \hat{u}_t^2 , for hver observasjon, x_t , og uttrykkes som

$$\hat{u}_t^2 = \delta_0 + \delta_1 x_{t1} + \delta_2 x_{t2} + \dots + \delta_k x_{tk} + e_t, \quad (39)$$

hvor δ_k er koeffisientene til de uavhengige variablene.

Idéen er hvis noen av δ -verdiene er statistisk signifikant ulik 0, har man heteroskedastisitet i utvalgspopulasjonen.

Breusch-Pagan testen utføres ved å estimere modell (39) og gir en LM -statistikk, hvor

$$LM = n * R_{\hat{u}_t^2}^2. \quad (40)$$

n er antall observasjoner og $R_{\hat{u}_t^2}^2$ forklarer hvor stor andel av variansen, som forklares av datapunktene til \hat{u}_t^2 . LM -statistikken er asymptotisk distribuert med en kjikvadrat fordeling. Den kan omregnes til en p -verdi for å sammenligne mot kritiske verdier (Wooldridge, 2016, s.251).

Nullhypotesen er homoskedastisitet, hvor variansen felles for alle variabler skal være lik null. Hypotesene som testes uttrykkes som

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0, \quad (41)$$

$$H_1 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k \neq 0. \quad (42)$$

Jarque-Bera (JB)

Normalitet er en viktig antakelse både i Bounds-testen og for at vanlige standardfeil, t - og F -verdier skal være gjeldende.

Jarque-Bera tester om standard normalfordeling er symmetrisk rundt gjennomsnittet. Det vil si at skjevhetsfaktoren er lik null. Normalfordeling antar at kurtosefaktoren er lik tre, noe som også testes i dette tilfellet. Kurtose forteller om hvor mye av dataene som befinner seg i ytterpunktene i en normalfordeling (Mantalos, P, 2010, s.3).

Statistikken bruker en kjikvadrat-fordeling med to frihetsgrader for å kalkulere p -verdien. Formelen uttrykkes som

$$JB = N * \left[\frac{s^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right]. \quad (43)$$

N er utvalgsstørrelsen, mens s er skjevhetsfaktoren til utvalget og k er kurtosefaktoren. P -verdiene måles mot kritiske verdier, hvor

$$H_0 = \text{Normalitet} . \quad (44)$$

$$H_1 = \text{Ingen normalitet}. \quad (45)$$

5. Analyse

Innledningsvis beskrives prosessen med datainnsamling, samt en beskrivelse av de inkluderte variablene. Deretter foretas ARDL-prosedyren steg for steg. Til slutt vil resultatene fra modellen bli tolket og diskutert.

5.1 Beskrivelse av data

Opgaven skal teste om boliglånsforskriftene har en permanent effekt på husholdningenes gjeldsvekst. Dette skal deretter vurderes i forhold til finansiell stabilitet. Hovedkilden for datainnsamling er sekundærdata fra SSB sin statistikkbank (Statistisk sentralbyrå, 2019m). Statistikkbanken inneholder tabeller og serier med data. Dataene tilpasses etter seriens lengde og inkluderte variabler. Når valg av data er gjort, eksporteres dette til Excel og deretter inn i statistikkprogrammet Stata for analyse.

Enkelte variabler hadde lange datasett som nådde tilbake til 1987, mens andre datasett hadde kortere intervaller. Grunnet begrensningene i noen av datasettenes lengde, førte dette til at 64 kvartalvise observasjoner kunne brukes i regresjonen. Tidsserien starter fra første kvartal 2002 og slutter siste kvartal 2017.

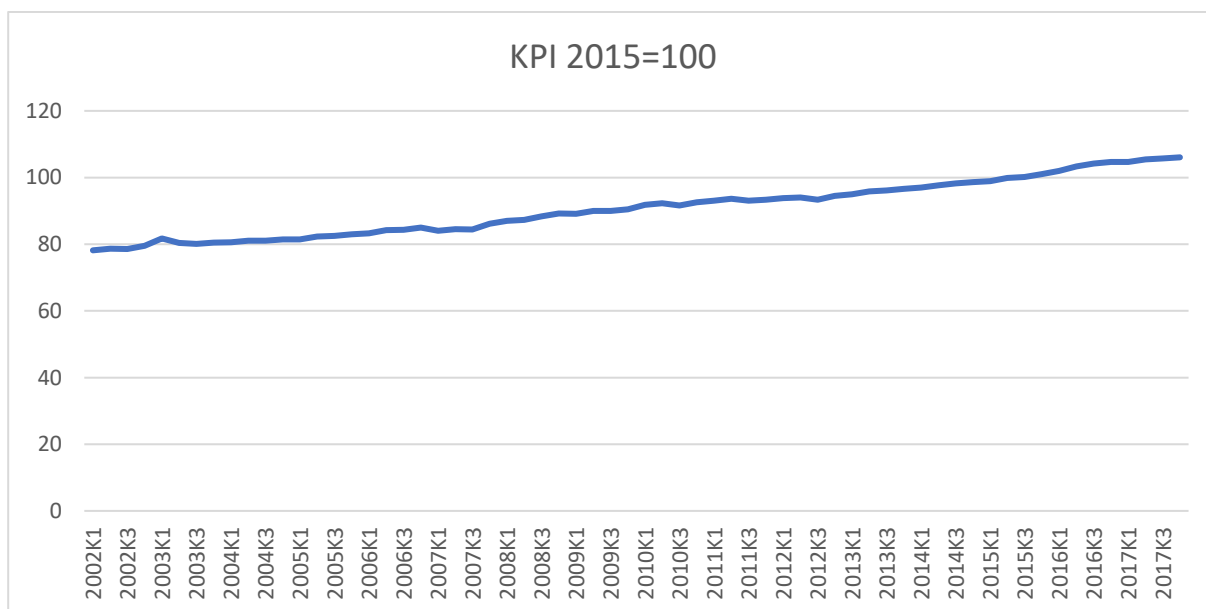
Variablene arbeidsledighet, reell boligprisindeks og reell disponibel inntekt er ferdig sesongjustert fra statistikkbanken. Sesongjustering er en teknikk som skal fjerne gjentakende mønster som forekommer i faste perioder (Statistisk sentralbyrå, 2019l). Eksempelvis kan man forvente lavere boliggetterspørsel før fellesferien, eller at spareraten reduseres rundt juletider grunnet julegavehandel. Ved å justere for sesongvariasjoner, finner man ut om endringen i utfallsvariabelen er forårsaket av faktisk endring, og ikke grunnet sesongen.

Data hentet fra SSB er oppgitt i nominelle verdier. Variablene gjeld, boligprisindeks og disponibel inntekt er derfor blitt inflasjonsjustert, for å få reelle tall. Dette er basert på en konsumprisindeks (KPI-Indeks) med baseår 2015. Intuisjonen er å eliminere den gjentakende trenden i tidsserien. Man forventer at det generelle prisnivået vil automatisk øke med rundt 2 prosent årlig. Justeringen for dette vil medføre en mer presis predikering.

Gjeldsdata for husholdninger ble oppgitt i månedlige tall fra SSB. Det har derfor vært nødvendig å transformere disse til kvartalvise intervaller. Benyttede variabler i ARDL-prosessen har inspirasjon fra Jacobsen & Naug (2004).

5.1.1 Konsumprisindeksen (KPI)

KPI er brukt til å foreta nødvendige inflasjonsjusteringer i datasett. Indeksen beskriver konsumprisendringer for varer og tjenester etterspurt av norske husholdninger. SSB forklarer at KPI-endringen er et vanlig mål på inflasjon og indeksen inneholder månedlige tall (Statistisk sentralbyrå, 2019d). For å konvertere disse til kvartalvise tall brukes et tremåneders gjennomsnitt.



Figur 10 KPI-indeksen med 2015 som baseår (Statistisk sentralbyrå, 2019d).

Indeksen i tidsserien starter rett under 80, og slutter rundt 106 ved utgangen av 2017. Total vekst i perioden har vært omtrent 35,9 prosent¹, noe som tilsvarer årlig vekst på 2,07 prosent². KPI anses som en fornuftig inflasjonsjusteringsparameter, fordi pengepolitikken har et årlig inflasjonsmål på 2 prosent. (Norges Bank, 2018c).

¹ $(\frac{106}{78} - 1) * 100 = 35,9\%$.

² $[(\frac{106^{1/15}}{78}) - 1] * 100 = 2,07\%$, hvor antall år = 15.

5.1.2 Boliglånsforskriftene

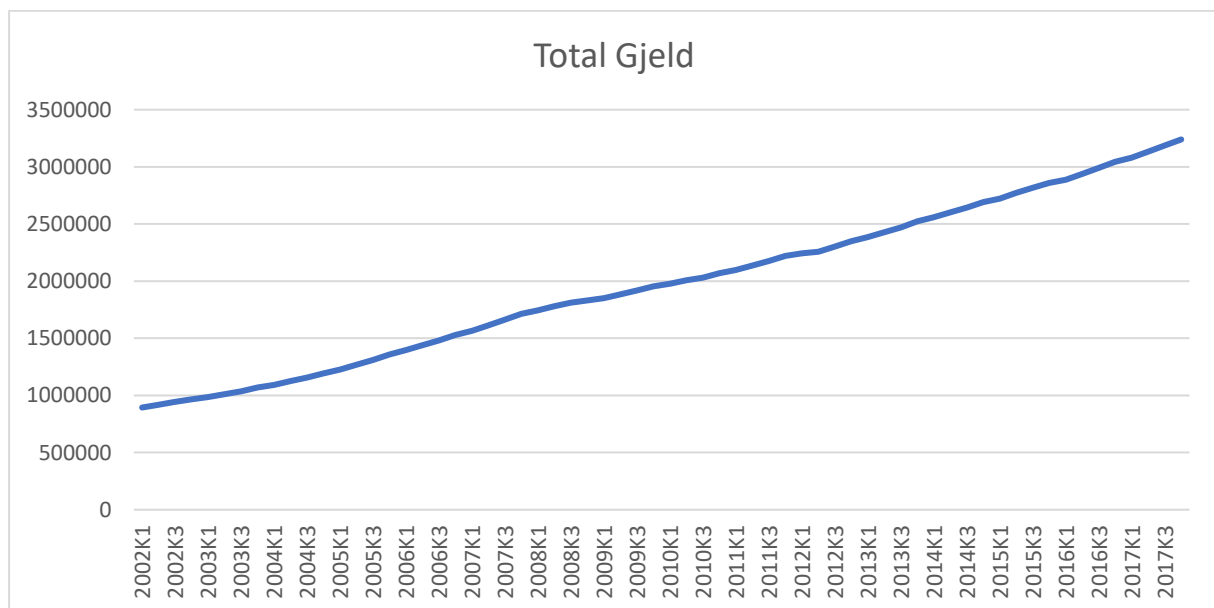
Boliglånsforskriftene er inkludert som dummy-variabler i modellen. Som nevnt tidligere, omtales 2010 og 2011 også som forskrifter videre i denne oppgaven, selv om disse var retningslinjer.

Dersom forskriften har vært gjeldende i tidsperioden, tildeles den verdi «1» i datasettet. Fraværet av reguleringen gir en verdi «0». Vi kaller dummyene for BLF2010, BLF2011, BLF2015 og BLF2017 i modellen. BLF er forkortelse for boliglånsforskriften.

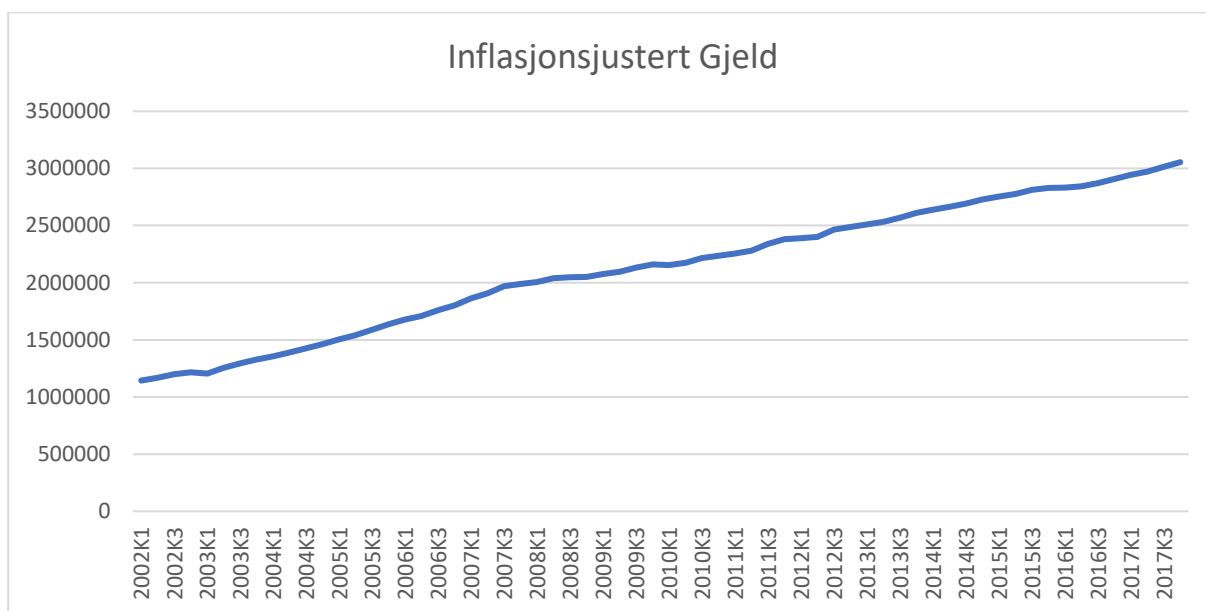
- Forskriften 2010 ble iverksatt i mars og starter 1.kvartal 2010
- Forskriften 2011 ble iverksatt i desember og starter 4.kvartal 2011
- Forskriften 2015 ble iverksatt i juli og starter 3.kvartal 2015
- Forskriften 2017 ble iverksatt i januar og starter 1.kvartal 2017

5.1.3 Total gjeld

SSB sin statistikkbank inkluderer flere typer kreditt fordelt på ulike låntakere, långivere og valuta. Vi ønsker å se effekten boliglånsforskriftene har på total husholdningsgjeld. Derfor er alle typer innenlandsk lånekreditt inkludert i serien. Dette er fordringer fra banker, kredittforetak og finansieringsforetak med flere. Tallene er oppgitt i norske kroner og låntakerne er husholdningene (Statistisk sentralbyrå, 2019f).



Figur 11 Total Gjeld fra periode 2002-2017 (Statistisk sentralbyrå, 2019f).



Figur 12 Inflasjonsjustert gjeld med baseår 2015

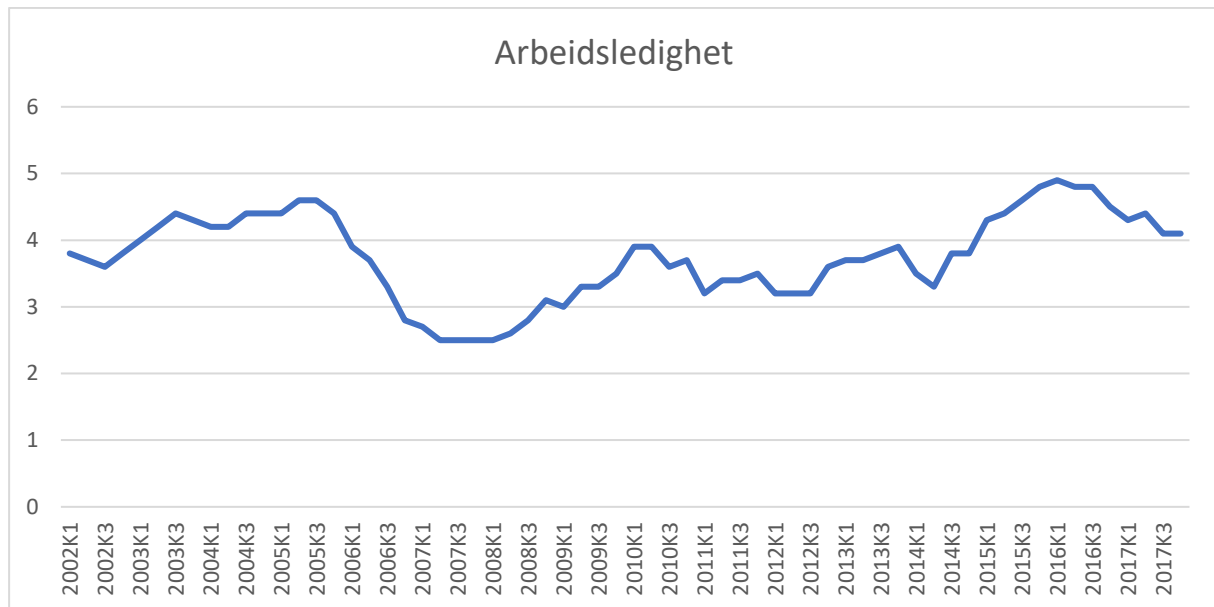
I utgangen av 2017 hadde alle norske husholdninger omtrent 3250 milliarder skyldig på aggregert nivå, sett fra figur 11.

SSB har ikke oversikt over hvordan gjelden fordeler seg geografisk. Det hadde eksempelvis vært interessant å se effekten av reguleringer på kommune- eller fylkesnivå. Som nevnt er gjeldstallene oppgitt på månedlig basis. Løsningen har vært å ta et gjennomsnitt tre måneder av gangen, for å få kvartalvise tall.

Variabelen i regresjonen er ln-transformert for å få prosentvis endring og blir utfallsvariabelen. Gjelden har blitt inflasjonsjustert med baseår 2015, vist i figur 12. Dette gjøres for å være konsistent med andre variabler som er oppgitt i reelle termer.

5.1.4 Arbeidsledighet

Figur 13 viser antall prosentvise arbeidsløse mellom 15-74 år gamle innbyggere, i forhold til arbeidsstyrken (Statistisk sentralbyrå, 2019c). Arbeidsledighet omfatter arbeidsdyktige personer som mislykkes i å skaffe seg jobb de siste fire ukene.



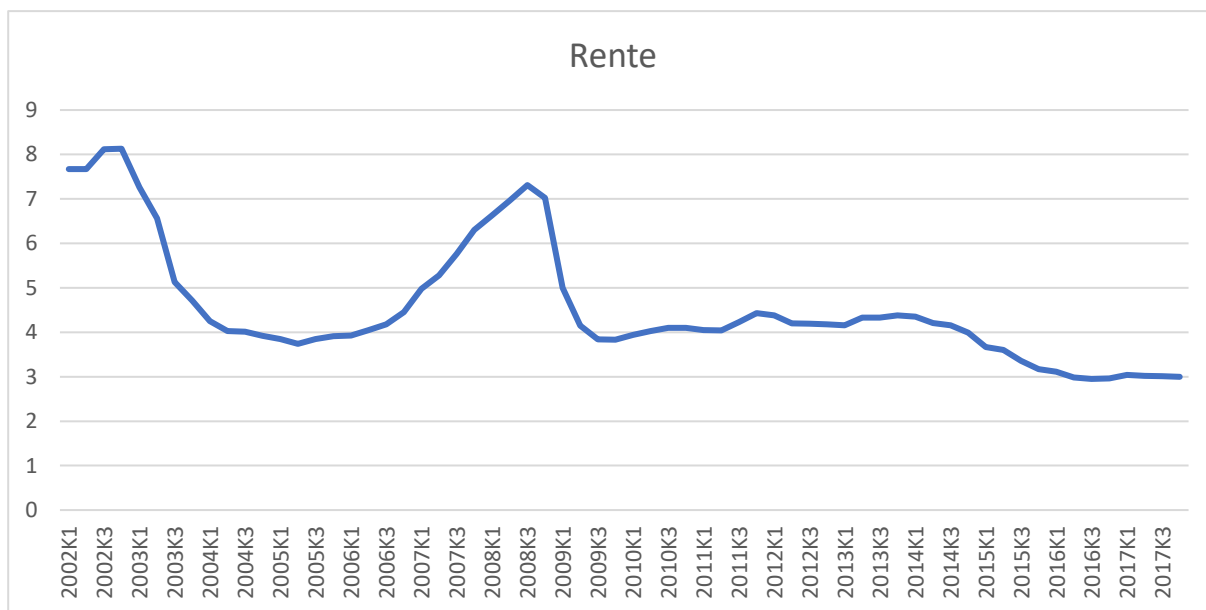
Figur 13. Arbeidsledighet fra 2002-2017 (Statistisk sentralbyrå, 2019c).

Basert på serien, observeres det at arbeidsledigheten opplevde et bunnpunkt noen måneder før finanskrisen. Ledigheten i Norge økte ikke mye sammenlignet med andre land under krisen (Salvenes, 2017). Utgangen av 2017 viser en ledighetsrate på rett over 4 prosent.

Arbeidsledigheten er motsyklisk, som betyr at oppgangskonjunkturer fører til redusert arbeidsledighet. Variabelen er tatt med fordi fast inntekt indikerer økt evne i å betjene gjeld. Tallene er allerede sesongjustert og er en av forklaringsvariablene i regresjonsanalysen.

5.1.5 Rente

Renten er sentral for gjeldsutviklingen. I makroøkonomisk sammenheng, har det generelle rentenivået betydning for økonomiens konjunkturer. Det forventes et inverst forhold mellom gjeld og rente. Grunnen er at økt rente fører til økte gjeldskostnader, med forventning om et skift innover i kredittens etterspørselsfunksjon.



Figur 14. Rente fra 2002-2017 (Statistisk sentralbyrå, 2019b).

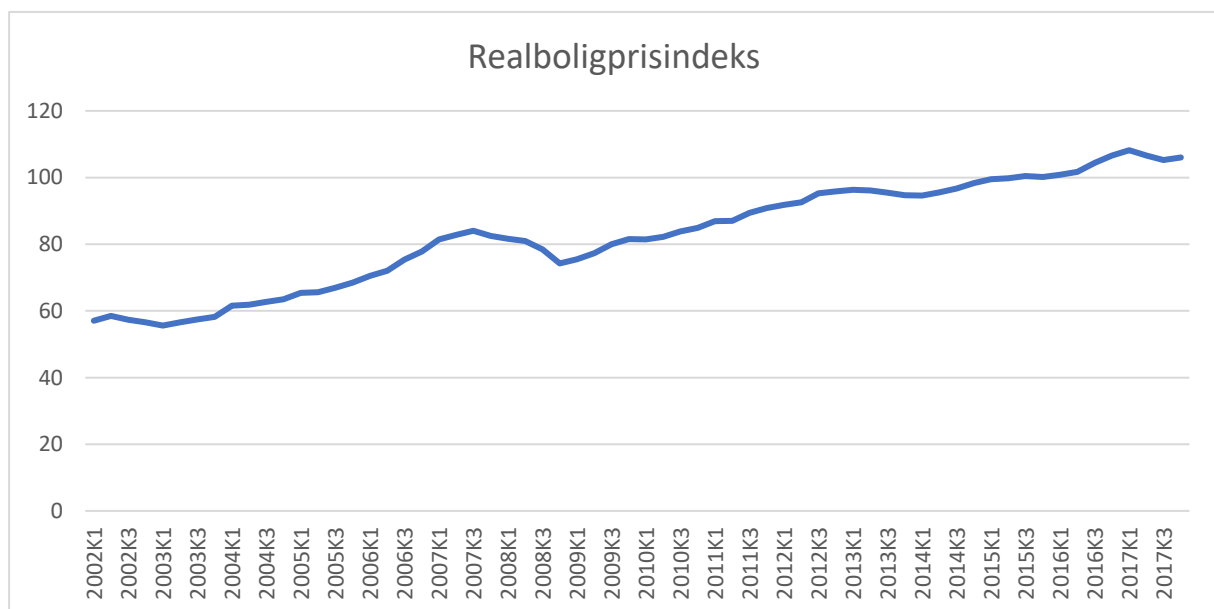
Lånerenten er renter på alle typer utestående lån fra SSB sin statistikkbank (Statistisk sentralbyrå, 2019b). Den inkluderes som uavhengig variabel i modellen. Långiver inkluderer blant annet banker, kredittforetak, finansieringsselskaper med mer. Lånesektor inkluderer husholdninger. Alle utestående lån er en bred kategori som inkluderer rammelån, nedbetalingslån, forbrukslån og utlån med pant i bolig.

I gjeldsvariabelen har vi inkludert «lånegjeld i alt», som blant annet inkluderer lån fra skadeforsikringsselskaper, obligasjonsgjeld med mer. Rentevariabelen er også inkludert som «renter på totale utlån», men mangler noen gjeldskomponenter. En svakhet er derfor en fare for at rentekomponenten har utelatt kredittlångivere i beregningen. Dette medfører et misforhold mellom gjeld og rente.

Figur 5 fra delkapittel 2.2.3 viser at gjeld fra banker og kredittforetak historisk sett har dominert utlånsmarkedet, hvor disse er inkludert i renten. Det er derfor rimelig å anta at rentevariabelen gir et godt nok bilde på kredittkostnaden.

5.1.6 Boligpris

Figur 15 er en illustrasjon fra data hentet fra SSB, inflasjonsjustert med baseår 2015 (Statistisk sentralbyrå, 2019g). Dette er en sesongjustert prisindeks for brukte boliger som leiligheter, eneboliger og rekkehus på landsbasis. Rundt finanskrisen observeres det et lite fall i prisindeksen, for deretter å ha stigende trend etter fjerde kvartal i 2008. Veksten ser ut til å flate ut i 2017. Boligprisutviklingen er nærmere beskrevet i delkapittel 2.2.4

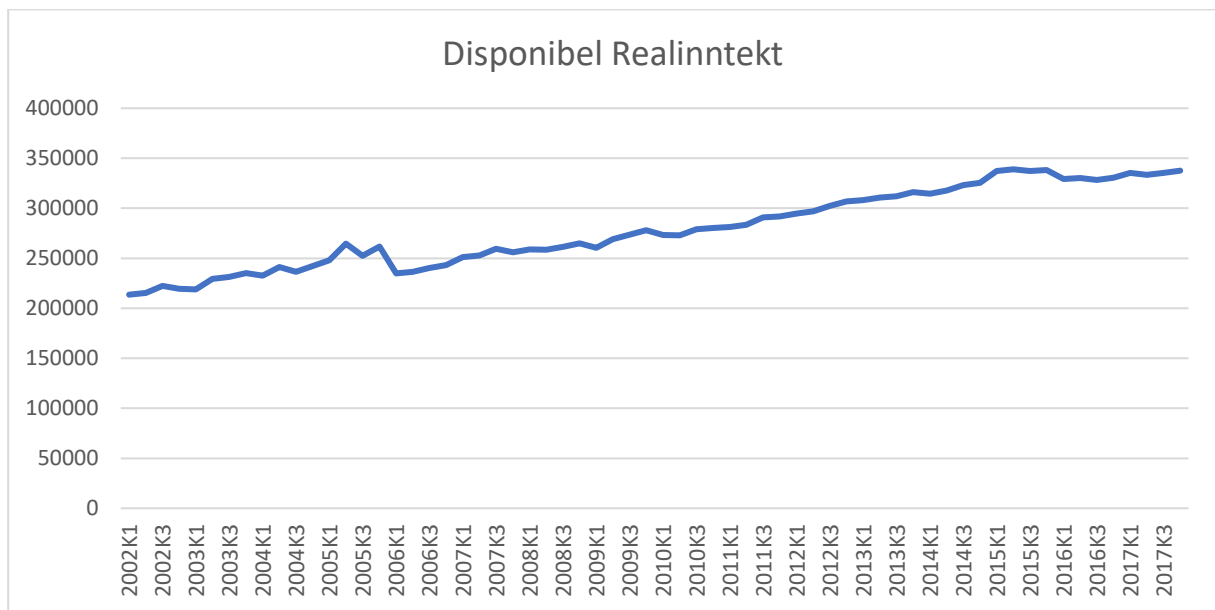


Figur 15 Boligprisindeks med baseår 2015. Brukte og alle typer boliger (Statistisk sentralbyrå, 2019g).

Prisindeksen inkluderes som en uavhengig variabel i modellen. I delkapittel 3.1.5 er det nevnt at boligprisbobler kan medføre finansiell ustabilitet. Det er rimelig å anta at boligpriser har en positiv sammenheng med økning i gjeld. Økte priser fører til behov for større låneopptak.

5.1.7 Disponibel realinntekt

Datasettet for disponibel realinntekt omhandler hva norske husholdninger tjener på aggregert nivå, oppgitt i antall millioner (Statistisk sentralbyrå, 2019e). Tallene er kvartalvis og er sesong- og inflasjonsjustert. Den inkluderes som en uavhengig variabel og er ln-transformert for å få prosentvis endring i modellen. Disponibel inntekt «Er lik differansen mellom lønn, blandet inntekt, formuesinntekter, offentlige stønader og andre inntekter på den ene siden, og skatter, formuesutgifter og andre utgifter på den andre.» (Statistisk Sentralbyrå, 2019h).



Figur 16 Disponibel Realinntekt fra 2002-2017. Sesongjustert (Statistisk sentralbyrå, 2019e).

Ved utgangen av 2017, hadde nordmenn omtrent 350 milliarder NOK i aggregert disponibel realinntekt.

Tabell 1 Oppsummering av variablene

Variabel	Periode	Benevning	Kommentar
Forskriftene	«1» i gjeldende kvartal	Dummyvariabel. Verdi 0 eller 1.	«BLF» som forkortelse.
Gjeld	Månedlig transformert til kvartalsvis.	Oppgitt i MNOK. Ln-transformert i modellen.	Sesong- og inflasjonsjustert med baseår 2015.
Rente	Kvartalsvis.	Oppgitt som hele tall i prosent.	Antar at lånerenten har omtrentlig den samme vektningen som de ulike gjeldstypene.
Arbeidsledighet	Kvartalsvis.	Oppgitt som hele tall i prosent.	Sesongjustert
Boligpris	Kvartalsvis.	Oppgitt som indeks i datasettet.	Sesong- og inflasjonsjustert med baseår 2015.
Disponibel realinntekt	Kvartalsvis.	Oppgitt i MNOK. Ln-transformert i modellen.	Sesong- og inflasjonsjustert med baseår 2015.

5.2 Beskrivelse av modellen

Oppgavens modell spesifiseres med endring i gjeldsvekst som utfallsvariabel. En rettferdiggjøring av forklaringsvariablene vil bli gjennomgått.

Renten vil i stor grad påvirke gjeldsvekst. Empiriske undersøkelser fra Jacobsen & Naug (2004) og pengepolitisk rapport fra Norges Bank (Norges Bank, 2018b) bekrefter dette. Begge konstaterer at det foreligger et underliggende forhold mellom rente og kreditt. Lave renter gir større rom for husholdningene til å betjene større lån, enn om rentene hadde vært høyere.

Ved å se nærmere på boligpris, kan man argumentere for at boligpris påvirker gjeld og ikke motsatt. En mulig grunn er at banken gir boliglån med pant i boligens verdi. Kreditoren er ikke interessert i å tilby samme lån for samme bolig, dersom boligprisene eksempelvis går kraftig ned. Dette medfører lavere sikkerhet.

Disponibel realinntekt er også inkludert som forklaringsvariabel. Økt inntekt betyr økt betjeningsevne av gjeld. Samme argumentasjon kan brukes ved arbeidsledighet fordi det også vil påvirke betjeningsevnen til låntakerne.

Boliglånsforskriftene er inkludert som dummyvariabler. De skal fange opp forskriftenes effekt på total gjeldsvekst blant husholdninger, sammenlignet med årene før forskriftene tredde i kraft. ARDL-prosedyren gir oss en feiljusteringsmodell som kan forklare midlertidige forhold og permanente effekter av variablene.

5.3 Analysen

I denne delen av oppgaven kartlegges forskjellige egenskaper med modellen knyttet opp mot problemstillingen. Seleksjonsprosessen fra kapittel 4.2 følges for å velge korrekt modell for datasettet. Passende modell basert på modellseleksjonen vil benyttes for å analysere variablene. Resultatene fra analysen vil bli presentert, diskutert og drøftet.

5.3.1 Stasjonaritet

Det første steget er å teste for stasjonaritet på variablene. Testen «Augmented Dickey Fuller» (ADF) utføres med en forsinkelse. Den viser at variablene gjeld og rente er stasjonær på nivåform. Disse er altså $I(0)$ prosesser. Tabell 2 viser en oversikt over testverdiene, målt mot kritiske T-verdier på et 5 prosent signifikansnivå. T-verdiene for variablene gjeld og rente er henholdsvis -3,513 og -3,074. Siden disse er lavere enn de kritiske verdiene, kan vi forkaste nullhypotesen om ingen stasjonaritet.

Tabell 2 ADF-resultater ved nivåform

Variabel	ADF T-verdi	ADF Kritiske T-verdier (5% nivå)	Konklusjon
Ln Inflasjonsjustert Gjeld	-3,531	-2,920	Forkast H_0 , stasjonaritet på nivåform
Rente	-3,074	-2,920	Forkast H_0 , stasjonaritet på nivåform
Arbeidsledighet	-1,685	-2,920	Ikke forkast H_0
Real Boligprisindeks	-0,703	-2,920	Ikke forkast H_0
Ln Disponibel Inntekt	-1,216	-2,920	Ikke forkast H_0

Resten av variablene er ikke stasjonær på nivåform fordi T-testverdiene er høyere enn de kritiske T-verdiene.

Ved å førstedifferensiere de resterende variablene, finner man at nullhypotesen kan forkastes på et minst 5 prosent signifikansnivå. Grunnen er at T-verdiene fra ADF-testene nå er lavere enn de kritiske verdiene for arbeidsledighet, boligpris og inntekt. Dette kan ses fra tabell 2. Med andre ord er disse I(1) prosesser. Kombinasjonen av I(0) og I(1) prosesser kan fortsatt benyttes i samme modell, grunnet ARDL-prosedyrens fleksibilitet, som nevnt i 4.2.5.

Tabell 3 ADF-test ved førstedifferensiering

Variabel	ADF T-verdi	ADF Kritiske T-verdier (5% nivå)	Konklusjon	Prosess
$\Delta \ln$ Inflasjonsjustert Gjeld	-3,856	-2,921	Forkast H_0 , stasjonaritet ved nivåform.	I(0)
Δ Rente	-3,968	-2,921	Forkast H_0 , stasjonaritet ved nivåform.	I(0)
Δ Arbeidsledighet	-3,797	-2,921	Forkast H_0 , stasjonaritet ved førstedifferensiering	I(1)
Δ Real Boligprisindeks	-4,027	-2,921	Forkast H_0 , stasjonaritet ved førstedifferensiering	I(1)
$\Delta \ln$ Disponibel Inntekt	-5,278	-2,921	Forkast H_0 , stasjonaritet ved førstedifferensiering	I(1)

5.3.2 Bounds-kointegrasjonstest

Steg to er å foreta en «Bounds» kointegrasjonstest, fordi vi har variabler som er integrert av ulik orden. Ved et signifikansnivå på 1 prosent, kan man konstatere kointegrasjon blant variablene. Tabell 4 viser at F-verdien på 8,820, er større enn både nedre- og øvre-kritiske verdier på henholdsvis 2,790 og 4,100. Dette gir grunnlag for å forkaste nullhypotesen om ingen kointegrasjon på nivåform.

Tabell 4 Resultatet fra Bounds Kointegrasjonstest

Pesaran/Shin/Smith (2001) ARDL Bounds Test

H0: no levels relationship F = 8.820

Critical Values (0.1-0.01), F-statistic, Case 3

	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]
Significance level	10%	10%	5%	5%	2,5%	2,5%	1%	1%
k=8	1.950	3.060	2.220	3.390	2.480	3.700	2.790	4.100
accept if $F < \text{critical value for } I(0) \text{ regressors}$								
reject if $F > \text{critical value for } I(1) \text{ regressors}$								

Det kan nå utarbeides både en ARDL- og feiljusteringsmodell for kortsiktige og langsiktige forhold.

5.3.3 Optimale forsinkelser

Steg tre er å estimere et optimalt antall forsinkelser, som skal brukes til å beregne den kortsiktige modellen. Forskriftsdummyene og inflasjonsjustert gjeld, basert på informasjonskriteriet «SBIC», har optimal forsinkelse på ett kvartal. Renten, disponibel inntekt og real boligprisindeks angir optimale forsinkelser på to perioder. Arbeidsledighet har en optimal forsinkelse på tre perioder.

Tabell 5 Optimale forsinkelser basert på «SBIC»

Variabel	SBIC	Optimale forsinkelser
Ln Inflasjonsjustert Gjeld	-6,649	1
Rente	0,599	2
Arbeidsledighet	-0,019	3
Real Boligprisindeks	3,484	2
Ln Disponibel Inntekt	-4,611	2
BLF2010	-0,511	1
BLF2011	-0,472	1
BLF2015	-0,524	1
BLF2017	-1,138	1

5.3.4 ARDL-modellen

Steg fire er å estimere ARDL-modellen i nivåform, for å avdekke kortsiktige sammenhenger i tidsserien. Stata-algoritmen bruker informasjonskriteriet SBIC og tester alle mulige kombinasjoner av optimale forsinkelser for alle variablene. Koeffisientene fra ARDL kan ses i tabell 6.

Feiljusteringsmodellen kan deretter estimeres fordi Bounds-kointegrasjonstesten fra 5.3.2, beviste at det fantes et langsiktig forhold. Resultatet fra ARDL er at feiljusteringsmodellen bør ha en forsinkelse i parameterne «lnGjeldjustert» og «BLF2010». I tillegg er det to forsinkelser i «Realprisbolig» som er optimalt.

Tabell 6 ARDL-modellen som forklarer kortsiktige forhold

	lnGjeldjustert
lnGjeldjustert _{t-1}	0.858*** (0.000)
Rente	-0.00368* (0.036)
Arbeidsledighet	-0.00442 (0.246)
Realprisbolig	0.00287** (0.002)
Realprisbolig _{t-1}	-0.00295** (0.009)
Realprisbolig _{t-2}	0.00178* (0.028)
lnDisponibel Realinntekt	0.109** (0.007)
BLF2010	-0.0162** (0.005)
BLF2010 _{t-1}	0.00978* (0.040)
BLF2011	-0.0176** (0.003)
BLF2015	-0.0233* (0.014)
BLF2017	-0.0224* (0.024)
_cons	0.613 (0.160)
<i>N</i>	62
<i>R</i> ²	1.000
adj. <i>R</i> ²	1.000

p-values in parentheses

* *p* < 0.05, ** *p* < 0.01, *** *p* < 0.001

Modellen har 62 observasjoner, fordi det er blitt brukt to forsinkelser i variabelen boligprisindeks. Dette medfører at man mister to frihetsgrader. R^2 er på rundt 100 prosent, som betyr at modellen forklarer nesten 100 prosent av datapunktene varians. Analysen er spesifisert på nivåform, hvor koeffisientene kan tolkes med en «ceteris-paribus-effekt», som betyr å holde alle andre variabler konstant.

Utfallsvariabelen «lnGjeldjustert» er også inkludert som forklaringsvariabel med en forsinkelse. Den er signifikant på et 0,1 prosent nivå med koeffisienten 0,858. I praksis betyr det at store deler av gjeldsnivået i dag, kan forklares med gjeldsnivået en periode tilbake i tid. Tidligere utfall av gjeld kan predikere dagens gjeldsnivå.

«Rente» har en koeffisient på -0,00368 og er signifikant ved et 5 prosent nivå. Det betyr at en ett prosentpoeng økning i rente, reduserer prosentvis endring i gjeld med 0,368 prosent. «Arbeidsledighet» har en koeffisient på -0,00442, men er ikke signifikant.

Boligprisindeksen inkluderes med to forsinkelser. Alle variablene er signifikant på et minst 5 prosent nivå. «Realprisbolig» har koeffisienten 0,00287. Det betyr at en ett prosentpoeng økning i boligpris forrige periode, økte prosentvis endring i gjeld med 0,287 prosent i dag. «Realprisbolig_{t-1}» og «Realprisbolig_{t-2}» har henholdsvis koeffisienter på -0,00295 og 0,00178. Det betyr at en økning i boligpris på ett prosentpoeng forrige periode, førte til et fall i gjeldsendring med 0,295 prosent i dag. En økning i boligpris med ett prosentpoeng for to perioder siden, økte prosentvis endring i gjeld med 0,178 prosent i dag.

Disponibel realinntekt har koeffisienten 0,109 med 1 prosent signifikansnivå. Tolkningen er at en ett prosentpoeng økning i inntekt, fører til økning i endring av gjeld med 0,109 prosent.

Forskriften fra 2010 inkluderes med en forsinkelse, hvor begge er signifikant på et minst 5 prosent nivå. «BLF2010» har koeffisient på -0,0162, som betyr at implementeringen av den gjeldende forskriften, reduserte endringen i gjeld med 1,62 prosent.

«BLF2010_{t-1}» har koeffisient på 0,00978. Denne variabelen er vanskelig å tolke fordi 2010-forskriften ikke ble implementert i periode $t - 1$. Likevel gir ARDL-prosedyren oss denne variabelen som optimaliserer modellen. Koeffisientens fortegn gir heller ikke mening fordi vi forventer et inverst forhold mellom låneforskrift og gjeld. Senere i hovedmodellen fra 5.3.5

vil man se at koeffisienten til $BLF2010_{t-1}$ skifter fortegn og blir negativ. Koeffisienten til variabelen vil bli nærmere tolket i neste delkapittel.

«BLF2011», «BLF2015» og «BLF2017» har henholdsvis koeffisienter på -0,0176, -0,0233 og -0,0224. Alle er signifikant på et minst 5 prosent nivå. Alt annet likt betyr det at:

- Implementeringen av 2011 forskriften, reduserte gjeldsendringen med 1,76 prosent.
- Implementeringen av 2015 forskriften, reduserte gjeldsendringen med 2,33 prosent.
- Implementeringen av 2017 forskriften, reduserte gjeldsendringen med 2,24 prosent.

Videre skal feiljusteringsmodellen estimeres. Den forklarer de permanente påvirkningene som forklaringsvariablene har på utfallsvariabelen.

5.3.5 Feiljusteringsmodellen – Hovedmodellen

Hittil kan det bekreftes at variablene er kointegrert, med fravær av $I(2)$ prosesser. ARDL-modellen er blitt estimert med optimale forsinkelser. Deretter blir feiljusteringsmodellen utledet. Resultatet er tre komponenter, «ADJ», «LR» og «SR» som diskuteres under tabell 7. Oppgaven tar høyde for å sette 5 prosent signifikansnivå som øvre grense for å være konsistent.

Tabell 7 Feiljusteringsmodellen utledet av ARDL-prosessen

$\Delta \ln \text{Gjeldjustert}$	
ADJ	
$\ln \text{Gjeldjustert}_{t-1}$	-0.142*** (0.000)
LR	
Rente	-0.0259* (0.016)
Arbeidsledighet	-0.0311 (0.222)
Realprisbolig	0.0119*** (0.000)
\ln Disponibel Inntekt	0.768** (0.003)
BLF2010	-0.0454 (0.097)
BLF2011	-0.123** (0.002)
BLF2015	-0.164* (0.016)
BLF2017	-0.158* (0.015)
SR	
$\Delta \text{Realprisbolig}_{t-1}$	0.00117 (0.209)
$\Delta \text{Realprisbolig}_{t-2}$	-0.00178* (0.028)
$\Delta \text{BLF2010}_{t-1}$	-0.00978* (0.040)
_cons	0.613 (0.160)
<i>N</i>	62
<i>R</i> ²	0.702
adj. <i>R</i> ²	0.629

p-values in parentheses

* *p* < 0.05, ** *p* < 0.01, *** *p* < 0.001

Estimeringsperiode: 2002Q3-2017Q4

R^2 er 70,2 prosent og betyr at modellen forklarer omtrent 70 prosent av variansen til datapunktene. Konstantleddet forklarer hvordan endringen av gjeld skjer automatisk hver periode, men er ikke signifikant. Alle variablene utenom «Arbeidsledighet» og «BLF2010» på lang sikt, er signifikant på minst 5 prosent nivå. På kort sikt er den førstedifferensierte «Realboligpris_{t-1}» ikke signifikant.

Feiljusteringsparameteren, denotert under «ADJ», er negativ med et signifikansnivå på 0,1 prosent. Det tyder på at variablene konvergerer på lang sikt. Koeffisienten tilsier at omtrent 14,2 prosent av justeringen foregår hvert kvartal, som fører til langsiktig likevekt. Halveringstiden er på $4,53^3$ kvartaler, eller litt over ett år. Det betyr at det tar om lag ett år, før et avvik i gjeldsvekst på 1 prosent har blitt redusert til 0,5 prosent.

Permanente forhold

De langsiktige forholdene mellom variablene er fremstilt under «LR». De fleste koeffisientene har et fornuftig fortegn, som er i overensstemmelse med økonomisk teori og generell intuisjon. Dette forklares nærmere når koeffisientene tolkes i detalj. Et viktig trekk, er at utfallsvariabelen benevnes i differensieringsform av første orden. I praksis betyr det at man ser på vekstrate fordi parameteren er førstedifferensiert. Alle koeffisientene utenom inntekt, må multipliseres med 100 for å få den proporsjonale prosentvise endringen (Wooldridge 2016, s.358)

Renten er signifikant på 5 prosent nivå med et negativt fortegn. Det er nevnt i delkapittel 5.1.5 at økt rente fører til reduksjon i gjeld, fordi rentekostnadene øker. Koeffisienten -0,0259 viser at en 1 prosent økning i renten, vil medføre en permanent reduksjon i gjeldsvekst på 2,59 prosent.

Arbeidsledigheten har også et inverst forhold til gjeld. Økt arbeidsledighet impliserer at man ikke har fast inntekt. Basert på boliglånsforskriftene vil det være vanskeligere å ta opp boliglån. Koeffisienten er ikke signifikant. Det betyr at man ikke kan fastslå at arbeidsledighet

³ $\frac{\ln(0,5)}{\ln(1-0,142)} = 4,53$, beregnet ved formel (33)

har en permanent effekt på gjeld.

Realprisbolig, altså den reelle prisutviklingen i bolig, har et positivt forhold til kreditt. Jacobsen & Naug (2004) forklarer at boligpris er en driver til husholdningsgjeld. Jo høyere boligpriser, desto mer må forbrukere ta opp i lån. Parameteren er signifikant på 1 prosent nivå. Koeffisienten på 0,0119 forteller at 1 prosent økning i reell boligpris, øker den reelle permanente gjeldsveksten på 1,19 prosent.

Disponibel realinntekt er ln-transformert. Variabelen behøver dermed ikke å multipliseres med hundre for å få proporsjonal prosentvis endring. Den siste boliglånsforskriften fra 2017 indikerer at man skal tåle en renteoppgang på opptil fem prosentpoeng. Økt inntekt vil naturligvis føre til økt mulighet for å ta opp boliggjeld, grunnet høyere betjeningsevne. Koeffisienten på 0,768 indikerer at 1 prosent økning i disponibel realinntekt, vil medføre permanent økning i gjeldsvekst på 0,768 prosent.

Det forventes at boliglånsforskriftene har et negativt forhold til gjeld, grunnet økte restriksjoner for utlån. Tabell 7 viser at reguleringene har hatt en reduserende effekt på husholdningenes gjeldsvekst.

Koeffisienten til variabelen «BLF2010» er -0,0454, men er ikke signifikant. Man kan derfor ikke konkludere at implementeringen av forskriften, har redusert permanent gjeldsvekst på 4,54 prosent. Isolert sett, i forhold til de andre forskriftene, har denne reguleringen gitt bankene stor fleksibilitet til å avvike låneretningslinjene. En kan derfor argumentere for usikkerheten om forskriften har hatt en permanent effekt på gjeldsvekst.

Egenkapitalkravet økte til 15 prosent av boligens markedsverdi. Dette ble innført i slutten av 2011. I tillegg ble det også anbefalt en «stresstest» for å tåle renteoppgang, som forklart i delkapittel 2.4.1. Dette reflekteres i modellen som gir en signifikant variabel på 1 prosent nivå. Koeffisienten på -0,123 kan tolkes på følgende måte. Implementeringen av 2011-forskriften, reduserte den permanente gjeldsveksten blant husholdninger med 12,3 prosent.

Den neste innstrammingen skjedde i midten av 2015, hvor retningslinjene ble lovfestet som forskrift. Potensielle låntakere måtte nå tåle en renteoppgang på 5 prosentpoeng. Videre måtte man også betale minimumsavdrag på 2,5 prosent, ved lån som oversteg en belåningsgrad på

70 prosent. Feiljusteringsmodellen forklarer at forskriften fra 2015 har hatt den største effekten. Koeffisienten på $-0,164$ er signifikant på 5 prosent nivå. Forskriftens implementering ga dermed en permanent reduksjon i gjeldsvekst på 16,4 prosent.

Den siste forskriften med tilgjengelig data ble introdusert i starten av 2017. Her ikraftsettes regelen, om at potensielle låntakere kan maksimalt låne fem ganger brutto inntekt. Koeffisienten på $-0,158$ er signifikant på 5 prosent nivå. Dette betyr at implementeringen isolert sett har ført til en permanent reduksjon av gjeldsvekst på 15,8 prosent.

Kortsiktige forhold

Kortsiktige forhold er rapportert under «SR». Forklaringsvariablene er her førstedifferensiert og må derfor omtales som en vekstrate.

Variabelen « $\Delta\text{Realprisbolig}_{t-1}$ » har koeffisienten $0,00117$, men er ikke signifikant. Det kan derfor ikke trekkes konklusjoner på at boligprisen forrige periode påvirket husholdningsgjeld i dag.

« $\Delta\text{Realprisbolig}_{t-2}$ » med koeffisienten $-0,00178$, er signifikant på 5 prosent nivå. Tolkningen tilsier at 1 prosent økning i boligprisvekst i periode $t - 2$, førte til reduksjon i gjeldsvekst på $0,178$ prosent i dag.

En mulig forklaring er at nyetablerte får underkjent lånesøknad på grunn av for lavt egenkapitaldekning. Når boligprisen øker, fører dette til økt nominelt egenkapitalkrav. Enkelte nyetablerte vil dermed ikke kvalifisere for boliglån på kort sikt og man får reduksjon i gjeldsvekst. Man må spare, eller øke disponibel inntekt for å kunne oppta større boliggjeld. På et lengre perspektiv, vil man kunne akkumulere nok egenkapital og bestå boliglånskriteriene. Da vil gjeldsveksten øke på sikt, som vist under feiljusteringsmodellen.

Variabelen « BLF2010_{t-1} » gir en koeffisient på $-0,00978$ på et 5 prosent signifikansnivå. I utgangspunktet er det vanskelig å tolke en indikatorvariabel med forsinkelse, ettersom forskriften ikke ble implementert i periode $t - 1$. Intuisjonen kan likevel være at denne informasjonen ble kjent i markedet et kvartal i forveien. Norges Bank omtaler i sin finansielle rapport fra 2009, at det vil komme strengere retningslinjer for utlån til boligformål. «Regulering som begrenser belåningsgraden på boliglån vil dempe faren for oppbygging av

finansielle ubalanser og sikre bankenes panteverdier» (Norges Bank, 2009, s.19). Den informasjonen kan dermed ha bidratt til at gjeldsveksten ble redusert med 0,978 prosent i dag.

De tre siste boliglånsforskriftene har hatt en permanent effekt på 5 prosent signifikansnivå. Dette har ført til varig reduksjon i gjeldsvekst blant husholdninger. Det kom ikke som en overraskelse at innstrammingene fra 2015 og 2017 har hatt størst effekt, fordi disse ble lovfestet. Til slutt skal det foretas diagnostikktester for å validere modellen og resultatene.

5.3.6 Post-test diagnostikk

Som beskrevet i delkapittel 4.2.8 må man foreta tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet. Dette gjøres for å finne ut om resultatene fra feiljusteringsmodellen er gyldige.

Tabell 8 Oppsummering av diagnostikktestene

Test	For	H_0	Verdi	Kritisk verdi	Konklusjon
Durbin-Watson	Seriekorrelasjon	Ingen Seriekorrelasjon av 1.orden	DW = 2,081	DW < 1,314 (Forkast H_0) DW > 1,889 (Ikke forkast H_0)	Ingen seriekorrelasjon
Bresuch-Pagan	Homoskedastisitet	Homoskedastisitet	P-verdi = 0,191	5%	Homoskedastisitet
Jarque-Bera	Normalitet	Normalitet	P-verdi = 0,907	5%	Normalitet

Seriekorrelasjon

En Durbin-Watson test gir et resultat på 2,081 i modellen. I delkapittel 4.2.8 ble det konkludert at en verdi på rundt 2, ga ingen seriekorrelasjon. Nedre- og øvre grenseverdi er ellers 1,314 og 1,889 for dette datasettet (Stanford Education, 2019).

Homoskedastisitet

Breusch-Pagan testen benyttes for å bekrefte fravær av heteroskedastisitet. P-verdien av testen er 0,191. Det tilsier at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet på et 5 prosent signifikansnivå.

Normalitet

Jarque-Bera testen gjennomføres for å teste normalitet. Nullhypotesen er normalitet, hvor vi får en p-verdi på 0,907. Sammenlignet med kritisk signifikansverdi på 5 prosent, kan H_0 ikke forkastes. Normalitet kan bekreftes.

5.4 Diskusjon

I dette delkapittelet diskuteres resultatene fra feiljusteringsmodellen i henhold til oppgavens teoretiske rammeverk.

Bobleteori fra Grytten & Hunnes (2016) forklarer at økt tilgang til kreditt truer finansiell stabilitet. Norges Bank beskriver i sin finansielle rapport at oppadgående trend i husholdningsgjeld, er en stor sårbarhet (Norges Bank, 2018a). Økt gjeld blant husholdninger havnet i rød kategori og er derfor en stor trussel i forhold til finansiell stabilitet.

Jacobsen & Naug (2004) beskriver at utlånspolitikken spiller en stor rolle for hvordan gjeldsveksten utvikler seg. Hegemonimaktens rolle er å utarbeide reguleringer som skal dempe risikoen for overoppheting og krise. Et av de tiltakene er innføring av boliglånsforskriftene, som begrenser bankenes utlånspraksis for boliglån. Analysen vår tyder på at disse gir ønskede effekter for å redusere gjeldsvekst.

Sammenligner man artikkelen «What influences the growth of household debt» med analysen vår, finner man mange likheter, men også forskjeller. Den største forskjellen er at boliglånsforskriftene ble innført i nyere tid.

I analyseperioden til Jacobsen & Naug (2004), ble det observert at gjeldsveksten var høyere enn inntektsveksten årene før 2004. I tillegg førte et kraftig byks i boligmarkedet fra 1998 til 2001, til høy vedvarende gjeldsvekst. Dette er også et tilfelle som er gjeldende i dagens økonomi, sett fra den finansielle rapporten fra Norges Bank (Norge Bank, 2018a). I delkapittel 2.2.4 «Boligprisutviklingen» ble det også avdekket at boligprisene har hatt en stor økning de siste årene.

En annen observasjon er fallende rentenivå under artikkelens analyseperiode. Samme situasjon gjelder også delvis for vår analyse, med gradvis fallende renter etter finanskrisen.

Jacobsen & Naug (2004) kommer frem til at rente, boligpris, arbeidsledighet, boligbeholdning, boligsalg, inntekt og studentandel, er påvirkende faktorer til kredittutviklingen. Deres modell inkluderer også andre parametere som ikke er inkludert i vår analyse. Dette gjelder studentmassen, boligmassen og omløpshastigheten til boliger som skal diskuteres.

Nesten alle variablene som ble analysert i feiljusteringsmodellen vår, viste signifikant permanent effekt. Et unntak er variabelen arbeidsledighet som ikke var signifikant. Dette er i

motsetning til Jacobsen & Naug (2004), som finner det signifikant at arbeidsledighet påvirker gjeldsvekst.

Det vektlegges i Jacobsen & Naug (2004) at økning i boligpris vil medføre økning i formue. Husholdningene får da anledning til å oppta høyere gjeld med sikkerhet i verdiøkningen. Dette kan bekreftes fra feiljusteringsmodellen vår, at pris på bolig hadde en permanent effekt på gjeldsvekst.

Norges Banks rammeverk fra rapporten «Finansiell Stabilitet», beskriver at boligprisfall er en viktig faktor for nedgang i kredittvekst. Her beskrives det at renten har funksjon til å motvirke oppbyggingen av finansiell ustabilitet. Den anvendes i tillegg som et instrument for reduksjon i gjeldsvekst (Norges Bank, 2018a). Oppgavens funn fra feiljusteringsmodellen bekrefter at renten har en signifikant effekt på gjeldsvekst.

5.5 Modellens svakheter

Modellen har gitt oss informasjon om variablene har en permanent påvirkning på husholdningenes gjeldsvekst. De fleste variablene, inkludert boliglånsforskriften har vært statistisk signifikant på minst 5 prosent nivå. Variablene som er blitt brukt har hatt ulik integreringsorden. Det har derfor vært utfordrende å finne en komplementerende modell til datasettet, for å foreta en robusthetstest. ARDL-metoden gjør at man ikke trenger å ta hensyn til om variabelen er integrert av orden en, eller null. Likevel har anvendelsen noen svakheter som må diskuteres.

For det første må det rettes et kritisk blikk til bruk av rentevariabelen. Dette er tidligere nevnt i delkapittel 5.1.5. Renteparameteren fra SSBs statistikkbank hadde en vektning på «alle typer gjeld», men vi fant ut variabelen manglet noen gjeldskomponenter. Resultatet er derfor et potensielt misforhold mellom rente og gjeld.

Et annet problem er potensiell fare for å ha utelatt andre viktige forklaringsvariabler (omitted variable bias). Konsekvensen er at det forekommer korrelasjon mellom feilleddet og forklaringsvariablene. Estimaten fra modellen blir derfor ikke objektive. Jacobsen & Naug (2004) har inkludert variabler som boligmasse, boligens omløpshastighet og studentmasse. Andre variabler som kunne blitt inkludert er eksempelvis andel småbarnsfamilier, aldersgrupper, bankenes kapitalbuffer med mer.

Det er flere grunner til at vi har ekskludert de tre variablene som Jacobsen & Naug (2004) har inkludert i sin modell. Hovedgrunnen er mangel på data. Det kan argumenteres for hvorfor andel studentmasse er utelatt. Grunnen er at disponibel inntekt anses som en god nok variabel til å vise demografiske endringer. Studenter har ofte lav inntekt og folk i fast arbeid vil stort sett tjene mer enn studenter. Boligmasse og boligens omløpshastighet er indirekte forklart i prisindeksens for boliger.

5.6 Forslag til videre forskning

Norges Bank ble i delkapittel 2.1.3 nevnt som hegemonimakt med formål i å sikre en finansiell balansegang. Hovedmomentene som truet finansiell stabilitet var økt gjeld og boligpris.

Videre forskning kan derfor rettes mot en analyse av boliglånsforskriftenes effekt på tilbuds- og etterspørselssiden av eiendom. Det bør også rettes fokus på regionale forskjeller på boligpris og gjeldsutvikling. Leiepris, boligmasse og boligens omløpshastighet er eksempler på relevante forklaringsvariabler i denne sammenhengen. Det kan forventes at enkelte tettbyggede regioner, som eksempelvis Oslo vil ha andre effekter. I fremtiden bør også dagens gjeldende forskrift implementert i 2018 tas i betraktning.

Det finnes mange tiltak som Norges Bank kan foreta for å sikre finansiell stabilitet. Videre momenter til forskning kan være å analysere den umiddelbare effekten av rentereduksjoner. Et eksempel er oljeprisfallet som førte til ekspansiv pengepolitikk. Det oppmuntres også til videre forskning på problemstillinger vedrørende en bekymringsfull økning i forbrukslån (Hagen, Turtveit og Vatne. 2017).

Vi så også i figur 5 at gjeld til kredittforetak hadde tatt igjen gjeld til banker. Gjeldsinformasjonsloven er et tiltak for å begrense opptak for forbrukslån (Regjeringen, 2019). Effekten av denne loven kan analyseres i fremtiden.

Myndighetene setter et krav på motsyklisk kapitalbuffer til bankene. Denne forskriften ble fastsatt av regjeringen i 2013 (Norges Bank, 2018a). Reguleringen kan undersøkes nærmere i forhold til utlånspraksis og gjeldsvekst.

Til slutt vil en kausalitetsanalyse vise hvilke kausale forhold som påvirker gjeld. Norges Bank og Jacobsen & Naug (2004) viser at variabler som rente og boligpris påvirker gjeldsvekst. En kausalitetsanalyse vil avdekke om det er tilfellet, eller om det er sammenheng begge veier.

6. Konklusjon

Innledningsvis ble bakgrunnen for problemstillingen presentert. Gjeldsnivået blant norske husholdninger har vært økende i en lengre periode. Boliglånsforskriftene er vedtatt med formål om å ha en dempende effekt på både gjeldsvekst og boligprisen. Det ble testet om disse fire forskriftene fra 2010, 2011, 2015 og 2017 hadde en signifikant effekt. Vi har også vurdert om tiltakene har hatt en positiv virkning på finansiell stabilitet.

Pesaran, Shin & Smith sin ARDL-prosedyre fra «Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship» ble gjennomgått og implementert i analysen. Dette ledet til en feiljusteringsmodell som kunne forklare permanente forhold, samt kortsiktige effekter på utfallsvariabelen. Det ble påvist og diskutert noen svakheter med modellen.

Oppgavens modell har hentet inspirasjon fra Jacobsen & Naug sin forskningsartikkel om «What influences the growth of household debt». Deres artikkel, i tillegg til rapportene fra Norges Bank, bekrefter at boligpris er en viktig faktor for utviklingen av kreditt. Feiljusteringsmodellen i oppgaven vår, viser at endring i renten og reell boligpris har en permanent effekt på gjeldsveksten. Dette er i tråd med funnene til Jacobsen & Naug, i tillegg til Norges Bank sine forklaringer. Vi finner det også statistisk signifikant at disponibel inntekt påvirker gjeld på lang sikt, som også påpekes i Jacobsen & Naug (2004).

Boliglånsforskriftene fra 2011, 2015 og 2017 har bidratt til redusert gjeldsvekst. Dette med et signifikansnivå på 5 prosent. Reguleringen fra 2010 var ikke konkluderende om den hadde en effekt. I modellen fremheves også kortsiktige forhold. Etter en økning i boligprisvekst, ble det observert redusert gjeldsvekst etter et halvt år.

Det virker fornuftig at forskriftenes effekt har økt med tiden. En sannsynlig årsak er at forskriftene har blitt utvidet ytterligere til å stille strengere krav for utlån.

Det konkluderes med at boliglånsforskriftene har hatt en signifikant dempende effekt på kredittvekst blant husholdninger. 2015- og 2017-forskriftene viser seg å ha størst effekt, sannsynligvis fordi disse ble lovfestet. Videre kan det oppsummeres at disse reguleringene isolert sett, kan virke som gode tiltak for å forbedre finansiell stabilitet.

7. Litteraturliste

- Bernhardsen, T., & Røisland, Ø. (2000). Hvilke faktorer påvirker kronekursen? *Penger og Kreditt* 3/00, ss. 187-194. Hentet fra https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2000-03/bernh.pdf
- Eiendom Norge. (2018, Desember 17). *Prognose for boligmarkedet 2019*. Hentet fra Eiendom Norge: <http://eiendommorge.no/prognose-for-boligmarkedet-2019/>
- Engle, R. F., & Granger, C. (1987, Mars). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2., ss. 251-276. Hentet fra http://www.ntuzov.com/Nik_Site/Niks_files/Research/papers/stat_arb/EG_1987.pdf
- Finans Norge. (2018, Desember 5). *Bankene benytter seg av handlingsrommet*. Hentet fra Finans Norge : <https://www.finansnorge.no/aktuelt/nyheter/2018/12/finansielt-utsyn---bankene-benytter-seg-av-handlingsrommet/>
- Finansdepartementet. (2013). *Strategi*. Oslo: Finansdepartementet. Hentet fra https://www.regjeringen.no/contentassets/06c43d4dfc124e438c8ed7358e72bc1e/fin_strategi.pdf
- Finansdepartementet. (2018, Juni 19). *Regjeringen viderefører boliglånforskriften*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringen-videreforer-boliglansforskriften/id2604844/>
- Finansdepartementet. (2019, Mars 19). *God vekst i norsk økonomi - mars 2019*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/opdaterte-anslag-for-norsk-okonomi/id2632916/>
- Finanstilsynet. (2010). *Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål. Rundskriv: 11/2010*. Oslo: Finanstilsynet.
- Finanstilsynet. (2011). *Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål. Rundskriv: 29/2011*. Oslo: Finanstilsynet. Hentet fra <https://lovdata.no/static/RFT/rft-2011-0029.pdf> - rundskriv 2011
- Finanstilsynet. (2016, Mai 27). *Bank og finans*. Hentet fra Finanstilsynet: <https://www.finanstilsynet.no/forbrukerinformasjon/bank-og-finans/>
- Finanstilsynet. (2017a, Februar 16). *Kredittforetak*. Hentet fra Finanstilsynet: <https://www.finanstilsynet.no/konsesjon/kredittforetak/>
- Finanstilsynet. (2017b, Juni 7). *Retningslinjer for forbrukslån*. Hentet fra Finanstilsynet: <https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2017/retningslinjer-for-forbrukslan/>
- Finanstilsynet. (2018, August 31). *Finanstilsynet foreslår forskriftsregulering av forbrukslån*. Hentet fra Finanstilsynet: <https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2018/finansstilsynet-foreslar-forskriftsregulering-av-forbrukslan/>
- Grytten, O. H., & Hunnes, A. (2016). *Krakk og kriser: I historisk perspektiv*. Oslo: Cappelen Damm AS.

-
- Hagen, M., Turtveit, L. T., & Vatne, B. H. (2017). *Sterk vekst i forbrukslån*. Norges Bank. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/ebe82c99213e4e8592a0415cc387cb45/aktuell_kommentar_1_2017.pdf?v=03/09/2017123521&ft=.pdf
- Halvorsen, B. (2019, Mars 7). *Gjelden til norske familier vokser mindre enn før*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/gjelden-til-norske-familier-vokser-mindre-enn-for>
- Iqbal, J. (2011, Mars 30). Forecasting Performance of Alternative Error Correction Models. *MPRA Paper No. 29826*, ss. 1-13. Hentet fra https://mpra.ub.uni-muenchen.de/29826/1/Forecasting_Performance_of_Alternative_Error_Correction_Models.pdf
- Ivanov, V., & Kilian, L. (2005). A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics Volume 9, Issue 1*, ss. 1-34. Hentet fra <http://drphilipshaw.com/Protected/A%20Practitioners%20Guide%20to%20Lag%20Order%20Selection%20for%20VAR%20Impulse%20Response%20Analysis.pdf>
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004). What influences the growth of household debt? *Economic Bulletin, 04 Q3*, ss. 103-111.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52*, ss. 169-210. Hentet fra <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Mantalos, P. (2010). Robust Critical Values for the Jarque-bera Test for Normality. *JIBS Working Papers No. 2010-8*, ss. 1-23. Hentet fra http://web.ipac.caltech.edu/staff/fmasci/home/astro_refs/NormalityTests.pdf
- Nau, R. (2018, Juni 1). *Statistical forecasting: notes on regression and time series analysis*. Hentet fra Duke University: <http://people.duke.edu/~rnau/411home.htm>
- Nkoro, E., & Uko, K. A. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.5, no.4, 2016*, ss. 63-91. Hentet fra http://www.scienpress.com/Upload/JSEM%2fVol%205_4_3.pdf
- Norges Bank. (2009). *Finansiell Stabilitet*. Oslo: Norges Bank. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/c8ec155e77664d5c9b90a4d1f3554bc2/finstab_2_09.pdf?v=03/09/2017123512&ft=.pdf
- Norges Bank. (2016). *Finansiell Stabilitet 2016 - Sårbarhet og Risiko*. Oslo: Norges Bank. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/ab1612d0f7aa45a8976ce687bcf25620/finansiell_stabilitet_2016.pdf?v=03/09/2017123539&ft=.pdf
- Norges Bank. (2017, Januar 10). *Samfunnsoppdrag*. Hentet fra Norges Bank: <https://www.norges-bank.no/tema/Om-Norges-Bank/samfunnsoppdrag/>

-
- Norges Bank. (2018a). *Finansiell Stabilitet 2018- Sårbarhet og Risiko*. Oslo: Norges Bank. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/1afe861c5f1c43afaf61fb57082e7c7a/fs2018_rapport.pdf?v=11/23/2018133919&ft=.pdf
- Norges Bank. (2018b). *Pengepolitisk rapport – Med vurdering av finansiell stabilitet*. Oslo: Norges Bank. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/041b6886afc742129aff7b471577879a/ppr_4_18.pdf?v=12%2F19%2F2018140759&ft=.pdf&fbclid=IwAR0Fvth3MZ0pv_aq_icRQJtPLNb6MWk4bRJSCItDHqhC1xfBJ6jdcDymZGc
- Norges Bank. (2018c, Mars 2). *Inflasjon*. Hentet fra Norges Bank: <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Inflasjon/>
- Norges Bank. (2019a, Januar 24). *Styringsrenten uendret på 0,75 prosent*. Hentet fra Norges Bank: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Pressemeldinger/2019/2019-01-24-pressemelding/>
- Norges Bank. (2019b, April 9). *Makrotilsyn*. Hentet fra Norges Bank: <https://www.norges-bank.no/tema/finansiell-stabilitet/makrotilsyn/>
- Norges Bank. (2019c, April 11). *Endringer i styringsrenten*. Hentet fra Norges Bank: <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten/Styringsrenten-Oversikt-over-rentemoter-og-endringer-i-styringsrenten-/>
- Norskfamilie. (2019, April 11). *Boliglånsrente*. Hentet fra Norskfamilie: <https://www.norskfamilie.no/barometre/rentebarometer/1mill/>
- Olsen, Ø. (2018, Februar 9). *Vurdering av boliglånsforskriften*. Hentet fra Norges Bank: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Brev-og-uttalelser/2018/18-02-09-brev/>
- Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001, Juni 22). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship. *Journal of Applied Econometrics. J. Appl. Econ.* 16, ss. 289–326. Hentet fra <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616>
- Regjeringen. (2015a, Juni 15). *Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/forskrift-om-krav-til-nye-utlan-med-pant-i-bolig/id2417408/>
- Regjeringen. (2015b, Juni 16). *Forskriftsfester fleksible krav til boliglån*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/forskriftsfester-fleksible-krav-til-boliglan/id2417372/>
- Regjeringen. (2016a, Desember 14). *Fastsetter ny boliglånsforskrift*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/fastsetter-ny-boliglansforskrift/id2523967/>
- Regjeringen. (2016b, Desember 14). *Nærmere om ny boliglånsforskrift*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/dep/fin/pressemeldinger/2016/fastsetter-ny-boliglansforskrift/narmere-om-ny-boliglansforskrift/id2523977/>
- Regjeringen. (2018a, Juni 19). *Regjeringen viderefører boliglånsforskriften*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringen-videreforer-boliglansforskriften/id2604844/>

-
- Regjeringen. (2018b, Juni 27). *Nærmere om ny boliglånsforskrift*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/narmere-om-ny-boliglansforskrift/id2606248/>
- Regjeringen. (2019, Januar 7). *Gjeldsinformasjonsloven*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/tema/forbruker/gjeldsinformasjonsloven/id2510537/>
- Røstadsand, J. I. (2017, Juni 12). *Norske og danske husholdninger har høyest gjeld i Norden*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/norske-og-danske-husholdninger-har-hoyest-gjeld-i-norden>
- Salvanes, K. G. (2017). *Omstillingsevnen i norsk økonomi under finanskrisen*. Oslo: Finansdepartementet. Hentet fra https://www.regjeringen.no/contentassets/4555aa40fc5247de9473e99a5452fdfd/arbnotat_7_2017.pdf
- Shrestha, M. B., & Bhatta, G. R. (2018, Februar 14). Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science* 4, ss. 71-89. Hentet fra <https://reader.elsevier.com/reader/sd/pii/S2405918817300405?token=1434EF864A72D1D07D99453C41C1F589B5B40FB6586422D3CC9B7AB1ABF6FFE237A9B3672FFA485750A54921C328BC3C>
- Stanford Education. (2019, Mai 23). *Critical Values for the Durbin-Watson Test: 5% Significance Level*. Hentet fra Stanford Education: <https://web.stanford.edu/~clint/bench/dw05a.htm>
- Statistisk sentralbyrå. (2017). Husholdningene. *Økonomiske analyser*, ss. 86-101. Hentet fra https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/_attachment/299065?_ts=15ad8858368
- Statistisk sentralbyrå. (2018a, Oktober 16). *Stabil prisutvikling på brukte boliger*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/stabil-prisutvikling-pa-brukte-boliger>
- Statistisk sentralbyrå. (2018b, Desember 5). *Nasjonalregnskap, inntekts- og kapitalregnskapet*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/statistikker/knri/kvartal>
- Statistisk sentralbyrå. (2018c, Desember 20). *Inntekts- og formuesstatistikk for husholdninger*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/ifhus>
- Statistisk sentralbyrå. (2019a, Januar 4). *Kredittindikator*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/statistikker/kredind>
- Statistisk sentralbyrå. (2019b, Januar 16). *Renter i banker og kredittforetak. Tabell 07200. Kvartalvis renter på utestående utlån for husholdninger*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/07200>
- Statistisk sentralbyrå. (2019c, Februar 11). *Arbeidskraftundersøkinga, sesongjusterte tal. Tabell 07458. Sysselsetting og arbeidsløse for busette personar, sesongjustert, etter alder 1997K1 - 2018K4*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/07458/>
- Statistisk sentralbyrå. (2019d, Februar 11). *Konsumprisindeksen. Tabell 03013. Konsumprisindeks, etter konsumgruppe (2015=100) 1979M01 - 2019M03*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/03013/>

-
- Statistisk sentralbyrå. (2019e, Februar 11). *Nasjonalregnskap, inntekts- og kapitalregnskap. Tabell 11020. Kvartalvis inntekts- og kapitalregnskap, etter sektor 2002K1-2018K4*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/11020/>
- Statistisk sentralbyrå. (2019f, Februar 15). *Kredittindikator. Tabell 06718. Innenlandsk lånegjeld, etter låntakersektor, långiversektor og valuta (mill. kr) 1987M12 - 2019M02*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/06718/>
- Statistisk sentralbyrå. (2019g, Februar 15). *Prisindeks for brukte boliger. Tabell 07221. Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region (2015=100) 1992K1 - 2018K4*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/07221/>
- Statistisk sentralbyrå. (2019h, Februar 20). *Disponibel Inntekt*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/a/metadatas/conceptvariable/vardok/1746/nb>
- Statistisk sentralbyrå. (2019i, Mars 7). *Økonomiske prognoser 2019*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå.: <https://www.ssb.no/omssb/om-oss/nyheter-om-ssb/se-ssb-legge-fram-sine-okonomiske-prognoser-torsdag-7.mars>
- Statistisk sentralbyrå. (2019j, April 29). *Prisindeks for brukte boliger. Tabell 07230. Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region (2015=100) 1992 – 2018*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/07230/>
- Statistisk sentralbyrå. (2019k, Mai 1). *Finansielle sektorregnskaper. Tabel 09477. Finansielle sektorregnskaper. Husholdningenes gjelds- og fordringsrater (prosent) 1996K4 - 2018K4*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/09477/>
- Statistisk sentralbyrå. (2019l, Mai 2). *On seasonal adjustment of the quarterly national accounts (QNA)*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: https://www.ssb.no/a/english/kortnavn/knr_en/sesongjustering_en.html#P213_13229
- Statistisk sentralbyrå. (2019m, Mai 19). *Statistikkbanken*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/>
- Statistisk sentralbyrå. (2019n, Mai 22). *Sparerate*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/ajax/ordforklaring?key=96366&sprak=no>
- Store Norske Leksikon. (2014, Juni 30). *Kredittforetak*. Hentet fra Store Norske Leksikon: <https://snl.no/kredittforetak>
- Ventzislav, I., & Kilian, L. (2005, Mars). A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, Volume 9, Issue 1*, ss. 1-36. Hentet fra <https://ideas.repec.org/a/bpj/sndecm/v9y2005i1n2.html>
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics - A Modern Approach*. Mason: Cengage Learning.
- Åvitsland, G. (2017, November 6). *Vurdering av boliglånsforskriften*. Hentet fra Regjeringen: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/vurdering-av-boliglansforskriften/id2577801/>

8. Appendiks

Alle testene er gjort i programvaren Stata.

Vedlegg 1 ADF-test (*dfuller*)

dfuller lnGjeldjustert, lags(1)

dfuller Rente, lags(1)

dfuller Arbeidsledighet, lags(1)

dfuller Realprisbolig, lags(1)

dfuller lnDispreal, lags(1)

```
. dfuller lnGjeldjustert, lags(1)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           62
```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.531	-3.563	-2.920	-2.595

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0072
```

```
. dfuller Rente, lags(1)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           62
```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.074	-3.563	-2.920	-2.595

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0285
```

```
. dfuller Arbeidsledighet, lags(1)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           62
```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.685	-3.563	-2.920	-2.595

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4387
```

```
. dfuller Realprisbolig, lags(1)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =          62
```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.703	-3.563	-2.920	-2.595

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8459
```

```
. dfuller lnDispreal, lags(1)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =          62
```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.216	-3.563	-2.920	-2.595

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6666
```

Vedlegg 2 ADF-test (*dfuller*) med førstedifferensierte variabler

```
gen L1_lnGjeldjustert = L1.lnGjeldjustert
```

```
gen D1_lnGjeldjustert = lnGjeldjustert-L1.lnGjeldjustert
```

```
gen L1_Arbeidsledighet = L1.Arbeidsledighet
```

```
gen D1_Arbeidsledighet = Arbeidsledighet - L1.Arbeidsledighet
```

```
gen L1_Rente = L1.Rente
```

```
gen D1_Rente = Rente - L1.Rente
```

```
gen L1_Realprisbolig = L1.Realprisbolig
```

```
gen D1_Realprisbolig = Realprisbolig - L1.Realprisbolig
```

```
gen L1_lnDispreal = L1.lnDispreal
```

```
gen D1_lnDispreal = lnDispreal - L1.lnDispreal
```

dfuller D1_lnGjeldjustert, lags(1)

dfuller D1_Rente, lags(1)

dfuller D1_Arbeidsledighet, lags(1)

dfuller D1_Realprisbolig, lags(1)

dfuller D1_lnDispreal, lags(1)

. dfuller D1_lnGjeldjustert, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 61

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.565	-2.921	-2.596

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0024

. dfuller D1_Rente, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 61

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.565	-2.921	-2.596

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0016

. dfuller D1_Arbeidsledighet, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 61

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.565	-2.921	-2.596

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0029

. dfuller D1_Realprisbolig, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 61

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.565	-2.921	-2.596

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0013

```
. dfuller D1_lnDispreal, lags(1)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 61

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.278	-3.565	-2.921	-2.596

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Vedlegg 3 Optimale forsinkelser med *varsoc*

varsoc (lnGjeldjustert)

varsoc (Rente)

varsoc (Realprisbolig)

varsoc (Arbeidsledighet)

varsoc (lnDispreal)

varsoc (BLF2010)

varsoc (BLF2011)

varsoc (BLF2015)

varsoc (BLF2017)

```
. varsoc (lnGjeldjustert)
```

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs = 60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-3.33508				.067652	.144503	.158156	.179409
1	203.572	413.81*	1	0.000	.000071	-6.71905	-6.69174*	-6.64924*
2	204.873	2.6031	1	0.107	.00007*	-6.7291*	-6.68814	-6.62439
3	205.229	.71107	1	0.399	.000072	-6.70762	-6.65301	-6.568
4	206.155	1.8525	1	0.173	.000072	-6.70516	-6.6369	-6.53064

Endogenous: lnGjeldjustert

Exogenous: _cons

. varsoc (Rente)

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-89.986				1.2153	3.03287	3.04652	3.06777
1	-26.899	126.17	1	0.000	.153424	.9633	.990607	1.03311
2	-11.8345	30.129*	1	0.000	.096009*	.494484*	.535445*	.599201*
3	-11.7693	.13042	1	0.718	.099059	.525644	.580258	.665267
4	-11.7691	.00046	1	0.983	.102436	.55897	.627237	.733498

Endogenous: Rente

Exogenous: _cons

. varsoc (Realprisbolig)

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-246.423				223.53	8.24742	8.26107	8.28232
1	-105.24	282.36	1	0.000	2.08928	3.57467	3.60198	3.64449
2	-98.3798	13.721*	1	0.000	1.71864*	3.37933*	3.42029*	3.48404*
3	-98.3583	.04304	1	0.836	1.77582	3.41194	3.46656	3.55157
4	-97.2076	2.3014	1	0.129	1.76726	3.40692	3.47519	3.58145

Endogenous: Realprisbolig

Exogenous: _cons

. varsoc (Arbeidsledighet)

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-60.2872				.451595	2.04291	2.05656	2.07781
1	3.95293	128.48	1	0.000	.054861	-.065098	-.037791	.004714
2	5.84634	3.7868	1	0.052	.053255	-.094878	-.053917	.009839
3	8.75182	5.811*	1	0.016	.049983*	-.158394*	-.10378*	-.018771*
4	9.14325	.78287	1	0.376	.051017	-.138108	-.069841	.03642

Endogenous: Arbeidsledighet

Exogenous: _cons

```
. varsoc (lnDispreal)
```

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	37.8423				.017147	-1.22808	-1.21442	-1.19317
1	141.795	207.91	1	0.000	.000554	-4.65983	-4.63253	-4.59002
2	144.491	5.3919*	1	0.020	.000524	-4.71637	-4.67541*	-4.61165*
3	145.336	1.69	1	0.194	.000527	-4.7112	-4.65659	-4.57158
4	146.646	2.6206	1	0.105	.000521*	-4.72154*	-4.65327	-4.54701

Endogenous: lnDispreal

Exogenous: _cons

```
. varsoc (BLF2010)
```

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-16.9617				.106549	.598723	.612377	.633629
1	19.4292	72.782*	1	0.000	.032751*	-.580973*	-.553666*	-.511162*
2	19.6623	.4662	1	0.495	.033601	-.55541	-.514449	-.450693
3	19.9428	.56092	1	0.454	.03442	-.531425	-.476811	-.391802
4	20.2867	.68781	1	0.407	.035188	-.509555	-.441288	-.335027

Endogenous: BLF2010

Exogenous: _cons

```
. varsoc (BLF2011)
```

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-34.917				.193856	1.19723	1.21089	1.23214
1	18.2635	106.36*	1	0.000	.034049*	-.542116*	-.514809*	-.472305*
2	18.3285	.12994	1	0.718	.035129	-.510948	-.469988	-.406231
3	18.3999	.14294	1	0.705	.036237	-.479997	-.425383	-.340374
4	18.4789	.158	1	0.691	.037374	-.449297	-.38103	-.274769

Endogenous: BLF2011

Exogenous: _cons


```
. varsoc (BLF2015)
```

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-12.8979				.093051	.463265	.476918	.498171
1	19.8145	65.425*	1	0.000	.032333*	-.593817*	-.56651*	-.524006*
2	20.1285	.62801	1	0.428	.033083	-.570951	-.52999	-.466234
3	20.5184	.77984	1	0.377	.033766	-.550615	-.496001	-.410992
4	21.0156	.99439	1	0.319	.034343	-.533855	-.465587	-.359326

Endogenous: BLF2015

Exogenous: _cons

```
. varsoc (BLF2017)
```

Selection-order criteria

Sample: 5 - 64

Number of obs

=

60

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1.82502				.064331	.094167	.107821	.129073
1	38.225	80.1*	1	0.000	.017504*	-1.2075*	-1.18019*	-1.13769*
2	38.225	0	1	.	.018098	-1.17417	-1.13321	-1.06945
3	38.225	0	1	.	.018713	-1.14083	-1.08622	-1.00121
4	38.225	0	1	.	.018713	-1.14083	-1.08622	-1.00121

Endogenous: BLF2017

Exogenous: _cons

Vedlegg 4 Modell med optimal kombinasjon av forsinkelser i variablene

```
. ardl lnGjeldjustert Rente Arbeidsledighet Realprisbolig lnDispreal BLF2010 BL
> F2011 BLF2015 BLF2017 , maxlags(2) bic matcrit(lagcombs)
```

ARDL(1,0,0,2,0,1,0,0,0) regression

```
Sample:          3 -          64          Number of obs   =          62
              F( 12,          49)   =       10483.22
              Prob > F              =          0.0000
              R-squared              =          0.9996
              Adj R-squared          =          0.9995
Log likelihood = 236.41082          Root MSE          =          0.0060
```

lnGjeldjustert	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnGjeldjustert						
L1.	.8576987	.0265838	32.26	0.000	.8042766	.9111208
Rente	-.0036837	.0017069	-2.16	0.036	-.0071139	-.0002535
Arbeidsledighet	-.0044233	.0037694	-1.17	0.246	-.0119981	.0031516
Realprisbolig						
--.	.002866	.0008523	3.36	0.002	.0011533	.0045788
L1.	-.0029487	.0010787	-2.73	0.009	-.0051164	-.0007811
L2.	.001781	.0007854	2.27	0.028	.0002027	.0033594
lnDispreal	.1093573	.038896	2.81	0.007	.0311928	.1875218
BLF2010						
--.	-.0162423	.0055809	-2.91	0.005	-.0274574	-.0050271
L1.	.0097774	.0046388	2.11	0.040	.0004553	.0190995
BLF2011	-.017555	.0055499	-3.16	0.003	-.0287078	-.0064021
BLF2015	-.0233406	.0091921	-2.54	0.014	-.0418128	-.0048684
BLF2017	-.0224358	.0096439	-2.33	0.024	-.0418159	-.0030556
_cons	.613175	.4297911	1.43	0.160	-.2505225	1.476872

Vedlegg 5 Bounds-kointegrasjonstest med F- og T-verdier

```
. ardl lnGjeldjustert Rente Arbeidsledighet Realprisbolig lnDispreal BLF2010 BL
> F2011 BLF2015 BLF2017, lags(1,0,0,2,0,1,0,0,0) ec btest
```

Pesaran/Shin/Smith (2001) ARDL Bounds Test

H0: no levels relationship F = 8.820

t = -5.353

Critical Values (0.1-0.01), F-statistic, Case 3

	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01
k_8	1.950	3.060	2.220	3.390	2.480	3.700	2.790	4.100

accept if F < critical value for I(0) regressors

reject if F > critical value for I(1) regressors

Critical Values (0.1-0.01), t-statistic, Case 3

	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01
k_8	-2.570	-4.400	-2.860	-4.720	-3.130	-5.020	-3.430	-5.370

accept if t > critical value for I(0) regressors

reject if t < critical value for I(1) regressors

k: # of non-deterministic regressors in long-run relationship

Critical values from Pesaran/Shin/Smith (2001)

Vedlegg 6 Feiljusteringsmodellen

```
. ardl lnGjeldjustert Rente Arbeidsledighet Realprisbolig lnDispreal BLF2010 BL
> F2011 BLF2015 BLF2017, lags(1,0,0,2,0,1,0,0,0) ec
```

ARDL(1,0,0,2,0,1,0,0,0) regression

```
Sample:          3 -          64          Number of obs   =          62
              R-squared      =          0.7020
              Adj R-squared   =          0.6290
Log likelihood = 236.41082      Root MSE          =          0.0060
```

D.		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ	lnGjeldjustert						
	L1.	-.1423013	.0265838	-5.35	0.000	-.1957234	-.0888792
LR							
	Rente	-.0258866	.0103862	-2.49	0.016	-.0467583	-.0050148
	Arbeidsledighet	-.0310838	.0251303	-1.24	0.222	-.0815851	.0194174
	Realprisbolig	.0119347	.0026498	4.50	0.000	.0066097	.0172597
	lnDispreal	.7684913	.2441567	3.15	0.003	.2778401	1.259142
	BLF2010	-.0454309	.0268626	-1.69	0.097	-.0994133	.0085515
	BLF2011	-.1233646	.0379492	-3.25	0.002	-.1996263	-.0471029
	BLF2015	-.1640225	.065547	-2.50	0.016	-.2957442	-.0323007
	BLF2017	-.1576637	.0623752	-2.53	0.015	-.2830115	-.032316
SR							
	Realprisbolig						
	D1.	.0011677	.0009165	1.27	0.209	-.0006741	.0030095
	LD.	-.001781	.0007854	-2.27	0.028	-.0033594	-.0002027
	BLF2010						
	D1.	-.0097774	.0046388	-2.11	0.040	-.0190995	-.0004553
	_cons	.613175	.4297911	1.43	0.160	-.2505225	1.476872

Vedlegg 7 Durbin-Watson (*dwatson*) og Breusch-Godfrey (*bgodfrey*)

```
. estat dwatson
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 13, 62) = 2.081368
```

```
. estat bgodfrey
```

```
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
```

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.220	1	0.6388

```
H0: no serial correlation
```

Vedlegg 8 Breusch-Pagan (*hettest*) og White Test (*imtest, white*)

```
. estat hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: fitted values of D.lnGjeldjustert
```

```
chi2(1) = 1.71
```

```
Prob > chi2 = 0.1914
```

```
. estat imtest, white
```

```
White's test for Ho: homoskedasticity
```

```
against Ha: unrestricted heteroskedasticity
```

```
chi2(61) = 62.00
```

```
Prob > chi2 = 0.4402
```

```
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
```

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	62.00	61	0.4402
Skewness	10.21	12	0.5977
Kurtosis	1.37	1	0.2419
Total	73.58	74	0.4920

Vedlegg 9 Jarque-Bera (*jb resid*)

```
. predict resid  
(option xb assumed; fitted values)  
(2 missing values generated)
```

```
. jbr resid  
Jarque-Bera normality test: .1957 Chi(2) .9068  
Jarque-Bera test for Ho: normality:
```

