

Fatima Massoudy

Boligpriser og husholdningenes gjeld

En empirisk analyse av årsakssammenheng mellom boligpriser og
husholdningenes gjeld i Norge

**Masteroppgave i økonomi og administrasjon
Handelshøyskolen ved OsloMet - storbyuniversitetet
2018**

En empirisk analyse av årsakssammenheng
mellom boligpriser og husholdningenes gjeld i
Norge

Sammendrag

Vi skal gjennomføre en empirisk analyse der vi undersøker en årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningenes gjeld i Norge for perioden 1992-2017 i denne oppgaven. I tillegg skal vi også undersøke hvordan norske myndigheter har regulert det samspillforholdet i boligmarkedet.

Høy husholdningsgjeld og høye boligpriser utgjør en vesentlig risiko for den finansielle stabiliteten i Norge. Dette har ført til at myndighetene har innført en rekke innstramminger i boliglånsforskriften og i kredittvurderingsretningslinjene siden mars 2010. Formålet til innstrammningene er å dempe de stigende boligprisene og gjeldsveksten i Norge.

Utgangspunktet for denne oppgaven er de empiriske bevisene til Anundsen og Jansen (2013), der det har blitt funnet at det eksisterer finansielle akselatorer. Akselatorene kan forklare fluktuasjoner i boligprisene, men også hvilke årsakssammenhenger mellom boligpriser og gjeld som forsterker hverandre og dermed bidrar til en høyere vekst enn det fundamentale forhold skulle tilsi. Med utgangspunkt i finansielle indikatorer for at det eksisterer en årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningsgjeld, skal vi undersøke disse sammenhengene nærmere på kort og lang sikt i Norge.

Når vi skal undersøke årsakssammenhengen mellom boligpriser og husholdningenes gjeld, starter vi med å undersøke om de finansielle variablene er stasjonære eller ikke, hvor da vi bruker kointegrasjonstesten til Johansens metode for å undersøke hvor mange variabler som er kointegrert. Samtidig finne ut om det ligger noe to-veies interaksjon mellom boligpriser og husholdningenes gjeld. Via vektor feilkorreksjonsmodell (VECM) skal vi deretter sjekke om det eksisterer kortsiktige og langsikte sammenhenger mellom alle variablene. I tillegg til å teste for autokorrelasjon og normalitetsfordeling i modellen vår.

Resultatet tyder på at det eksisterer årsakssammenheng mellom boligpriser, og husholdningenes gjeld i Norge. Samtidig som det eksisterer en langsiktig årsakssammenheng mellom alle variabler som er husholdningsrealgjeld, realdisponibel inntekt og realrente, boligomsetning og boligmasse med realboligpriser. Derimot er det en kortsiktig årsakssammenheng mellom alle variabler, ekskludert boligmasse.

Forord

Denne oppgaven inngår som en siste del av masterstudiet i økonomi og administrasjon med fordypning i finansiell økonomi ved Storbyuniversitet – OsloMet.

I løpet av denne perioden har jeg klart å få være med på en lærerik, men samtidig utfordrende, reise for å få en forståelse for boligmarkedet i Norge gjennom empirisk analyse i forsøket på å undersøke og løse problemstillingen. Denne prosessen har vist seg å være nyttig for meg, spesielt da for fremtidig arbeidsliv.

Boligmarkedet er særlig dagsaktuell, nettopp fordi det er sterke krefter rundt lover og retningslinjer som styrer dette markedet, er bakgrunnen for emnevalget.

Jeg vil bruke denne muligheten til å vise takknemlighet ovenfor min dyktige veileder Hookon Vennemo for gode tilbakemeldinger og innspill til forbedring av oppgaven. Samtidig vil jeg også takke familie og venner for god støtte underveis, positive innspill og råd, og ikke minst tålmodighet.

Eventuelle feil og mangler i denne oppgaven, er helt og holdent forfatterens ansvar.

Oslo, mai 2018

Fatima Massoudy

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	2
Innholdsfortegnelse	4
1. Innledning	7
2. Utviklingen i bolig- og kredittmarkedet	10
2.1 Utviklingen av boligmarkedet	10
2.2 Regulering av kredittmarkedet i nyere tid.....	13
3 Litteratur og teorigjennomgang	15
3.1 Litteraturgjennomgang.....	15
3.2 Bolig- og kredittmarkedet sett fra et teoretisk perspektiv.....	18
3.2.1 Prisdannelse i Boligmarkedet.....	18
3.2.2 Etterspørsel.....	20
3.2.3 Tilbud.....	23
3.3 Selvforsterkende effekt mellom boligpriser og husholdningenes gjeld	25
3.4 Gjeld og boliglånsforskrifter	25
3.5 Psykologi i boligmarkedet.....	27
4 Metode	28
4.1 Modell- og databeskrivelse	28
4.1.1 Modellbeskrivelse.....	28
4.1.2 Boligprisindekset.....	29
4.1.3 Realdisponibel inntekt.....	30
4.1.4 Realrenten etter skatt.....	30
4.1.5 Realgjeld.....	30
4.1.6 Boligkapital	30
4.2. Tidsserieøkonometri.....	31
4.2.1 Multivariat regresjonsmodell.....	31
4.2.1 Proxyvariabler.....	33
4.2.2 Stasjonaritetsanalyse	33

4.2.3	<i>Kointegrasjonsanalyse</i>	36
4.2.4	<i>Likevektsjusteringsmodeller</i>	37
5	Estimering av årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningenes gjeld	42
5.1	Stasjonærhetsanalyse	42
5.2	Kointegrasjonsanalyse, Johansen-metode	50
5.3	Vektor feilkorreksjonsmodell	51
5.3.1	<i>Den langsiktige årsakssammenheng</i>	53
5.3.2	<i>Den kortsiktige årsakssammenheng</i>	53
6.	Resultat og diskusjon	57
7.	Konklusjon	61
	Kildehenvisning	63
	Appendiks A: Definisjon av variabler	69
	Appendiks B: Anundsen og Jansen langsiktig dynamikken	69
	Appendiks C: Anundsen og Jansen kortsiktig dynamikken	70

Figurliste

Figur 2.1 Boligprisen i reelle termer, perioden 1992-2017 (1992=100).....	10
Figur 2.1 Boligprisen i nominelle termer, perioden 1992-2017 (1992=100).....	11
Figur 3.2 Tilbud og etterspørsel på kort-og langsikt.....	19

Tabelliste

Tabell 2.1 Oversikt over retningslinjer og forskrifter 2010-2018, jf. Rundskriv Finanstilsynet 2010.....	15
Tabell 5.1 Datasettet i Stata Programmet.....	43
Tabell 5.2 Resultater fra lag seleksjoner.....	43
Tabell 5. 3 Resultater fra stasjonærhetstest til variabelen bruttogjelden.....	44
Tabell 5.4 Resultater av førsteordens differansieringstest til variabelen bruttogjeld.....	44
Tabell 5.5 Resultater fra stasjonærhetstest til disponibel realinntekt.....	45
Tabell 5.6 Resultater av førsteordenstest til disponibel realinntekt.....	45
Tabell 5.7 Resultater fra stasjonærhetstesten til boligprisindeksen.....	46
Tabell 5.8 Resultater av førsteordens differansieringstest til boligprisindeksen.....	46
Tabell 5.9 Resultater fra stasjonærhetstesten til renter på utlån.....	47
Tabell 5.10 Resultater fra førsteordens differensieringstest til renter på utlån.....	47
Tabell 5.11 Resultater fra stasjonærhetstesten til boligomsetning.....	48
Tabell 5.12 Resultater fra førsteordens differensieringstest til boligomsetning.....	48
Tabell 5.13 Resultater fra stasjonærhetstesten til boligmasse.....	49
Tabell 5.14 Resultater fra førsteordens differensieringstest til boligmasse.....	49
Tabell 5.15 Resultater fra Johansen-test for kointegrasjon.....	50
Tabell: 5.16 Vektor feilkorreksjonsmodell (VECM).....	53
Tabell 5.17 Resultat av husholdningsbruttogjeld årsakssammenheng.....	54
Tabell 5.19 Resultat av renter på utlån årsakssammenheng.....	55
Tabell 5.20 Resultat av boligomsetning årsakssammenheng.....	55
Tabell 5.21 Resultat av boligmasse årsakssammenheng.....	56
Tabell 5.22 Resultater av autokorrelasjonstest.....	57
Tabell 5.23 Resultater av normalitetstest.....	57

1. Innledning

De fleste husholdninger i Norge eier sin egen bolig, og bor enten i borettslag eller i selveierbolig. Boligkjøp er en relativt dyr affære og som finansieres ofte med låneopptak med sikkerhet i boligen. Boligprisene i Norge har vært i sterk vekst siden årtusenskiftet, der utviklingen forklares i sammenheng med andre makroøkonomiske faktorer som rente, arbeidsledighet, inntektsvekst, tilgang til nye boliger og offentlige reguleringer. Det er en gjensidig sammenheng mellom boligprisene og husholdningens låneopptak i Norge som driver hverandre oppover, og som igjen kan forårsake boligprisboble. På bakgrunn av dette har myndighetene regulert markedet med nye boliglånsregler fra og med januar 2017, med spesielle regler for Oslo, for å dempe utlånsveksten fra banker.

Oslo som hovedstad er en tiltrekkende by for mennesker som søker flere jobbmuligheter eller studier. Derfor har konkurransen for boligmarkedet i Oslo spesielt, vært på det høyeste i de siste årene. Dette fordi menneskene som flytter til Oslo trenger et sted å bo, noe som gjør at boligprisene blir relativt høy i forhold til andre byer i Norge.

De nominelle boligprisene har steget og nesten femdoblet seg siden det absolutte bunnpunktet i 1992, kun avbrutt av mindre nedgangsperioder, blant annet under finanskrisen. Husholdningenes samlede gjeld har steget samtidig med boligprisene og langt mer enn husholdningenes disponible brutto inntekt i følge Statistisk sentralbyrå. Ved utgangen av 2017 er husholdningenes gjeld 2,2 ganger så stor som husholdningenes disponible brutto inntekt.

Høy husholdningsgjeld og høye boligpriser utgjør en vesentlig risiko for den finansielle stabiliteten. Den finansielle stabiliteten innebærer at den er solid nok til å formidle finansieringen på en lett måte, utføre betalinger på riktig tidspunkt, og ikke minst omfordele risiko i markedet på en tilfredsstillende måte (Finanstilsynet 2017). Spesifikke forhold knyttet til den høye gjelden, deriblant høy belåningsgrad, flytende renter og lengre avdragsbetaling gjør husholdningene, men også andre aktører, svært sårbare ovenfor omslag i økonomien. En sterkere korleksjon i boligprisene kan blant annet påvirke husholdningenes konsum via formues effekter og videre forplante seg i andre deler av økonomien.

Anundsen og Jansen (2013) finner empirisk bevis for at det eksisterer en finansiell akselerator i det norske boligmarkedet. Akseleratoren kan forklare fluktasjoner i boligprisene, men også hvordan boligpriser og gjeld forsterker hverandre og bidrar til en

høyere vekst enn de fundamentale forhold skulle tilsi.

En akselerator i boligmarkedet innebærer at stigende boligpriser øker størrelsen på lånet som trengs for å finansiere et boligkjøp, noe som samlet sett trekker i retning av økt press på etterspørselen etter kreditt. Bankene tar pant i boligen som sikkerhet før de innvilger boliglån. Stigende boligpriser øker verdien på boligkapital og dermed husholdningenes formue. Ved å øke verdien på husholdningenes boligkapital og formue vil boligprisveksten resultere i økt lånekapasitet. Samtidig vil veksten i boligprisene manifestere seg i mindre risiko for bankene som følge av at økte panteverdier gir redusert sannsynlighet for mislighold av eksisterende lån. Dette trekker i retning av økt lånetilbud fra bankenes side. Boliglånsforskriftene har vært hyppig omtalt i det norske medielandskapet det siste året. Forskriftene ble innført for første gang i 2015 med utgangspunkt i eksisterende retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis fra 2010, og skulle i hovedsak fungere som et verktøy for å redusere tilgangen på kreditt, bremse husholdningenes gjeldsvekst, dempe veksten i boligprisene og til slutt sikre finansiell stabilitet. Boliglånsforskriftene hadde som hensikt å innsnevre bankenes grad av fleksibilitet. Av mer fremtredende paragrafer har belåningsgraden, også kalt egenkapitalkravet vært hyppig diskutert.

Norske myndigheter har prøvd å stramme belåningsgrad og gjeldsgrad til boliglånsforskriften siden mars 2010. Egenkapitalkravet legger restriksjoner på størrelsen av lånet som andel av boligens verdi og har ligget fast på 85 prosent siden innføringen. IMF (2015) argumenterte for at innstramminger av boliglånsforskriftene ikke var effektive nok til å dempe den finansielle akseleratoren som påvirker kredittveksten. Det ble videre diskutert om et krav til gjeldsgrad - gjeld som prosent av inntekt, kunne bidra til å bremse den finansielle akseleratoren ved at låneopptakene også begrenses av inntekten. Som et ledd i innstramminger av forskriftene i 2016, ble det innført krav om at samlet gjeld ikke kunne utgjøre mer en 5 ganger disponibel inntekt. Våren 2018 har finanstillstyret i brev til finansdepartementet foreslått nye innstramminger i boliglånsforskriften (Finanstillstyret 2018). Vanskelighetene ved å anslå hvilke eventuelle effekter en innføring av boliglånsforskriftene har hatt på kreditt- og boligprisveksten, påpekes. Dette har trigget vår interesse.

Med utgangspunkt i indikatorene for at det eksisterer en finansiell akselerator i det norske boligmarkedet, samt argumentasjonen for at en kombinasjon av belåningsgrad og gjeldsgrad skal kunne bidra til å dempe akseleratoren, har vi definert følgende hovedproblemstilling:

«Hvilket årsakssammenhenger eksisterer mellom boligpriser og husholdningens gjeld i Norge?»

Som et ledd i å besvare hovedproblemstillingen, ønsker vi også å undersøke om hvilken årsakssammenhenger som eksisterer mellom boligpriser og husholdningenes gjeld, og dets relasjon med det andre finansielle akseleratorer eller variabler. I tillegg til hvordan norske myndigheter har regulert det samspillforholdet mellom boligpriser og husholdningenes gjeld.

Oppgaven disponeres på følgende måte: I kapittel 2 gis en kort innføring av den historiske utviklingen i bolig- og kredittmarkedet. Det tas utgangspunkt i forveien til bankkrisen og finanskrisen. Videre gis en kort oversikt over implementering og endringer i boliglånsforskriften. I første del av kapittel 3 følger en litteraturgjennomgang. Det fokuseres på forskning innen hvilke faktorer som er av betydning for det norske bolig- og kredittmarkedet, men også internasjonale studier som omhandler mulige effekter av makrotilsyn tiltak. Makrotilsyn tiltak er et tiltak som er ment å begrense risiko som det finansielle systemet påfører økonomien i sin helhet. Hensikten med tiltakene er å styrke motstandskraft i det finansielle systemet og dets sårbarhet som hoper seg opp i resten av økonomien. Makrotilsyn tiltak er ment mot den risikoen som bankene utøver i motsetning til banktilsyn.

Kapittel 3 angir en innføring i prisdannelsen i boligmarkedet. Delkapittelet bygger på grunnleggende mikroøkonomisk teori og tar utgangspunkt i faktorer som gjennom forskning har blitt påvist å påvirke henholdsvis etterspørselen etter, og tilgangen på boliger. I kapittel 4 følger oppgavens metode. Det gis en beskrivelse av variablene som er brukt i analysene og en kort innføring i tidsserieøkonometri.

I kapittel 5 går vi gjennom estimeringen av samspillforhold mellom boligpriser, og husholdningenes gjeld. Resultater og diskusjon fremkommer i kapittel 6. Siste kapittel er 7, og der konkluderer vi hele oppgaven gjennom argumentasjon som kan gi oss svar på hvilke variabler som inngår i det samspillforhold på kort sikt og lang sikt i det norske boligmarkedet.

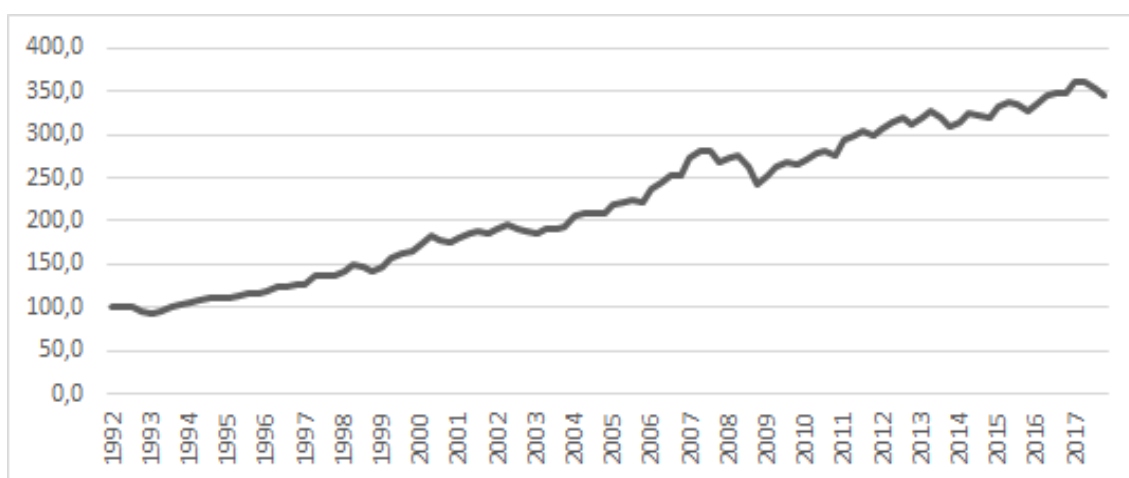
2. Utviklingen i bolig- og kredittmarkedet

2.1 Utviklingen av boligmarkedet

I dette kapittelet vil vi presentere den historiske utviklingen i norsk boligmarkedet gjennom tidslinjen fra 1992-2017, både i Norge generelt ved å benytte oss av Statistisk sentralbyrå boligprisindekser.

Norsk økonomi har siden andre verdenskrig gått gjennom flere strukturelle endringer, der boligmarkedet har blitt påvirket av både internasjonale lav- og høykonjunkturer. Hvor lave konjunkturer medfører alltid økning i det generelle norske kostnadsnivå. Noe som tyder på at Norsk økonomi må være motstandsdyktig til slike konjunkturer, siden verdsøkonomien er i kraftig turbulens hele tiden.

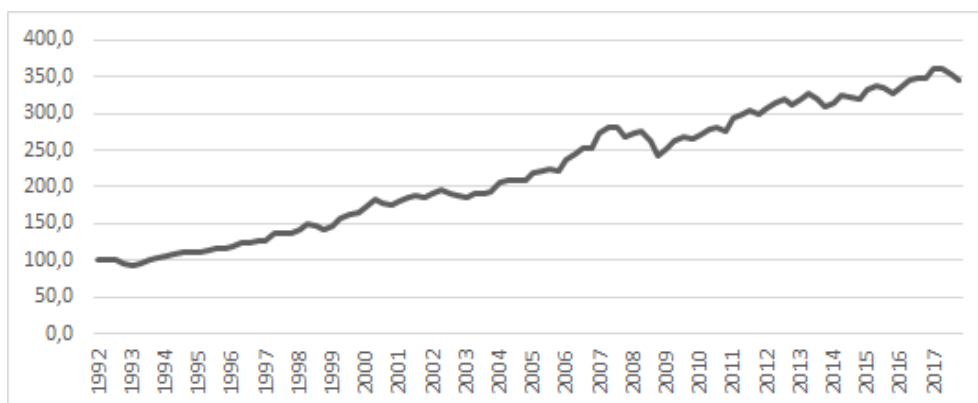
Boligprisene i nominelle termer har hatt en sammenhengende prisøkning og femdoblet seg siden 1992, bunnpunkt i 1993 og toppunkt i 2016, med tilbakeslag hhv. i 2002, 2008-2009 og 2014.



Figur 2.1 Boligprisen i reelle termer, perioden 1992-2017 (1992=100)

I perioden 1990-1992 var norsk økonomi fortsatt preget av en lavkonjunktur på grunn av bankkrisen som hadde en stor påvirkning på boligmarkedet, der realboligprisene falt betraktelig, mens gjeldsprosent og realrente økt. Bankkrisen fant sted på grunn av høy kreditt med tap på utlån, som gjorde at staten måtte tre inn for å redde banksektoren. Fra 1993 til 2017 har boligprisene steget kontinuerlig med unntak av tilbakeslag i hhv. årene 2002 som var preget av lavkonjunktur i landet, finanskrisen i 2008-2009 og oljeprisfallet i 2014.

Den internasjonale finanskrisen 2008 var den mest alvorlige siden 1930-tallet, som har sin bakgrunn fra samspillet mellom ustabilitet i den internasjonale finansmarkedet og makroøkonomi, som gjorde at reguleringen i kredittmarkedet ble strengere, og realboligprisene falt betraktelig høsten 2008 og som vedvarte til 2009. Norske myndigheter har regulert og holdt lav skatte nivå, med stabil arbeidsledighet for å bekjempe nedgangskonjunktur som fulgte finanskrisen. Dette gjorde at veksten i boligprisene begynte å vokse sommeren 2014. Samtidig forekom oljeprisfallet som hadde negativ påvirkning for veksten i boligmarkedet på grunn av høy arbeidsledighet. Allerede i begynnelsen av 2015 begynte oljemarkedet å vokse igjen som følge av høy inntekt som medførte at husholdningene ble mer kvalifisert til å kjøpe bolig. Boligprisene nådde sitt historiske høydepunkt i 2016 med rekord vekst. Etter at det nye boliglånsforskriften som trådte i kraft, publisert den 14. desember 2016, har prisene sunket kraftig i året 2017, som en virkning av den strenge reguleringen i kredittmarkedet.



Figur 2.2 Boligprisen i nominelle termer, perioden 1992-2017 (1992=100)

Etterkrigstiden frem mot midten av 1980-tallet var preget av sterk økonomisk vekst, inflasjon og verdistigning på boliger som blant annet ga finansforetakene økt sikkerhet i forbindelse med utlån. En kombinasjon av deregulering av det norske boligmarkedet i 1982, etterfulgt av en gradvis deregulering av kredittmarkedet utover 80-tallet og høykonjunktur resulterte i sterk utlånsvekst ¹.

Bankkrisen rammet Norge førte til fallende oljepris, økt inflasjon og økte renter forårsaket mange konkurser i næringslivet. Norge var lite forberedt på bankkrisen av årsaker som svak

¹Krogh (2010) gir en detaljert beskrivelse av reguleringen i kredittmarkedet for perioden 1970-2008.

ledelse og svak praksis i kredittvurdering av kunder, samtidig som lave årsoverskudd medførte store tap. Dermed var ikke egenkapital og tapsavsetninger store nok til å dekke de kritiske utlånstapene (Kredittilsynet 1994). En nedgang på 42 prosent i realboligprisene fra foreløpig pristopp i 1990 og frem mot bunnen i 1992 forsterket utlånstapene ytterligere. Det ble gjennomført en rekke politiske tiltak for å stabilisere finansmarkedet, og mot slutten av 1993 så det bedre ut for norsk økonomi. Lavere rente resulterte i økonomisk vekst, samt gjelds- og boligprisvekst. Fra sitt absolutte bunnpunkt i 1993 og frem mot 2016 steg de nominelle boligprisene nesten kontinuerlig og femdoblet seg, med en mindre nedgang i 1998 og 2002, før finanskrisen slo til for fullt i 2008.

Mellom 1993 og 2008 steg realboligprisene med nesten 200 prosent. En slik boligprisvekst var ikke blitt sett siden dereguleringen av kreditt- og finansmarkedene mot slutten av 80-tallet og skulle senere vise seg å føre til den største finansielle krisen siden 1930-tallet. Det var fellestrekk mellom det som skjedde før finanskrisen og bankkrisen, samt flere forhold som kunne tyde på at man før eller senere ville få en ny nedtur. Deriblant svakheter i regulering og tilsyn, ubalanser i internasjonal økonomi og jevnt stigende renter.

I perioden mellom 2005 og 2007 økte styringsrente fra 1,75 til 5,75 prosent. Gjeldsrentene og medfølgende rentebelastning på husholdningens lån økte betraktelig.

Husholdningens gjeldsbelastning (samlet gjeld som andel av disponibel inntekt) nådde et historisk høyt nivå. Lite regulert kredittpraksis, høye boligpriser og jevn rentenivå har forårsaket til økning av etterspørsel på fullfinansiering og høye lån som bidro til gjeldsveksten. I ettertid har det vært delte meninger om den sterke veksten i boligprisen i tidsintervallet 2000-2008, skyldtes fundamentale faktorer, deriblant høy inntektsvekst og lav arbeidsledighet. Mye kan tyde på at det var en kombinasjon av mange faktorer og at også gjeldsveksten bidro til veksten i boligprisene. Spesielt i perioden mellom 2003 og 2007 gikk det veldig bra i økonomien, boligprisene steg til tross for en jevnt stigende rente, noe som isolert skulle trukket i retning av lavere boligpriser.

Kollapsen til Lehman Brothers mot slutten av 2008 resulterte i at det internasjonale markedet for banklån tørket inn. I Norge ble bankenes likviditet svekket og det oppstod usikkerhet knyttet til utlånsvirksomheten. Boligprisene sank med henholdsvis 3,5 og 7 prosent i 3. og 4. kvartal i 2008 og totalt med 13 prosent i tidsintervallet 2007-2008.

Nedgangen i boligprisene kom samtidig som innstramminger i husholdningenes konsum og bedriftenes investeringer. Likviditetstilførsel og etablering av byttelånsendringer ga norske

banker nødvendig finansiering og bidro til å redusere en kraftig innstramming i utlånene (Finanstilsynet 2009).

Sterk reduksjon i sentralbankens styringsrente begrenset nedgangen i norsk økonomi og medførte også fornyet sterk vekst i boligpriser og gjeld. I løpet av 2010 hadde boligprisene steget med i overkant av 13 prosent og var på samme nivå som før prisknekkene i 2007. Andelen husholdninger med veldig høy belåningsgrad viste tendenser til å gå ned under finanskrisen, men tok seg opp igjen mot slutten av 2009.

I perioden 2008 - 2013 økte forholdet mellom henholdsvis boligpriser og gjeld, og inntektene. I tidsintervallet steg husholdningenes realgjeld. Etter en kortere periode med boligprisfall mot slutten av 2013, delvis som følge av et fall i oljeprisen, steg de nominelle boligprisene med 16,5 prosent frem mot pristoppen i 2016. Fra andre kvartal i 2017 og mot begynnelsen av 2018 falt boligprisene betraktelig.

2.2 Regulering av kredittmarkedet i nyere tid

I mars 2010 utarbeidet finanstilsynet et sett av retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis. En lengre periode med sterk gjelds- og boligprisvekst, stor andel husholdninger med høy gjeld, flytende renter, lave avdragsbetalinger og stigende arbeidsledighet hadde gjort husholdningene mer sårbare. Risikoen og dets negative effekt forbundet med boligprisedgang og økonomisk tilbakeslag var høy (Finanstilsynet 2010). Retningslinjene ble innført for å motvirke ovennevnte tendenser og dermed sikre finansiell stabilitet i markedene. De skulle være et virkemiddel for å redusere tilgangen på kreditt og dermed påvirke husholdningenes gjeldsopptak. Sammenhengen mellom kredittmarkedet og boligmarkedet gjorde at retningslinjene også kunne tenkes å ha en indirekte effekt på boligprisene. I desember 2011 ble retningslinjene strammet inn som følge av vedvarende vekst i gjeld, boligpriser og økt risiko for finansiell ustabilitet.

En kortere periode i 2013 som medførte kontinuerlig vekst i gjeld- og boligpriser, ble veksten tilskrevet faktorer som påvirker husholdningens etterspørsel. Deriblant forventinger om fortsatt jevn rente, lavere boligbeskatning, lavere arbeidsledighet, stigende realinntektsvekst og tilflytting til mer sentrurnære lokasjoner. Deler av veksten ble også tilskrevet kredittmarkedet og den lette tilgangen på kreditt.

I juli 2015 fastsatte Finansdepartementet etter forslag fra Finanstilsynet en forskrift som skulle regulere bankenes utlånspraksis for lån med pant i bolig. Fortsatt høy risiko for

finansiell ustabilitet gjorde det nødvendig å stramme inn ved å redusere bankenes rom for skjønnsutøvelse, dette i motsetning til tidligere retningslinjer som hadde gitt bankene stor grad av fleksibilitet. Forskriften tok utgangspunkt i eksisterende retningslinjer, med innstramminger i visse referanseverdier som innebærer blant annet høyere krav til belåningsgrad der pantelån fra 90 til 85 prosent og rammelån fra 75 til 70 prosent. I tillegg til krav om forsvarlig kredittvurdering, betjeningsevne og sikkerhetsmargin for renteøkning på 5 prosentpoeng, krav til tilleggssikkerhet, avdrag, fleksibilitet og refinansiering (Regjeringen 2015).

Boliglånsforskriften var igjen tenkt å begrense tilbudet av kreditt til tross for en påpekning fra Finanstilsynets side om at etterspørselsdrevet kredittvekst vanskelig lar seg stoppe av tiltak som tar sikte på å påvirke kreditttilbudet (Finanstilsynet 2015). Det var først og fremst kravene som påvirket innsnevringen av bankenes skjønnsutøvelse som ble ansett som viktig, noe av fleksibiliteten ble beholdt via særskilt paragraf i forskriften. Dette åpnet opp for at 10 prosent av verdien på lånet, hvert kvartal, ikke trengte å møte forskriftens krav. Forskrifter som omhandlet belåningsgrad ga også noe fleksibilitet siden den åpnet opp for at faktiske lån kunne være større enn 85 prosent av boligens verdi dersom det ble stilt ekstra sikkerhet til rådighet.

I perioden 2015-2016 var det fremdeles høy vekst i husholdningenes gjeld- og boligpriser. Husholdningenes gjeldsbelastning hadde økt ytterligere og var fremdeles på et rekordhøyt nivå. Etter forslag fra Finanstilsynet besluttet Finansdepartementet å stramme inn boliglånsforskriften. Av de større endringene ble det innført et krav til gjeldsgrad for husholdninger, hvor samlet gjeld ikke skulle overstige 5 ganger brutto årsinntekt.

IMF (2015) argumenterte for at regulering av kravene til gjeld og belåningsgrad ikke har påvirket den finansielle akseleratoren nok for å dempe gjelds- og boligprisvekst.

De sykliske egenskapene til egenkapitalkravet ville alene tillate gjelden å vokse raskere ettersom boligprisene akselererte. Derfor har innføringen av gjelds- og belåningsgrad vært en viktig endring som faktor i denne syklusen. I nyere tid er det også blitt implementert krav til kapitalbuffer i norske banker for å redusere risikoen for bankkriser. Blant annet en motsyklisk kapitalbuffer, en systemrisikobuffer og en ekstra kapitalbuffer for systematisk viktige institusjoner. Bufferens størrelse er i hovedsak satt som en prosent av bankenes risikovektede aktiva.

Differanser i veksten mellom regionale boligpriser innebar at det også ble innført et særkrav for Oslo-området som var ment slik at belåningsgraden på sekundærboliger ikke skal overstige 60 prosent av boligens verdi. Finanstilsynet (2018) har i brev til Finansdepartementet, våren 2018, foreslått nye innstramminger i boliglånsforskriften. Særkravet for belåningsgrad på sekundærbolig har foreslått fjernet. Samtidig er det forslag om at fleksibilitetskvoten skal reduseres fra 10 til 8 prosent.

Tidsperiode	Retningslinjer og forskrifter	Større endringer
3. mars 2010	Boliglåns retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis.	Betjeningsevne og belåningsgrad på pantelån (90 prosent) og rammelen (75 prosent).
1. desember 2011	Nye retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål.	Belåningsgrad på pantelån (85 prosent) og rammelen (70 prosent). Renteøkning (5 prosentpoeng).
1. juli 2015 - 31. Desember 2016	Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig.	Fleksibilitetskvote (fartsgrense) på 10 prosent.
1. januar 2017 – 30. juni 2018	Ny forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig.	Gjeldsgrad (samlet gjeld) på 5x inntekt. Belåningsgrad på ramme lån (60 prosent). Belåningsgrad på sekundærbolig i Oslo (60 prosent).
30. juni 2018 – ubestemt	Endring i forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig.	Fleksibilitetskvote (fartsgrense) fra 10 til 8 prosent.

Tabell 2.1 Oversikt over retningslinjer og forskrifter 2010-2018, jf. Rundskriv Finanstilsynet 2010

3 Litteratur og teorigjennomgang

3.1 Litteraturgjennomgang

Jacobsen og Naug (2004) forklarer hvilke faktorer som påvirker endringer i norske boligpriser med utgangspunkt i en aggregert etterspørselsfunksjon på norske kvartalsdata fra 1990 til 2004. Det ble testet for effekter av en rekke variabler med både kontinuerlige og laggede verdier for hensynet av eventuelle tregheter i tilpasningen. Bankenes utlånspolitikk

ble testet i undersøkelsen for husholdningens gjeld som forklaringsvariabel for de boligprisene som eksisterte sammen med andre koeffisienter. Blant annet som bankens kreditt eller reguleringer, i tillegg til andre variabler. Ikke signifikante verdier for husholdningenes gjeld tyder på at gjelden ikke hadde en effekt på boligprisene. Dette ble forklart som at husholdningens kreditt til boligkjøp ikke hadde begrensninger av bankens lønnsomhet.

Tilflytting og demografiske forhold ble også testet av Jacobsen og Naug (2004), samt gjort forsøk på å fange opp eventuelle effekter av husholdningenes forventninger.

Forventningsindikatoren ble korrigert for oppståtte forhold som rente og ledighet ved at det ble estimert en forventningsmodell som inkluderer rente og ledighet som forklaringsvariabel. Avviket mellom faktiske og forventede verdier på forklaringsvariabler ble brukt i den endelige modellen. Videre ble det estimert flere modeller hvor det kun ble inkludert delmengder av variablene. Deretter ble modellene forenklet gjennom bruk av restriksjoner som ikke ble forkastet av dataene. Resultatene fra den endelige modellen, en feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene, indikerer at bankenes utlånsrente, boligmassen, arbeidsledigheten og husholdningenes samlede inntekter er de viktigste faktorene som forklarer endringer i boligprisene. Resultatene tyder også på at prisene er spesielt følsomme for renteendringer. Det ble ikke funnet bevis for at tilflytting eller demografiske faktorer hadde en sterk, direkte effekt på boligprisene. Derfor blir demografiske forhold kun inkludert i inntektsvariabelen som er antallet husholdninger som har en inntekt.

Anundsen og Jansen (2013) estimerer en simultan modell på kort og lang sikt, og undersøker den dynamiske interaksjonen mellom boligpriser og husholdningens gjeld. Dette i motsetning til Jacobsen og Naug (2004) som ikke har tatt høyde for et mulig dynamisk samspill mellom boligpriser og gjeld. Med utgangspunkt i norske kvartalsdata for perioden 1986-2008 ble det identifisert to likevektsammenhenger langsiktig. Det ble funnet indikasjoner på at realboligprisene blir påvirket av husholdningens realgjeld, realdisponibel inntekt og boligkapital. Realgjeld er avhengig av tre faktorer: Boligens realverdi, antall boligtransaksjoner og realrenten som blir beregnet etter skatt. Langtidssammenhengen ble bygget inn i et system med to likevektsjusteringsrelasjoner. Gjelden påvirker boligprisene på en direkte måte, også kortsiktig. Samtidig vil boligprisene påvirkes av gjelden indirekte i likevektsjusteringsleddet, der modellen utsettes for en slags «sjokk» med funn som indikerer

selvsforsterkende effekter mellom boligpriser og husholdningenes gjeld. Det finnes dermed empirisk bevis for at det eksisterer en finansiell akselerator i det norske boligmarkedet².

Internasjonale studier har gjort funn som tilsier at ulike grenser for belåningsgrad og gjeldsgrad kan assosieres med svakere vekst i husholdningenes gjeld og boligprisene.

Krznar og Morsink (2014) har målt virkningene av makrotilsyn tiltak på bolig og gjeldsveksten i Canada ved bruk av månedlige data for perioden 1998 til 2013. Med makrotilsyn tiltak menes tiltak som skal bidra til å redusere den finansielle risikoen (Krznar og Morsink 2014).

Det ble estimert to separate ligninger for henholdsvis husholdningenes gjeld og boligpriser i et simultant ligningssystem. Boligprisene ble forklart av vekstraten på antall ferdigstilte boliger, gjeldsvekst, nominell vekst i BNP og salgsvekst på eksisterende boliger.

Arbeidsledighetsraten, vekst i timelønn, fem-års boliglånsrenter og boligprisvekst ble satt som forklaringsvariabler for gjelden. For å fange opp effekter av tiltak på ulike tidspunkter ble det benyttet dummyvariabler i gjeldsligningen. Disse ble satt lik 1 i månedene etter implementeringen av tiltakene og ellers lik 0. Det ble tatt høyde for eksisterende effekter av tidligere tiltak ved å sette dummyene lik 1 frem mot slutten av datautvalget. Deretter ble det testet for effekter på gjeldsveksten ved innføring av tiltak i flere runder, blant annet i 2008, 2010, 2011 og 2012. Det ble også testet for effekter etter henholdsvis 1, 3, 6 og 9 måneder i disse årene, samt hele perioden fra tiltakene ble innført. Resultatene indikerer at de makrotilsyn tiltakene begrenset både gjeld- og boligprisveksten i Canada for de siste tre rundene (2010, 2011 og 2012). Resultatene tyder videre på at grenser for belåningsgrad og refinansiering, samt innstramming av disse, har hatt størst effekt.

Almeida, Campello og Liu (2006) undersøkte effekten av ulike makrotilsyn tiltak på den finansielle akseleratoren. De viser gjennom en empirisk undersøkelse effektene av den finansielle akselerator mekanismen som forsterker svingninger i eiendomspriser, og kreditt etterspørsel fra internasjonale boligmarkeder, som er inspirert av modellen Stein (1995) utviklet. Bakgrunnen bak den finansielle akselerator, er ideen om at sjokk på nettoverdien til bedrifter og husholdninger har en motsyklisk effekt på lånekapasitet.

I undersøkelsen har de brukt data for LTV-forhold (Loan-To-Value-Ratio) fra 26 land, med tidsperioden fra 1970 til 1999, for å teste om boligpriser og etterspørselen etter nye boliglån er følsomme for inntektssjokk, også i land hvor husholdninger kan oppnå høyere LTV-

² Begrepet finansiell akselerator ble først omtalt i Berneke og Gertler (1995) og er også omtalt i Kiyotaki og Moore (1997).

forhold. Uttrykket LTV sier noe om lånets størrelse i forhold til pantets verdi. Resultatene fra den empiriske undersøkelsen tyder på at gjeldskapasiteten er sterkere prosyklisk i land med høyere LTV-forhold, og at prosyklisiteten av gjeldskapasiteten påvirker boligprisdynamikken gjennom regulerende begrensninger. Teoretisk forskning har hevdet at den endogene utviklingen på finansmarkedet i stor grad kan forsterke effektene av små inntektssjokk gjennom økonomien.

International Monetary Fund (IMF 2015), ble utarbeidet av et stabsteam i Det Internasjonale Pengefondet som bakgrunnsdokumentasjon for periodisk konsultasjon med medlemslandet. Den empiriske undersøkelsen måler effektiviteten av det makrotilsyn tiltakene, ved hjelp av DSGE-modell (dynamic stochastic general equilibrium) som forklarer økonomiske fenomener og virkningene av økonomisk politikk. Denne utføres av den empiriske modellen, som består av to separate ligninger og beskriver boliglån og boligpriser, kontrollert for andre økonomiske faktorer.

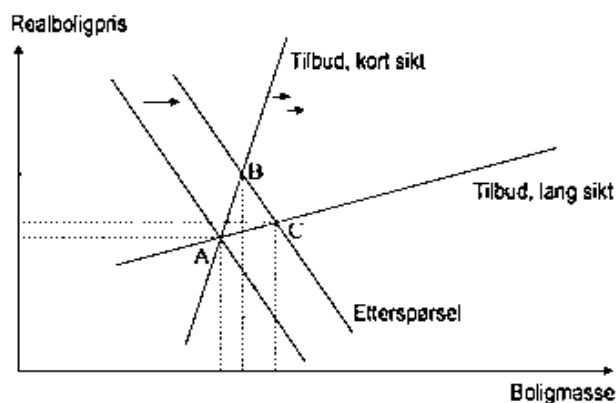
Undersøkelsen viser til en viktig sammenheng, som kan være en skjult bakgrunnsfaktor for at disse tiltakene kan likevel ikke fungere som den skal. Kreditt – og boligprisveksten har en sterk toveis sammenheng på grunn av den finansielle akselerator mekanismen. Som da medfører fravær av grenseregler for gjeldsinntekter i Norge, gjør at husholdningens gjeld vokser raskere, i takt med boligpriser. En sentral strukturfaktor som bidrar til gjeldsvekst i Norge, er skatteregler som med fradragsretten for boliglånsrenter, motiverer til veksten i husholdningens gjeld.

Resultatene fra undersøkelsen tyder på at innstramminger på lånetiltak fra banken, som norske myndigheter har tatt i bruk siden 2010 for å dempe gjeldsveksten, har faktisk påvirket boligprisveksten. Analysen tyder på at en 10 prosentpoeng økning i boliglånsregler, har redusert boligprisveksten med 1 prosentpoeng. I tillegg til at utbyggingsveksten har vist til å ha lite effekt når det gjelder boligtilbud på kort sikt, derfor vil en effektiv boligreserve bidra til å holde stabil boligprisveksten.

3.2 Bolig- og kredittmarkedet sett fra et teoretisk perspektiv

3.2.1 Prisdannelse i Boligmarkedet

I de kommende kapitlene kommer vi til å ta for oss sammenhengen mellom etterspørsel og tilbud. Deretter utdyper vi hva etterspørsel og tilbud innebærer i boligmarkedet. Markedsplassen kan defineres som en møteplass hvor tilbydere av et spesifikt gode møter etterspørrende av det samme godet for en gitt pris. Tilbydere ønsker en pris som maksimerer overskuddet og etterspørrende ønsker en pris som maksimerer nytte. Prisen hvor alle tilbydere får solgt og alle etterspørrere får kjøpt kalles likevektsprisen. En slik situasjon, der prisen klarer markedet, kalles for markedslikevekt. Boligmarkedet består av mange delmarkeder, for eksempel eiermarked og leiemarked, hvor hvert delmarked har en markedsplasse og hvor interaksjonen mellom tilbydere og etterspørrere bestemmer prisen. I denne oppgaven så skal vi fokusere på eiermarkedet som boligformål. Prisene i et slikt marked bestemmes av en likevekt mellom de som ønsker å kjøpe og de som ønsker å selge. Etterspørsel og tilbud påvirkes av ulike faktorer og skatteregler som har betydning for boligprisdannelse, og som lar seg påvirke forskjellig på kort- og lang sikt. Etterspørselssiden vil være den avgjørende faktor som bestemmer likevektsprisen på kort sikt, og som kan lett påvirkes av økonomisk fluktusjon. Langsiktig vil demografiske- og inntektsvekst være avgjørende for etterspørsel etter bolig, noe som gjør at kurven skifter utover (figur 3.2), som fører til at tilbudskurven er avgjørende for det nye prisnivået på lang sikt. Tilbudet består av eksisterende boliger, nybygg, tomtepriser og tilnærmet konstant på kort sikt som følge av at å bygge nye boliger krever mye tid. Helningen på kurvene viser hvor sensitive hhv. etterspørsel og tilbud er ovenfor endringer i pris og volum. Tilnærmet konstant tilbud betyr at tilbudet ikke endres ved endringer i prisen. I tilfeller hvor tilbudet er tilnærmet vertikalt, vil endringer i pris stamme fra etterspørselssiden kortsiktig, mens langsiktig vil tilbudskurven være den avgjørende for likevektsprisen.



Figur 3.2 Tilbud og etterspørsel på kort- og langsikt

$$H^E = f(PH, Y, r, D, z)$$

$$\ln PH = \beta_1 \ln H + \beta_2 \ln Y + \beta_3 r + B_4 \ln D + B_5 \ln Z \quad (3.1)$$

Hvor PH er realboligprisene, Y er realdisponibel inntekt, r er realrente etter skatt, D er realgjeld og Z er andre faktorer.

3.2.2 Etterspørsel

I dette kapitlet kommer vi til å ta opp etterspørselsiden i markedet alene, og deretter tilbudssiden i neste kapittel.

Etterspørselen etter boliger bestemmes av betalingsvilje til husholdninger som ønsker å kjøpe bolig for en gitt pris i en gitt tidspunkt. Betalingsvilje er samme som betalingsevne til husholdninger med utgangspunkt i deres formue og inntekt. Generelt vil husholdningenes kjøpsbeslutning bestemmes av pris, preferanser, beliggenhet, brukt eller nybygg, informasjon, inntekt, prisen på andre goder, skatteregler og offentlige beslutninger (Finansdepartement 2002).

Forbrukere ønsker å maksimere deres nytte med de begrensninger eller forpliktelser som er basert på inntekt og pris på goder som de foretrekker. Disse preferansene kan vises gjennom et indifferenskart der alle mulige kombinasjoner av de ulike godene fremføres. Vi bruker indifferenskurver for å vise kombinasjoner i kartet som gir samme marginal nytte.

Godekombinasjoner som konsumenter er indefferent mellom, med nyttemaksimerings mål, ligger på indifferenskurven, med bakgrunn i at nyttefunksjonen holdes konstant.

Indifferenskurver får numeriske verdier og kommer til uttrykk ved hjelp av nyttefunksjoner. Høyere nytte kurve får tilført en høyere verdi gjennom funksjonene som viser husholdningens relative rang av godekombinasjonene. Husholdningens nytteverdi øker hvis de kan bruke en ekstra enhet av et gode gitt at forbruket av andre goder er konstant, her ser vi at marginal nytte benyttes.

Med utgangspunkt i preferanser finnes det en mengde som konsumeres, denne begrenses av budsjettbetingelsen som viser hvilke godekombinasjoner som er mulige å kjøpes, og som er avhengig av endringer i prisen på goder, inntekt, og husholdningens formue samt lånemulighet (Perloff 2017, 83-122).

En sammenheng som best illustreres med en etterspørselsfunksjon, skiller mellom den samlede etterspørselen og etterspørselen til den enkelte husholdning, hvor den samlede etterspørselen er summen av hver enkelt husholdning sin etterspørsel for en gitt pris. Heretter omtaler vi kun den samlede etterspørselen, hvor ligningen til boligetterterspørsel er gitt som følge:

$$H^E = f(PH, Y, r, D, z); \quad \frac{\partial f}{\partial PH} < 0, \frac{\partial f}{\partial r} < 0, \frac{\partial f}{\partial y} > 0, \frac{\partial f}{\partial D} > 0, \quad (3.2)$$

Der PH er realboligprisene, Y er realdisponibel inntekt, r er realrente etter skatt, D er realgjeld og Z er andre faktorer.

Husholdningenes kjøpsbeslutninger er sammenheng mellom inntekt, pris og andre faktorer, som uttrykkes i en etterspørselsfunksjon. Der konsumentens etterspørsel endres når prisene på godene og inntektene endres (Riis og Moen 2017, 89).

Etterspørselskurven er fallene med prisen, noe som betyr at kjøpere etterspør mindre. Når prisen er høyere, med mindre det er et gode av spesiell karakter der statusen uttrykkes av pris, kan vi se at etterspørselen etter en slik vare øker med prisen. Nedenfor skal vi utdype og definere ulike variabler som påvirker etterspørselen:

Realboligpriser

I følge mikroøkonomisk teori, er etterspørselen gitt som en funksjon av prisen, altså etterspørselen etter bolig vil falle når prisen går opp. Der boligetterterspørsel kan uttrykkes på følgende funksjon:

$$PH = g(H^E, Y, r, D, z) = f^{-1}(H^E, Y, r, D, z) \quad (3.2)$$

Realdisponibel inntekt

Realinntekt spiller en stor rolle for beslutningen av hvor mye husholdninger klarer å kjøpe, for en gitt inntekt. Økningen i individets inntekt, med bakgrunn av at priser og andre faktorer holdes konstant, vil forårsake et skift i etterspørselskurven. Samtidig et parallelt skift av budsjettbegrensinger fra det opprinnelige punktet, der forbruker kan velge ny optimale alternativ med flere goder (Perloff 2017, 132). Fordi økningen i inntekten påvirker automatisk betalingsvilje gjennom betalingsevne til husholdninger, fører til økning i etterspørselen og priser i boligmarkedet.

Realrente etter skatt

En økning i realrente, vil medføre i utgangspunktet til lavere etterspørsel, og lavere priser. Flere husholdninger mister betalingsevne for å betjene gjelden, fordi bokostnaden blir høyere enn det betalingsviljen skulle tilsi. Derimot vil lavere rente stimulere økonomien ved at flere vil plassere sin kapital i boliger, fremfor banken, som da gir høy etterspørsel, og der igjen økning i boligpriser. Lavere rente påvirker husholdningene ulikt. Husholdningene med mye gjeld bidrar til forsterking av prisøkning pga. lavere renteutgifter og lavere alternativkos. Mens de som er gjeldsfrie eller har mindre gjeld, finner det mer gunstig å investere i boliger med mål om avkastning i fremtiden, istedenfor å sette pengene i banken.

Realgjeld

$$D = i(Y, PH, H, r, OMSETNING)$$
$$\ln D = \gamma_1 \ln Y + \gamma_2 \ln PH + \gamma_3 \ln H + \gamma_4 r + \gamma_5 \ln OMSETNING \quad (3.3)$$

Funksjonen måler realgjeld, med hensyn til de uavhengige variabler, samtidig at det ligger en selvforsterkende effekt mellom boligpriser og gjeldsvekst (Anundsen og Jansen 2013). Endringer i realinntekten og effekt på gjeldsnivå kan motvirkes av forskriften om gjeldsgrad (5 x inntekt), der økning i inntekt gir mulighet til å ha høyere gjeldsbelastning, som igjen gir høyere gjeldsnivå. Hvis husholdningens samlede kredittopptak stiger, vil si at boligkapital stiger også. Etterspørsel etter boligkapital øker som følge av at betalingsevnen har styrket seg.

Andre faktorer

Etterspørselen etter boliger kan bli påvirket av andre faktorer og om boligen som tenkes å kjøpes skal brukes for boformål, eller investeringsformål, er sterk knyttet til markedets forventninger om prisutviklinger og bokostnader.

Etterspørselen etter bolig som investeringsformål, er knyttet til positiv prisforventning i fremtiden, der husholdninger foretrekker å investere i bolig. Gjerne for å leie den en periode til prisene har økt nok, deretter å selge med god avkastning. Tilsvarende etterspørsel etter bolig for boformål, er et alternativ for å plassere eget formue i boligen fremfor banken, for å nyte av skattefordelen ved å eie egen bolig. Prisforventninger i boligmarkedet har en stor rolle for det valget husholdninger tar, der positiv prisforventninger stimulerer til prisøkning,

som igjen øker betalingsviljen til husholdninger. Det er en selvforsterkende effekter mellom prisforventninger og andre økonomiske faktorer, som for eksempel gode konjunkturer, arbeidsledighet, inntekt- og rentenivå i markedet. I tillegg til andre mekanismer som boligboble situasjonen og media omtalelser kan gi en ubalanse i boligmarkedets dynamikken.

Bokostnader er en av faktorene som kan påvirke etterspørselen etter bolig.

Finansdepartement 2002 (NOU 2002:2), har definert bokostnaden mer detaljert ved at bokostnaden er lik renteutgifter i tillegg til drifts- og vedlikeholdskostnad, minus skattefordelen som husholdninger går glipp av ved å eie egen bolig, minus verdistigning på boligen. En annen faktor er befolkningsvekst, urbanisering, arbeidsinnvandring og andre demografiske faktorer.

Det er en langsiktig sammenheng mellom husholdningens inntekt og konsum, som sier noe om hvorvidt hele inntekten har blitt brukt i samme periode, eller spart til fremtidig forbruk. Med utgangspunkt i mikroøkonomisk teori som handler om individets sparing og forbruk, spiller renten en stor rolle når det gjelder å spare eller konsumere. Husholdninger som har gjeld, vil la seg påvirke negativt når det gjelder renteøkningen ved at hvis inntektsdelen synker, og synker etterspørselen også. I motsetning til husholdninger som sparer, vil renteøkningen påvirke inntektsdelen positivt, dermed også føre til at etterspørselen øker (Riis og Moen 2017, 114-123)

3.2.3 Tilbud

I boligmarkedet omtales ofte privatpersoner og utbyggerne som tilbyderne, der de ønsker å selge sin bolig til en gitt pris, hvor andre faktorer som påvirker salgspris holdes konstant. Tilbudssiden i et markedet gjenspeiler lønnsomhetsvurderinger, og er avhengig av flere forskjellige faktorer. Faktorer som direkte og indirekte avhenger av pris, offentlige reguleringer, tilgang på tomter som er egnet for boligbygging, produksjonskostnader og andre faktorer.

Det er også viktig når vi skal analysere tilbudssiden å skille mellom kort- og lang sikt, fordi tilbudet antas tilnærmet konstant på kort sikt, blant annet fordi det tar lang tid fra et byggeprosjekt som settes i gang til det er ferdigstilt. I NOU 2002:2 (Finansdepartement 2002) står at ”I Norge utgjør nybyggingen per år anslagsvis én prosent av den samlede boligmassen”. Her tar vi derfor utgangspunkt i kortsiktig tilbudsside, fordi boligkapitalen på

kort sikt blir ikke noe særlig påvirket av det tidskrevende boliginvesteringer (Anundsen 2010).

Nybygging utgjør en liten forskjell i tilbudssiden på kort sikt ettersom det tar ca. 10 – 15 år før store byggeprosjekter er ferdigstilt. Igangsetting av nye boliger har likevel en tilbudseffekt i forma av forventninger til fremtidig prisutvikling i boligmarkedet. Høye prisforventninger gir et slags motiv for profitt og dermed stimulerer til flere igangsetting av nye prosjekter.

Produksjonsteorien uttrykker tilbudskurven til bedriftens marginalkostnadskurve:

”Markedets tilbudskurve gjenspeiler markedets marginalkostnadskurv” (Riis og moen 2017, 205).

Med utgangspunktet i produksjonsteori vil tilbyderne selge bolig med størst mulig avkastning, dermed kan tilbudet beskrives som en stigende funksjon. Jo høyere prisen er desto høyere utbygging av nye boliger, med en marginalkostnad som er lik prisen i markedet.

I ett frikonkurransemarked uten arbitrasje mulighet, hvor hver enkelt bedrift som driver med byggeprosjekter, ønsker å maksimere sitt fortjeneste, og hvor prisen er lik marginalkostnaden kan forklares ved kombinasjon mellom isokost- og isokvant kurver. Det kostnadsminimerende kombinasjonen, hvor isokosten tangerer iskokvat kurven, er den gunstige kombinasjonen i en produksjonsprosess. Målet til bedriftene er å produsere en produkt mengde, med minimum kostnader. Tilbydere er først og fremst ute etter å maksimere profitten, og dette kan oppnås ved en kostnadsminimerende kombinasjon, der utbyggere bygger flere boliger til en lavere pris.

Tilbudsfunksjonen på kort sikt er gitt ved følgende ligning, hvor BI faktor bestemmer det langiktige boligtilbud:

$$H^T = (1 - \delta) H_{-1}^T + BI \quad (3.4)$$

Tilbudsfunksjonen viser sammenhengen mellom tilbudsmengde som er gitt for salg, prisen og andre faktorer som påvirker tilbudet av boliger i markedet. Der er det totale boligtilbudet, boligkapital depresieringsraten, som er boliginvestering.

I følge Asbjørn Rødseth (1987), er prisen på hver boligtype på kort sikt bestemt av betalingsvilje, der husholdninger som har størst betalingsvilje skal stå først i rekken for å kjøpe bolig, mens de siste i rekken blir kalt for marginale konsumenter.

3.3 Selvforsterkende effekt mellom boligpriser og husholdningenes gjeld

Tilstedeværelsen av en finansiell akselerator i bolig- og kredittmarkedet kan forklare fluktasjoner i boligprisene. Økte boligpriser legger økt press på etterspørselen etter kreditt for å finansiere et boligkjøp, der bankene tar pant i boligen ved innvilgelse av boliglån. Boligprisvekst øker verdien på boligkapital og dermed husholdningenes formue. Gjennom å øke verdien på boligkapital og formuen til husholdningene, vil boligprisvekst gi husholdningene økt lånekapasitet. Samtidig vil høyere boligpriser manifestere seg i mindre risiko for bankene, fordi økte panteverdier gir redusert sannsynlighet for mislighold av eksisterende lån som kan stimulere til økt tilbud av lån fra bankenes side.

Det er en gjensidig påvirkning mellom gjeld og boligpriser. Samtidig at økningen i boligpriser stimulerer til flere utbygginger. Det samspillet er godt forklart ved hjelp av en modell, som viser på lang sikt at boligpriser er avhengig av gjelden. Gjelden er målt ved hjelp av boligmassen til husholdninger, boligkapital, disponibel inntekt, realrenten etter skatt, og disponibel inntekt. Resultatet fra modellen til Anundsen og Jansen (2013) viser til lansiktig årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningenes gjeld. Hvor økningen i boligpriser, fører alltid med seg økningen i det generelle gjeldsnivå. Samtidig at den forsterkende effekten kan dempes, ved for eksempel økt rente, gjør at kredittetterspørselen synker, og som der igjen fører til at boligpriser synker. Samtidig vil en reduksjon i disponibel inntekt og husholdningens gjeld, medføre at boligprisene avtar.

3.4 Gjeld og boliglånsforskrifter

Det er mange grunner til at boliglånsforskrifter kan tenkes å ha en effekt på husholdningenes gjeld og boligprisene. Målet med boliglånsforskriftene er å påvirke husholdningens gjeld gjennom strengere utlånspraksis til banker. Husholdningsgjeld påvirker primært etterspørselen etter boliger, som da påvirker boligpriser.

Boligprisene påvirker husholdningenes gjeld som følge av en selvforsterkende effekt. En reduksjon i tilgangen på gjeld medfører redusert etterspørsel og lavere boligpriser.

Boliglånsforskriftene reduserer gjeld ved: a) redusere tilgangen på kreditt og b) redusere boligprisene.

a) **Hvordan reduserer boliglånsforskrifter tilgangen på kreditt?**

For at kunden skal få innvilget lån fra banken, må de oppfylle kravene til betjeningsevne.

Betjeningsevne handler om forholdet mellom husholdningens inntekt og totalgjeld.

Husholdninger som tåler en slik økning får innvilget lån, i motsetning til de som ikke tåler denne rente økningen (Finanstilsynet 2011).

Dersom andelen husholdninger er en majoritet og som ikke tåler en 5 prosentpoeng renteøkning, fører dette til en reduksjon i den totale gjelden.

Reduksjonen i gjeld gir lavere etterspørsel etter bolig, noe som gir igjen en lavere pris.

Denne sammenhengen kan generaliseres også til de resterende bestemmelsene i forskriftene, blant annet gjeldsgrad, belåningsgrad, tilleggssikkerhet, avdrag, fleksibilitet og refinansiering.

Bestemmelsene legger strenge restriksjoner på tilbudet av gjeld til husholdninger. En stor andel av lån vil falle bort fra den totale gjelden som følge av at flere som ønsker lån for å kjøpe bolig, ikke nødvendigvis får lån og da rammes særlig førstegangskjøpere. Grafisk vil etterspørselskurven skifte innover. Her er noe av den økonomiske virkningsmekanisme til boliglånsforskrifter:

1. Reduserer tilgangen på boliglån
2. Reduksjon i tilgangen på boliglån øker etterspørselen etter andre typer lån, eks. forbrukslån. Endringer i gjeldsnivået avhenger av styrkeforholdet mellom boliglån og andre typer lån.
3. Reduksjonen i tilgangen på boligkreditt rammer først og fremst førstegangskjøpere, men også husholdninger med lav inntekt. Årsakene er at førstegangskjøpere er gjerne i etableringsfasen, har ikke nok egenkapital, verdier som banken kan ta pant i og gjerne med studentlån eller forbrukslån. Det er også noen husholdninger med flere barn og med lav inntekt som gjør det vanskelig for dem å spare til egenkapitalkravet. Disse får dermed ikke mulighet til å kjøpe egen bolig. Som følge av dette vil etterspørselen og prisene på mindre boliger synke. Begrensninger som boliglånsforskriftene medfører til en slik kunde segment, gjør at de ser etter andre nære substitutter i markedet:
A: Finne bolig utenfor sentrale områder, noe som er ofte billigere.
B: Leiemarkedet: økningen av etterspørselen i leiemarkedet, fører til økning i leiepriser, som forårsaker en økning i etterspørselen etter boliger som

investeringsformål. Forholdet mellom etterspørselen etter mindre boliger for førstegangskjøpere, husholdninger med lav inntekt, og etterspørselen etter boliger for utleieformål, avgjør samlet etterspørsel og endringer i pris.

4. Økt samlet etterspørsel, gitt at etterspørselen etter bolig med investeringsformål er større enn etterspørselen fra førstegangskjøpere.

b) **Hvordan reduserer boliglånsforskrifter boligprisene?**

Det eksisterer en selvforsterkende effekt mellom husholdningens gjeld og boligpriser.

Boliglånsforskriftenes innstramminger på krav til låntagere, gjør det vanskeligere for førstegangskjøpere og husholdninger med lav inntekt å få innvilget lån. Det medfølger at etterspørselen etter boliger for boformål blir mindre, og dermed faller prisene. Andel husholdninger som ble rammet av boliglånsforskriftene, går til leiemarkedet, og der blir leieprisene dyrere på grunn av konkurransen. Høye leiepriser gjør det attraktivt for flere å investere i boliger. Etterspørselen etter boliger, øker da til tross for innstramminger. De med høyst betalingsevne, investerer da mest i boligmarkedet.

3.5 Psykologi i boligmarkedet

Tapsaversjon er en hoved faktor som er knyttet til boligmarkedets psykologi. Flere husholdninger er villige til å selge sin bolig uten avkastning, fremfor å selge den med tap. De psykologiske mekanismene som er vanskelig å utelukke, skaper ustabilitet og usikkerhet i boligmarkedsdynamikken mer enn det realiteten skulle tilsi. Dette har vært forårsaket av at flere eksperter og analytikere har delt sine meninger og utsagn gjennom mediene.

Mediene har omtalt boligpris forventninger basert på historie og prognoser, noe som medført en slags flokkmentalitet i boligmarkedet gjennom sin påvirkningskraft. Ofte er det slik at enkelte husholdninger venter med boligkjøp selv om de er klare, frem til media har omtalt endringer i boligmarkedet eller gitt «grønn signal».

4 Metode

4.1 Modell- og databeskrivelse

4.1.1 Modellbeskrivelse

For å undersøke nærmere hvilke årsakssammenheng som eksisterer mellom boligpriser og husholdningenes gjeld, tas det i utgangspunkt i etterspørsels- og gjeldsfunksjoner estimert av Anundsen og Jansen (2013)³. Hvor de finner at det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom boligpriser og gjeld, ved hjelp av Johansen-metode for kointegrasjonsanalyse. Metoden baserer seg ved at variabler i datasettet, har en langsiktig tendens til å bevege seg sammen over tid.

Forskjellen mellom Anundsen og Jansen (2013) analyse og denne oppgaven, er variablenes form. Hvor variablene som skal brukes i denne oppgaven er i både brutto og real form, i tillegg til dataens tidsperspektivet. Variabler er husholdningsbruttogjeld, disponible realinntekt, boligprisindeks, renter på utestående utlån, boligomsetning og boligmasse, som er inspirert av variablene til Anundsen og Jansen (2013), bare at de var i reelle termer, i tillegg til at de har brukt lenge data periode fra 1980 til 2013. I variabel beskrivelse nedenfor, tar jeg utgangspunkt i variabler som er beskrevet i den opprinnelige modellen, Selv om noen variabler er ikke i real form, så er det i utgangspunktet de samme variablene som ble brukt i Anundsen og Jansen (2013) empiriske analyse. Hvor målet er å bruke deres relasjon som tar data eller variabler over lang tid, og samtidig finne at det eksisterer en langsiktig og kortsiktig sammenheng mellom boligpris og gjeld. Her bruker vi deres relasjon som tar variabler over lang tid. Metode kapitlet baserer seg hovedsakelig fra bøkene til Brooks (2014) og Wooldridge (2013). Metodeprogrammet som skal brukes til estimeringen er Stata programmet⁴.

Datautvalget spenner over 26 år, fra 1992 til 2017, og dekker eiendommer over hele Norge. Den empiriske modellen er spesifisert ved årlig frekvens, der dataene er hentet fra statistikkbanken til Statistisk sentralbyrå (SSB)⁵. Dataserie lengden i forhold til oppgavens

³ For Anundsen og Jansen (2013) etterspørsels- og gjeldsfunksjoner, se appendiks B og C.

⁴ For mer informasjon om Stata programmet se <https://www.stata.com>, og for manualer bruk se <https://www.stata.com/manuals13/u.pdf>

⁵ <https://www.ssb.no/statbank/>. For direkte linker til dataene se appendiks A.

problemstilling, er nok til å undersøke og fange opp årsakssammenhengen mellom boligpriser og husholdningenes gjeld.

Husholdningenes gjelds data er hentet fra SSB kredittindikator, hvor det månedlige data som ble funnet i SSB, ble omgjort til årlig ved å ta gjennomsnittet av alle måneder i året. Data til husholdningenes disponibel inntekt er funnet i årlig frekvens fra SSB. Boligprisindeks dataene for brukte bolig i hele Norge, inkludert eneboliger, småhus, og blokkleiligheter, er funnet i kvartalvise frekvenser, den ble omgjort til årlig frekvens ved å ta gjennomsnittet av de fire kvartalene i året. Boligmassens årlige data fra SSB, er tilgjengelig fra 2006. Med utgangspunktet fra Finansdepartement (2002) utredning, hvor de har funnet at boligmassen i Norge øker per år med nesten én prosent. Vi har tatt utgangspunkt i denne antagelsen om at boligmassen økte med én prosent også fra 1992 til 2005, (boligmasse har blitt utført med én prosent mindre for hvert år fra året 2006 og helt tilbake til 1992). Slik at hele dataserien fra 1992 til 2017, har nesten én prosent økning hvert år. Boligomsetningsdataene i fritt salg i Norge, er funnet i kvartalsvis frekvens hos SSB, fra året 2000 til 2017. Hvor kvartalsdataene ble omgjort til årlig frekvens, ved å ta gjennomsnittet av alle hvert kvartal per år. Fra 1992 til 1999, så har vi tatt utgangspunktet fra de gjennomsnittlige prosent endringene fra 2000 til 2017. Renter på utestående utlån er omgjort til kvartalsfrekvens fra 1992 til 2017 som ble funnet i SSB, til årlig frekvens ved å ta gjennomsnittet av hvert kvartal.

4.1.2 Boligprisindekset

Prisindeksen er en viktig indikator i de makroøkonomiske analysene som beskriver forholdet mellom priser på varer og tjenester på to ulike tidspunkter. Boliger er en type vare som kan verdsettes på forskjellige måter med hensyn til beliggenhet, størrelse, kvalitet og byggår.

Statistisk sentralbyrå har derfor brukt en metode som har fjernet kvalitetsmessige forskjeller og gjort boligene mer sammenlignbare ved å karakterisere boliger etter prissoner. Indekser fra SSB har vist at boligens areal og beliggenhet har størst innvirkning på boligprisene.

Siden 1993 har SSB publisert kvartalsvise prisindekser for brukte boliger i Norge, som benevnes boligprisindeksen (BPI) med tall helt tilbake til 1991.

SSB baserte sin boligprisindeks på skjemaundersøkelser, og deretter ble Finn.no hyppig brukt. Det var ikke før i 2009 at alle boligomsetningene som indeksen var basert på kom fra Finn.no. Norges offisielle eiendomsregister, Matrikkelen, ble i tillegg brukt for å få mer fullstendig informasjon om boligene. Datainnsamlingen er hovedfokuset til SSB, hvor

kvaliteten er viktig for å få et mest korrekt bilde av boligprisutviklingen. Blant annet ved at indeksen tar hensyn til kommuner, bydelen og boligens byggeår som forklaringsvariabel.

Datautvalget går ut over 26 år, fra 1992 til 2017, og dekker eiendommer over hele Norge.

Den empiriske modellen er spesifisert ved årlig frekvens med data fra SSB.

SSBs boligbeholdning har detaljerte data om beliggenheter i Norge, der det er inkludert antall kvadratmeter som er godkjent for opphold, ekskludert noen enheter og offentlige institusjoner.

Siden 1992 har SSB brukt hedonisk metode⁶, som forutsetter at det er en sammenheng mellom boligens markedsverdi og beliggenhet, størrelse og standard. I en lineær regresjonsanalyse, er det signifikante variabler som gir indikasjon på hvilke karakteristikk som påvirker markedsprisen. Altså en funksjon der boligprisen er den avhengige variabelen, mens andre egenskaper ved boligen er forklaringsvariabler.

4.1.3 Realdisponibel inntekt

Realdisponibel inntekt beskriver husholdningers kjøpekraft korrigert for prisstigningen.

4.1.4 Realrenten etter skatt

Renten er den prisen man må betale for lån. Realrente etter skatt, er nominell rente fratrukket inflasjon, og korrigert for skattefradrag. Når renten synker, vil flere investere i bolig, fremfor å ha pengene på konto.

4.1.5 Realgjeld

Økningen i kredittopptak fører til økningen til boligpriser. Der real gjeld er bruttogjeld.

4.1.6 Boligkapital

Realboligkapital er en resultat faktor, mellom realboligpriser og boligmassen.

Når boligpriser faller, fører dette til at panteverdien til boligen synker. Bankene som tar pant i boligen, får en sårbar situasjon på grunn av boligpris fallet, som kan utløse en finansiell ustabilitet.

⁶ Magnar Lillegård 1992.

Det er en positiv sammenheng mellom gjeld og omsetningen i boligmarkedet. Der husholdningen kredittopptak øker, når boligomsetningen øker, som gjør at den totale bolig etterspørselen øker, både for boformål og investeringsformål.

$$D = g(Y, PH, H, r, \text{Omsetning}); \quad \frac{\partial i}{\partial y} > 0, \frac{\partial i}{\partial PH} > 0, \frac{\partial i}{\partial H} > 0, \frac{\partial i}{\partial r} < 0, \frac{\partial i}{\partial \text{omsetning}} > 0 \quad (4.1)$$

Likningen over beskriver indikatorer, som har effekt på realgjelden. Samtidig skal vi i vår analyse bruke gjelden i en semi-logaritmisk form (4.1). Hvor realrente er r , boligpris er PH , boligmasse er H , realrente er Y , og gjelden er D .

$$\ln D = y_1 \ln Y, y_2 \ln PH, y_3 \ln H, y_4 r, y_5 \ln \text{Omsetning} \quad (4.2)$$

4.2. Tidsserieøkonometri

Wooldridge (2013, 275) definerer en tidsserieprosess som en sekvens av stokastiske variabler indeksert etter tid, hvor stokastisk er et synonym for tilfeldighet, og sekvens er ensbetydende med en følge av tallverdier eller data. Analyser av tidsseriedata fordrer en aksept for at fortiden, og visse forhold i historien kan påvirke fremtiden. Vi observerer variablene av interesse over tidsperioder, gjennom prøve størrelse for en tidsseriedatasett.

4.2.1 Multivariat regresjonsmodell

Regresjonsanalyse blir benyttet for å forklare en avhengig variabel, som en funksjon av en eller flere uavhengige variabler. En multivariat regresjonsmodell er en statistisk metode hvor avhengig variabelen forklares av to eller flere uavhengige variabler (Allison 1999, 1)

Hensikten med multippel regresjonsanalyser, er "å gjøre modellen mer realistisk, kontrollert for andre variabler og redusere residualene" (Ringdal 2013, 402)

Modellen defineres på følgende måte i populasjonen (Wooldridge, 2013):

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.3)$$

Hvor (y_t) er den avhengige variabelen, (x_t) er uavhengige variabel, (β) er koeffisienter. Indeksen (t) indikerer ulike verdier over tid, der variablene varierer. Koeffisienten (β_1) måler gjennomsnittlig endringer i (y) , med hensyn til (x) , når resterende variabler holdes

konstant. (K) er en uavhengig variabel. Feilledet (u_t) fanger opp variasjonen i avhengig variabel (γ), som ikke forklares av koeffisientene. I tillegg fanger feilledet forklaringsvariabler, og tilfeldigheter som utelates, men samtidig har sterk effekt på den avhengige variabelen.

For beregning av koeffisientene (β) brukes minste-kvadraters metode. Utgangspunktet for metoden er den målte avstanden mellom summen av de observerte verdiene og en tiltenkt linje kalt regresjonslinjen. Denne avstanden omtales som residualer. Residualene kvadreres og summen minimeres, som gir verdiene til koeffisientene. Koeffisientverdiene som fremkommer ved minste-kvadrater metode kalles også for estimater. Avhengig av størrelsen på utvalget bør estimatene være forventningsrette, konsistente og normalfordelte.

Egenskapene må ha visse antakelser tilstede. Bruk av tidsseriedata og asymptotiske utvalg fordrer tilstedeværelse av følgende forutsetninger:

$$\begin{aligned} E(u_t) &= 0 \\ \text{var}(u_t) &= \sigma^2 < \infty \\ \text{cov}(u_i, u_j) &= 0 \\ \text{cov}(u_t, x_t) &= 0 \\ u_t &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned}$$

Den første antakelsen innebærer at den spesifiserte regresjonsmodellen må være lineær i parameterne og at modellen ikke trenger å være lineær i variablene. Den andre antakelsen innebærer at residualene er homoskedastiske. Variansen til feilledet, gitt forklaringsvariabler for alle tidsperioder, er konstant. Heteroskedastiske feilledd kan gi feil i standardfeilene til estimatene og problemer ved statistisk inferens. Homoskedastisitet kan fanges opp ved en White-test. Den tredje antakelsen innebærer, at feilledet ikke kovarierer over tid. Brudd på forutsetningen kalles for autokorrelasjon og kan som heteroskedastisitet også gi problemer ved statistisk inferens

Brooks (2014, 201) forklarer at tilstedeværelse av autokorrelasjon også er en mulighet da det indikerer feilspesifisering av dynamikken i regresjonsmodellen, noe som kan korrigeres ved bruk av laggede verdier og en mer dynamisk modell. Testene Breusch-Godfrey og Durbin-Watson kan benyttes for å teste for denne forutsetningen.

Den generelle testen som måler autokorrelasjon opp til den r th orden, er Breusch-Godfrey testen. Men denne testen har vanskelighet med å fastsette antall lags av residualene, med en passende verdi av r , som skal brukes for beregning av testen. Hvorimot Durbin-Watson test (DW), måler førsteordens autokorrelasjon, som tester sammenheng mellom en feil og dets omgående tidligere verdi.

Dersom feilleddet korrelerer med en eller flere forklaringsvariabler, har man et endogenitetsproblem. Feilleddet kan blant annet inntreffe når sentrale forklaringsvariabler utelates. Ifølge Wooldridge (2013) kan en multivariat regresjonsmodell også sies å være feilspesifisert dersom den ikke tar høyde for relasjonen mellom avhengige og observerte uavhengige variabler. Slike feilspesifisering kan blant annet være et resultat av nettopp utelatte variabler, men også feil funksjonell form. Ramsey's (1969) RESET test kan benyttes for å teste hvorvidt en modell er feilspesifisert eller ikke. For å utføre RESET test, må man først bestemme antall funksjoner for de verdiene som skal brukes i regresjonsmodellen. Den siste antakelsen innebærer at feilleddene er normalfordelte. Normalfordelte feilledd er nødvendig for å gjennomføre hypotesetesting, som kan testes med Bera-Jarque (BJ) testen. BJ testen implementeres til en normalt tilfeldig fordelt variabel, der hele fordelingen er affektert med variansen og gjennomsnittet.

4.2.1 Proxyvariabler

En mulig fremtredende problem som kan oppstå under analysen, er når en modell ikke observerer nøkkelvariabler grunnet avgrenset data. I slike tilfeller må vi løse, eller dempe uobserverte variabler bias i modellen.

En mulighet er å avdekke en proxy variabel, til den uobserverte variabelen. En proxy variabel er definert som den uobserverte resonnerende variabel som vi prøver å kontrollere for i analysen, og den kan komme i form av binære informasjon også. (Wooldridge 2013, 246-251).

4.2.2 Stasjonaritetsanalyse

I en tidsserie analyse, sammenhengen mellom to eller flere variabler kan endres vilkårlig over tid. Slike endringer skaper problemer når en ønsker å forklare hvordan endringer i uavhengige variabler påvirker en avhengig variabel. Derfor trengs det en form for stabilitet i tidsseriene. Stabiliteten omtales som stasjonaritet i dataene, og ustabilitet eller vilkårlige endringer omtales som ikke-stasjonære. Antakelsene over, viser at variasjonen til feilleddet

er konstant over tid, og at korrelasjonen mellom feilledd på forskjellige tidspunkter er lik null, innebærer en form for stasjonæritet.

Stasjonæritet er en viktig egenskap på grunn av at hvis koeffisienten til en modell er ikke stasjonær, så vil den vise uriktige egenskaper som følge av tidligere feil verdiers effekt. Som da ikke har avtagende effekt på nåværende verdier y_t i en tidsperiode. Slike feil er empirisk uakseptabel i mange analyser ettersom en stasjonær prosess er først og fremst en stokastisk prosess.

En stasjonær tidsserieanalyse prosess kjennetegnes ved at forventning, og variansen er konstant over tid. Dersom en tar en tilfeldig stikkprøve av sekvensen, og sekvensen (h) skifter tidspunkter fremover, vil fordelingen forbli uendret. (x_t) må da ha samme fordeling som (x_1) i alle tidspunkter, t er lik 2, t er lik 3, ..., t er lik h , der sekvensen x_t : $t=1, t=2, t=3, \dots, t=h$ er lik fordelt.

En stasjonær prosess er som tidligere nevnt, stokastisk. En svak stasjonæritet kalles også kovarians stasjonæritet. At en stokastisk prosess er svakt stasjonær innebærer at gjennomsnittet og variansen til prosessen er konstant over tid, og at kovariansen mellom x_t og x_{t+h} kun er avhengig av avstanden (h) og ikke tidsperioden (t).

En svak stasjonær tidsserie er svakt avhengig dersom korrelasjonen mellom x_t og x_{t+h} går mot null, raskt nok, ettersom (h) går mot uendelig. Svak stasjonæritet oppstår ettersom variablene beveger seg lengre fra hverandre over en tidsperiode, noe som gjør at korrelasjonen mellom dem blir mindre og mindre over tid (Wooldridge 2013, 306-307).

Men spørsmålet her, er hvorfor svak avhengighet er et viktig fenomen i en regresjonsanalyse? Betingelsen om svakt avhengighet er avgjørende fordi den erstatter betingelsen om tilfeldig utvalg ved å implisere at "law of large numbers" og sentralgrenseteoremet holder, igjen, når vi forutsetter asymptotiske utvalg.

Stasjonæritet krever at modellen med verdier i hele tidsperioden oppfyller følgende tre krav i rekkefølgen, der først $E(y_t) = \mu, (\forall t)$, den andre er $var(y_t) = \sigma^2, (\forall t)$, og det tredje er $cov(y_t, y_{t+s}) = cov(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s, (\forall t \text{ og } s \neq 0)$.

Ettersom disse kravene er oppfylt, vil minste kvadratets metode (MKM)⁷, kunne hjelpe for å identifisere ukjente estimater. I tillegg til AR(1) modell, som er førsteordens autoagressive modell. Analysen starter med grunnlag om å undersøke om nullhypotesen $\rho = 1$ i følgende ligning, der y_t er uavhengig til feilleddet, med en stabil kovarians, og forventning lik null.

⁷ Minste kvadrats metode brukes for estimering av parametere i en lineære regresjonsmodell. Dette ble utført ved minimring av kvadratsummer mellom predikerte verdier i en datadett og de observerte punkter.

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t, \quad |\rho| < 1 \quad (4.4)$$

Stasjonaritetstest

De mest brukte testene for å undersøke om variabler i en tidsserie er av stasjonære egenskaper, er Dickey-Fuller (DF) test, og dets utviklede Augmented Dickey-Fuller test (ADF), som ble undersøkt tidligere av Fuller (1976), og Dickey og Fuller (1979). DF testen kalles også for τ -test, og er gjennomførbar ved hjelp av regresjonstest, skjæringspunkt og deterministiske egenskaper. Modellen for å bestemme enhetsrot kan skrives slik: Ved å trekke y_{t-1} , fra begge side i ligningen. I praksis brukes følgende regresjonen, fordi det er enklere å beregne og tolke. Der testen av $\rho = 1$ er likestilt med $y = 0$ ($\rho - 1 = y$).

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + v_t: \quad (\rho - 1) = y \quad (4.5)$$

Datagenereringsprosess for y_t , kan inkludere enhetsrøtter, der resultater som ble fremstilt av serien kan fremstå som om prosessen er stasjonær. Derfor er det nødvendig med DF-testen for å undersøke nærmere om enhetsrøtter, der feilleddene er betegnet som "sjokk" i tidsserieanalysen.

Hypotesen har som interesse å undersøke H_0 : serien er enhetsrøtter, som skrives slik $H_0: \rho = 1 \Leftrightarrow H_0: y = 0$. Samtidig H_1 : serien er stasjonær, som skrives slik $H_1: \rho < 1 \Leftrightarrow H_1: y < 0$.

DF-testen som inkluderer en konstant α , hvor H_0 kan forkastes dersom $y = 0$ skrives slik:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + v_t \quad (4.6)$$

DF-testen som har både trend-og konstant ledd λ, α , hvor H_0 kan forkastes hvis $y = 0$ skrives slik:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \lambda t + v_t \quad (4.7)$$

I noen tilfeller antas at v_t ikke er autokorrelert, men den kunne likevel være det hvis det hadde vært autokorrelasjon i den avhengige variabelen y_t , som ikke var modellert i regresjonen. I slike tilfeller blir testen ”oversized”, som betyr at testens riktige størrelse som ble brukt er høyere enn den nominelle størrelsen. Derfor blir løsningen å ”øke” testen ved hjelp av p lags til den avhengige variabelen. Modellen med konstantledd i slike tilfeller ser ut som følger:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{s=1}^m a_s \Delta y_{t-s} + v_t \quad (4.8)$$

Der $\Delta y_t = (y_{t-1} - y_{t-2})$, osv. Flere lags som er viktig ilegges slik at residuaene i testen ikke er autokorrelert. For å sikre at v_t ikke er autokorrelert, så prøver det laggede y_t , å fange de utallige dynamiske strukturene som finnes i den avhengige variabelen.

Det er hovedsakelig to enkle måter å velge antall lags (p) på: Den første er frekvensen av dataene som kan brukes til å bestemme lags, for eksempel hvis dataene er månedlige, brukes 12 lags og 4 lags hvis dataene er kvartalsvise osv. Den andre metoden er bruk av informasjonskriterium som er med å bestemme antall lags. Det er svært viktig å bruke optimalt antall lags av den avhengige variabelen i regresjonstesten, i tillegg til å undersøke følsomheten av utfallet til den valgte laglengden. Hvor det i de fleste tilfeller vil konklusjonen ikke bli kvalitativt endret ved små endringer i p , men likevel noen ganger vil det. Ved å inkludere for få lags, vil ikke dette fjerne all autokorrelasjonene som gjør at vi får fortette resultater. Men hvis vi bruker for mange lags, vil koeffisientstandardfeil øke.

4.2.3 Kointegrasjonsanalyse

Engle og Granger (1987), har medvirket i at hvis regresjonsanalyse som inkluderer variabler $I(1)$, er variablene hypotetisk tilfredsstillende. Kointegrasjon er en betegnelse hvor tidsserieprosessene til avhengig og uavhengig variabel er enhetsrot, dvs. integrert av førsteorden og er lineær kombinasjon av avhengig og uavhengig variabel, eller differansen mellom avhengig og uavhengig er integrert av nulte orden, altså $I(0)$. Kointegrasjon impliserer at differansen mellom variablene ikke kan bli for stor som følge av en langtidssammenheng mellom variablene (Wooldridge 2013, 512-518).

Variabler er kointegrert hvis den lineære kombinasjonen ikke er stasjonære, av den grunn er serien bundet av noe sterk forhold over lang tidsperiode. Der en langsiktig samspilleforhold

eller likevektsfenomen, gjør at kointegrerte variabler kan avvike fra deres forhold på kort sikt, men deres assosiasjon vil forekomme på lang sikt.

Den generelle definisjonen av kointegrasjon til Engle og Granger (1987) er som følge: la ω_t være $(k \times 1)$ vektor med variabler, hvor komponentene til ω_t er integrert i rekkefølge (d, b) . Dette kan være hvis alle komponenter av ω_t er $I(d)$, og med minst en koeffisiensvektor α som ser slik $\alpha' \omega_t \sim I(d-b)$.

I praksis består mange finansielle variabler av enhetsrot $I(1)$, $(d=b=1)$. Hvor variabler er definert som kointegrert hvis den lineær kombinasjon av dem er stasjonære. Utallige tidsserier kan være ikke stasjonære, men bare beveger seg sammen over en tidsperiode på grunn av noen påvirkning på serien. For eksempel markedskrefter, som gjør at to serier er bundet sammen på langsikt.

Kointegrasjonstest

Det eksisterer tre typer av kritiske verdier som er avhengig av regresjonsresidualen til modellen, den første er med konstantledd og uten trend, den andre uten konstantledd (residualer lik null) og uten trend, og den tredje er med konstant- og trendledd.

Ved hjelp av Dickey-Fuller test, kan vi undersøke om y_t og x_t er kointegrerte eller ikke. Vi starter med å teste stasjonærheten ved minste kvadrats residualene til feilleddet

$\hat{e}_t = y_t - b_1 - b_2 x_t$. Såfremt residualene er stasjonære da tolkes y_t og x_t som kointegrerte. I tilfelle der variabler ikke er stasjonære eller kointegrerte da har vi en spuriøs relasjon. For å teste stasjonærhet bruker vi følgende likning:

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (4.9)$$

Den estimerte helningskoeffisienten, undersøkes i τ statistikken. Samtidig kan vi regne med optimale antall lags $(\Delta \hat{e}_{t-1}, \Delta \hat{e}_{t-2}, \Delta \hat{e}_{t-3} \dots)$, for å fjerne autokorrelasjonen i feilleddet v_t .

4.2.4 Likevektsjusteringsmodeller

Likevektjusteringsmodeller som generelt benyttes i tidsserieanalyse er ECM (The Error Correction Models), som tar hensyn til korttidsdynamikken, og samtidig justerer avvik i forhold til det langsiktige likevektssammenheng. Modellen gir en tilnærming der vi kan

inkludere variabler som kan påvirke de endogene variabelene både kort- og langsikt, i tillegg til å fange eksogene sjokkeffekter over en tidsperiode (Brooks 2014, 337).

Modellen nedenfor kombinerer både ARDL (Auto Regressive Distributive Lag), førsteordens differensiering, og tidligere nivåer av kointegrerte variabler:

$$\Delta y_t = -\alpha(y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1}) + \delta_0 \Delta x_t + v_t: \quad \alpha = (1 - \theta_1) \quad (4.10)$$

Denne modellen er kjent som en feiljusteringsmodell, eller en likevektsjusteringsmodell, der $(y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1})$ er feiljusteringsperiode. Hvis y og x er kointegrert, så oppstår det en likevekt som er langsiktig mellom variabelene. Likningen kan være $I(0)$ selv om bestanddelene er i $I(1)$. Dette forholdet uttrykker at residualene er stasjonære i $(y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1})$.

Feiljusteringsperiode $(y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1})$, viser til det langsiktige avviket til (y_{t-1}) .

Modellen er i likevekt når uttrykket til feiljusteringsperiode er lik null.

Feiljusteringsmodellen er avhengig av fortegnet til leddet $(-\alpha)$ som er negativ, fordi det er den som opprettholder likvekten i modellen. Korrigering av uttrykket $(y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1})$, er definert i delen $(1 - \theta_1)$, som viser oppståtte avviket fra nåværende periode, sammenlignet med en bakliggende periode (justeringshastigheten). θ_1 vil være større enn en, hvis x og y er kointegrerte. Derimot θ_1 er ikke signifikant, hvis det ikke oppstår noe kointegrasjon mellom variabelen x og y .

Estimering av likevektsjusteringsmodeller

Det er tre kjente metoder som kan brukes som modelleringsstrategi, dersom dataene antas å være ikke-stasjonære, og kanskje kointegrerte. Disse metoder er Engle-Granger to-trinns metode, Engle-Yoo, og Johansen. I denne oppgaven så skal vi fokusere på Engle-Granger to-trinns metode og Johansen metode.

Engle og Granger (1987), har funnet gjennom Engle-Granger (EG) testen, at det er nødvendig at testen operer på residualene til den estimerte modellen, istedenfor direkte data. Årsaken til dette funnet, er at feiljusteringsestimater i disse koeffisientene vil endre fordelingen til test statistikken, fordi residualene er vanligvis konstruert fra et bestemt sett av koeffisientestimer. Granger representasjonsteorien sier noe om at variablene må

kointegreres i rekkefølge (1,1), hvis dataene er i I(1), og at det eksisterer en dynamisk lineær modell med stasjonære forstyrrelser.

Engle-Granger to-trinns metode:

Denne metoden tar for seg det langsiktige sammenhengen, som skal testes for kointegrasjon. Estimeringen utføres ved hjelp av enkelt ligningsteknikk kointegrasjon, der alle variabler må være I(1). Deretter estimerer vi kointegrasjon til modellen, ved hjelp av MKM på parameter verdiene β_1 og β_2 .

Neste steg tar for seg å bruke residualene fra modellen (4.10) videre som variabler i feiljusteringsmodellen, hvor estimatene fra resultatene brukes, for å analysere avvikene i likevekten:

$$\Delta y_t = \delta - \alpha(\hat{e}_{t-1}) + \delta_0 \Delta x_t + v_t ; \quad \hat{e}_{t-1} = (y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1}) \quad (4.11)$$

α parameten refererer likevekts frekvensen, når modellen utsettes for sjokk. δ_0 refererer til det dynamiske kortsiktige forholdet. En stasjonær lineær kombinasjonen av ikke stasjonære variabler, er også kjent som kointegreringsvektoren. Sammenhengen mellom x og y er langsiktig, og dette vises i den estimerte kointegrasjonsvektor $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + e_t$. Hvorimot i modellen (4.10), angir den kortsiktige forholdet og dets likvekt.

Men samtidig har Engle-Granger to-trinns metoden, en rekke problemer som vi må være oppmerksom på når vi skal estimere. Blant annet mangel på styrke i enhetsrot i kointegrasjonstesten. I tillegg så kan det være ekvivalens forstyrrelser, hvis årsakssammenhengen mellom y og x går i begge retninger. Men denne enkle likningstilnærmingen krever at forskeren normaliserer en variabel, dvs. at en variabel som er uvhengig må spesifiseres, og samtidig for det andre uanhangige variabler. y og x må behandles asymmetrisk, selv om det kanskje ikke har vært teoretisk grunn til å gjøre det. I teorien så er det ja, men i praksis kan vi ende opp med ulike konklusjoner i de endelige prøvene. Et annet mulig problem er hvis det er feil i likevektjusteringsmodellen i trinn 1, så vil dette bli overført videre til kointegrasjonstesten på trinn 2, som følge av sekvensielle beregningskarakter til den kointegrertestet statistikken.

Det siste problemet som kan oppstå, er ikke mulig å utføre hypotesetesten om dets faktiske kointegrasjonsforhold som er estimert i trinn 1. De to første problemene er små enkle problemer som bør forsvinne asymptotisk. Men den siste problemet behandles av Engle og Yoo metode. Det er også en annen alternativt teknikk som overvinner problem 2 og 3, ved å vedta en annen tilnærming basert på estimering av et VAR-system (vektor autoagressive model).

Johansen-metode:

Engle- Granger teorien forteller ikke noe om hvilke variabler som er feiljustert i modellen, og samtidig ikke tillater testing av hypoteser på selve kointegrerte forholdet (Jansen 2009).

Johansens (1988) Johansen-metode, gjør det mulig å bestemme samspillforhold, via en systemtilnærming til kointegrasjon. Johansen-metode tillater å teste hypotesen til en eller flere koeffisienter i kointegrasjonsforholdet ved å se på hypotesen som en begrensing på matrisen. Videre til å teste hypotesen til likevektsforholdene mellom variabler for å finne ut om de er feiljustert eller ikke.

Det eksisterer r kointegrerte vektorer bare i lineære kombinasjoner eller lineære transformasjoner av dem hvor kombinasjonen av de kointegrerte vektorene må være stasjonære. Faktisk kan matrisen av kointegrerte vektorer β multiplisert med en hvilken som helst ikke-singulære matris kan oppnå et nytt sett av samvirkende vektorer. Resultatene fra 2-trinns metode og Johansen metode som skal identifisere den langsiktige sammenhengen, brukes videre i likevektstjusteringsmodell. Testing og estimering av kointegrering system ved bruk av Johansen teknikk basert på VAR metoden (Vektor Autoregression).

Basert på Anundsen (2010) oppgave, så er det tenkt å bruke samme Johansen-prosedyrer i følgende rekkefølge for å teste kointegrasjonen.

1. VAR-modell skal bli omgjort til en vektor for feilkorleksjonsmodell (VECM). Der VAR-modellen inkluderer både endogene og eksogene deterministiske variabler som er relevant for testen. Hvor initiale spesifikasjon, bør alltid inkludere en trendvariabel. T-testen blir påvirket av lag lengden som er brukt i VECM, og derfor er det nyttig å forsøke å bruke optimalt lag lengde.

2. Modellen må undersøkes om den er velspesifisert, og samtidig om restleddene er normalfordelt. Variabler bør ikke være heteroskedatisk eller autokorrelert.
3. Hvis modellen er velspesifisert, bruker vi trasetest, for å finne hvor mange kointegrerte sammenhenger mellom endogene og eksogene variabler som eksisterer.
4. Hvis modellen er koingerert, så pålegges den identifiserende restriksjoner, sammen med dets tilhørende log-likelihood veriden.
5. Ved hjelp av likelihood ratio testes det om det er støtte for å ikke inkludere trendvariabler.
6. Ved hjelp av likelihood ratio testen, undersøker vi restriksjonenes gyldighet. Deretter utføres det med en partiell test fra modellen i - til $i+1$. t -verdien for koeffisientene, som skal være grunnlag for hvilke signifikante variabler i modellen som kan utelates.
7. Etter at vi har identifisert testen, undersøker vi videre i VAR-modellen, om det er bevis for at noen av de endogene variablene i systemet, er svak eksogent.

Johansen- og Engle-Granger to-trinns-metode gjennomføres for å teste for kointegrasjon og om det eksisterer en langtidssammenheng. Deretter bruker vi resultatene videre i en feiljusteringsmodell. og videre til å teste om variablene er autokorrelert eller ikke, ved hjelp av Lagrange Multiplier test (LM). Ved hjelp av The Jarque-Bera-test (JB), kan vi bekrefte om det eksisterer normaliteten i modellen vår eller ikke.

Test statistikken til JB ser som følge, hvor n er datastørrelse, \sqrt{b} 1er kjevetskoeffisient, b_2 kutosis-koefisienten:

$$JB = n[(\sqrt{b} \ 1)^2/6 + (b_2 - 3)^2/24]$$

5 Estimering av årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningenes gjeld

I estimeringsdelen tas det utgangspunkt i teorien til Anudsen og Jensen (2013). Hvor det ble funnet blant annet langsiktig sammenheng mellom boligpriser, og gjeld ved hjelp av Johansen-metode for kointegrasjon. Når vi starter med estimeringen sjekker vi først om alle variabler er stasjonære eller ikke, ved hjelp av stasjonærhetstest. For deretter sjekke variabler i førsteordens differensiering $I(1)$, med betingelsen om at variabler ikke er stasjonære i nivå, men stasjonære i førsteordens differansieringsnivå. Ved hjelp av Johansen-metode, undersøker vi om det eksisterer en eller flere årsakssammenhenger mellom boligpriser og husholdningenes gjeld. Etter at alle variabler er kointegrert i $I(1)$, gjennomfører vi vektor feilkorreksjonsmodell (VECM), hvor vi undersøker nærmere de langsiktige og kortsiktige årsakssammenhengene, som eksisterer mellom alle variabler. I det kortsiktige årsakssammenhengen, går vi detaljer gjennom hver enkelt variabel. Deretter gjennomføres det autokorrelasjonstest, Lagrange Multiplikator (LM) testen, hvor vi ser om variabler er autokorrelert eller ikke, og til sist underøker vi om residualene er normal fordelt eller ikke, ved hjelp av normalitetstest.

5.1 Stasjonærhetsanalyse

I metode kapittelet har vi gått gjennom hva stasjonærhetsanalyse innebærer, derfor er det viktig at variabler som inngår i estimeringen er stasjonære. Hvor alle variabler er husholdningsbruttogjeld, disponible realinntekt, boligprisindeks, renter på utestående utlån, boligomsetning, og boligmasse. Hvor den direkte linken til datasettet er beskrevet appendiks A.

Vi skal gjennom detaljert faser, hvor vi starter med å erklære datasette i Stata programmet, lag seleksjon, til deretter teste stasjonærhet til alle variabler. Nedenfor er det resultater til stasjonærhetstesten inkludert alle variable fra Stata programmet.

Fase 1: Erklære i Stata programmet at datasette er en tidsseriedata, med årlig frekvens.

```

. *(7 variables, 26 observations pasted into data editor)

. tsset date, yearly
    time variable:  date, 1992 to 2017
                delta:  1 year

```

Tabell 5. 1 Datasettet i Stata Programmet

Fase 2: Lag seleksjon

Datamengde som vi har er begrenset, derfor må vi være forsiktige når vi velger lag struktur, slik at vi ikke overstiger modelltilpasning. Av den grunn velger vi 3 lags i utgangspunktet. Fra tabell (5,2), bekrefter vi at lag to skal velges, og brukes videre i Johansen kointegrasjonstest.

```

. varsoc bruttgjeld disprealinnt boprisindek Renterpåutelån omset bolmasse, maxlag(3)

Selection-order criteria
Sample: 1995 - 2017                                Number of obs   =    23

```

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1143.66				1.1e+36	99.9701	100.045	100.266
1	-983.853	319.61	36	0.000	2.5e+31	89.2046	89.7261	91.2781
2	-893.555	180.6*	36	0.000	4.9e+29	84.4831*	85.4515*	88.3339*
3	.	.	36	.	-.331763*	.	.	.

```

Endogenous:  bruttgjeld disprealinnt boprisindek Renterpåutelån omset
              bolmasse
Exogenous:   _cons

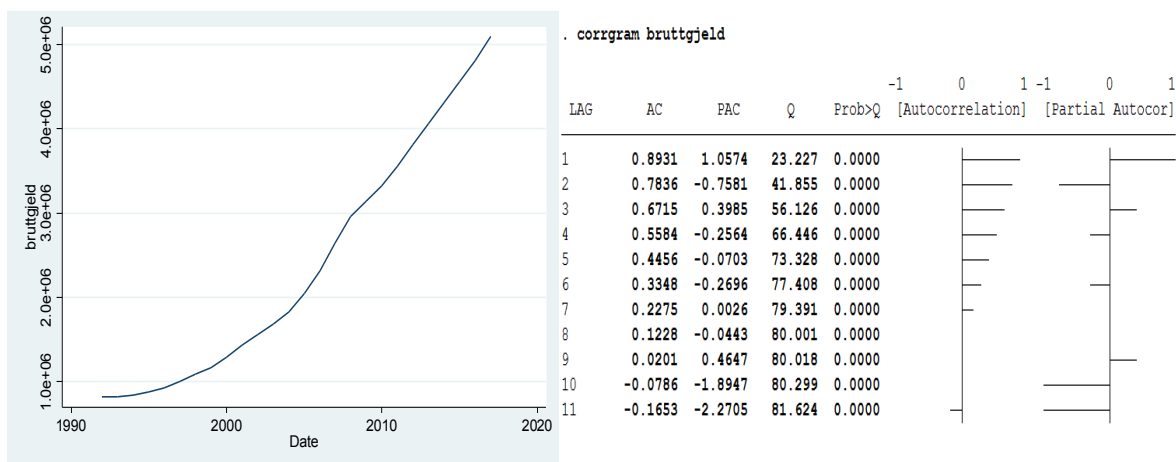
```

Tabell 5.2 Resultater fra lag seleksjoner

Fase 3: Stasjonærhetstest

I denne fasen skal vi teste både ikke stasjonære og stasjonære variabler av førsteordens differanse. Hvor alle variabler i rekkefølge er husholdningsbruttogjeld, disponible realinntekt, boligprisindeks, renter på utestående utlån, boligomsetning og boligmasse. For å teste hypotesen, bruker vi to tester for hver variabel. Den første er en visuell test gjennom linjediagram, og den andre er matematisk ved å sammenligne Q-statistikk til P-verdi. Dette gjennomføres ved å kjøre autokorrelasjon, og partial autokorrelasjon test (corrgram), hvor nullhypotesen (H_0): varianler er dtasjonære og alternativ hypotesen (H_1): Variabler er ikke stasjonære.

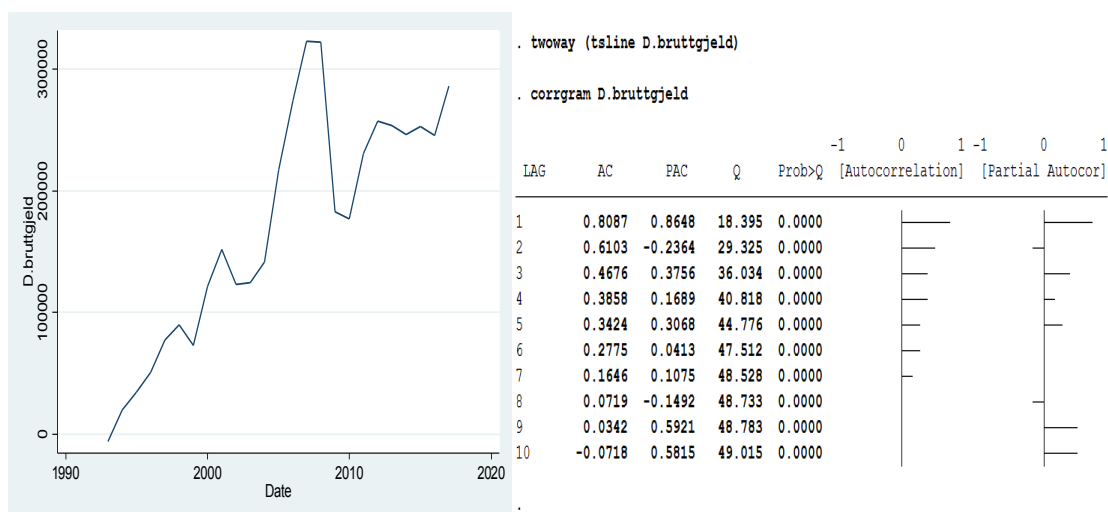
1. Bruttogjeld variabel:



Tabell 5.3 Resultater fra stasjonærhetstest til variabelen bruttogjelden

Fra grafen ovenfor går variabelen bruttogjelden opp, noe som tyder på at data ikke er stasjonær. Siden P-verdien er mindre enn 5%, avviser vi nullhypotesen. Derfor er bruttogjelden på variabel nivå ikke stasjonær.

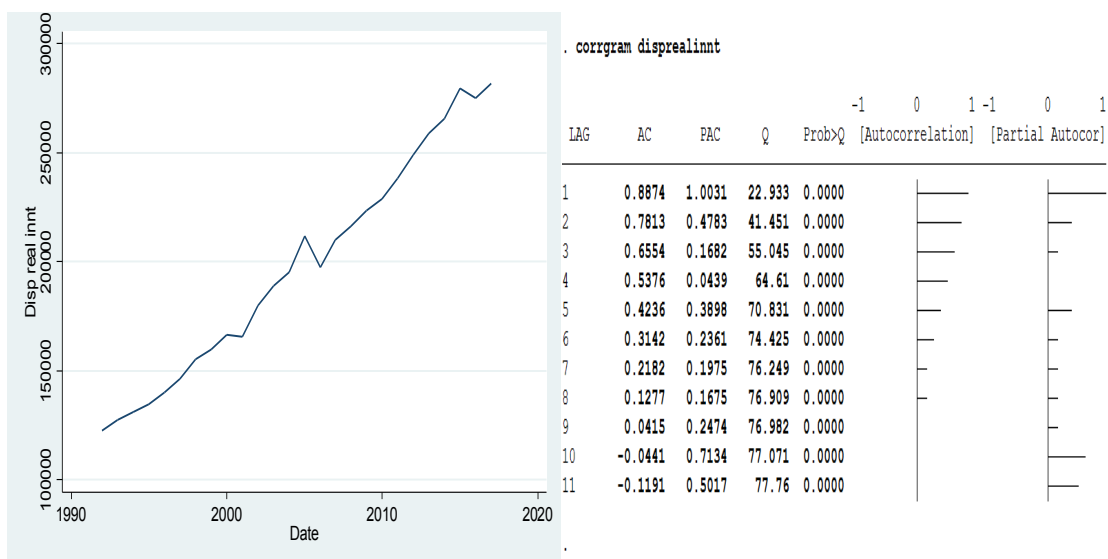
Videre tester vi bruttogjeld-variabelen av førsteordens differanse:



Tabell 5.3 Resultater av førsteordens differansieringstest til variabelen bruttogjeld

Siden P-verdien er mindre enn 5%, avviser vi nullhypotesen. Den førsteordens differanse til bruttogjelds variabelen er derfor ikke stasjonær.

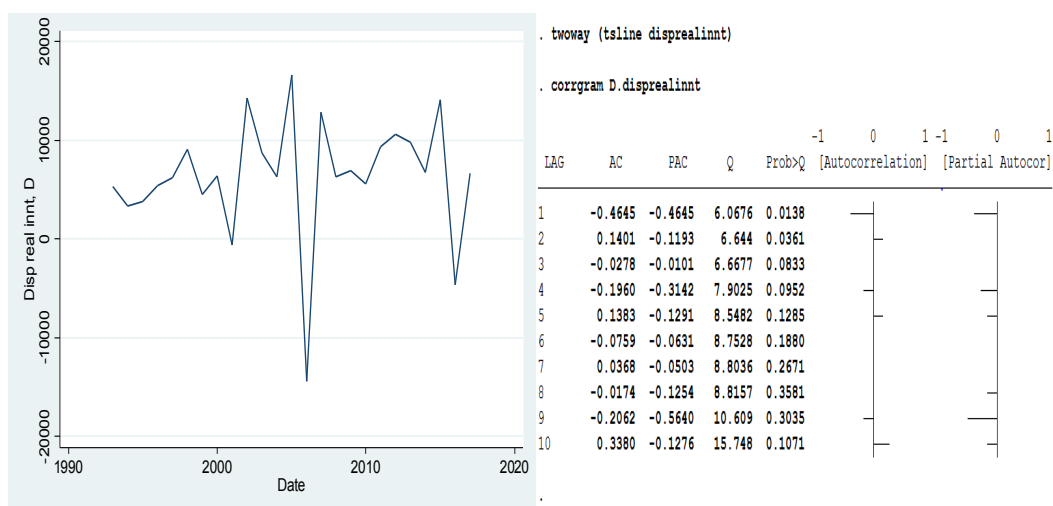
2. Disponible realinntekt variabel



Tabell 5.5 Resultater fra stasjonæritetstest til disponibel realinntekt

Fra grafen ovenfor, ser vi at disponible realinntekt går opp, noe som tyder at data variabelen ikke er stasjonær. Siden P-verdien er 0, så forkaster vi nullhypotesen. Disponibel realinntekt variabelen er ikke-stasjonær.

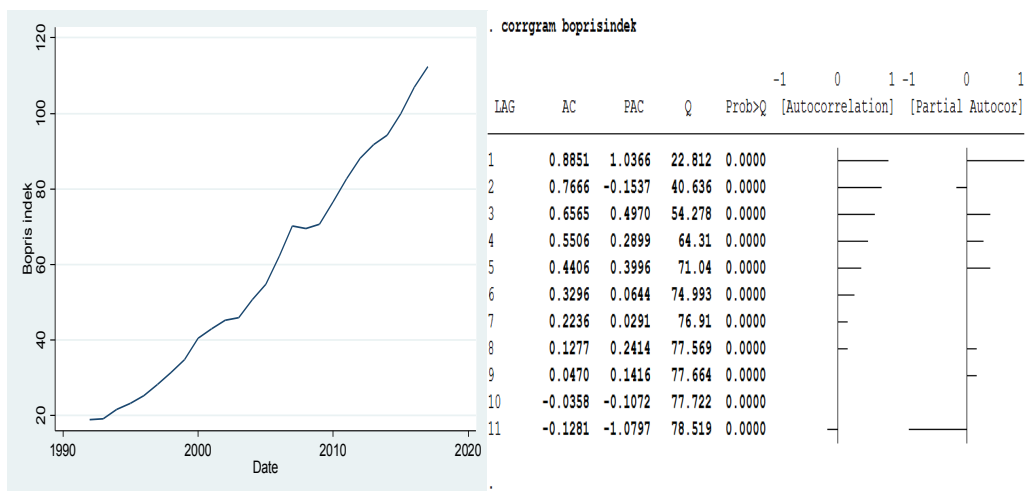
Videre tester vi disponible realinntekt av førsteordens differanse:



Tabell 5.6 Resultater av førsteordenstest til disponibel realinntekt

Siden P-verdien er større enn 5%, vi kan ikke forkaste nullhypotesen. Den førsteordens differanse til disponible realinntekt variabelen er stasjonær.

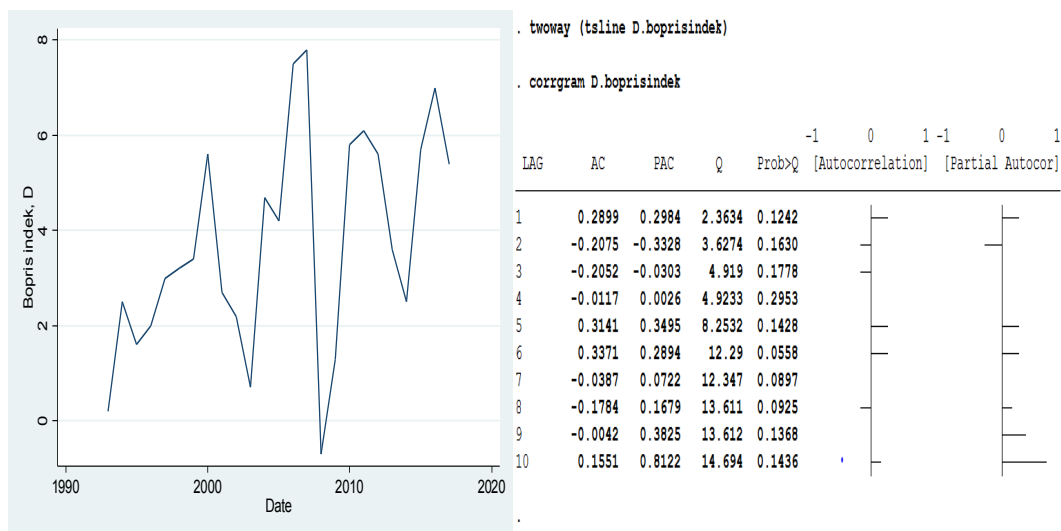
3. Boligprisindeks variabelen



Tabell 5.7 Resultater fra stasjonærhetstesten til boligprisindeksen

Fra grafen ovenfor ser vi at boligprisindeksen går opp, noe som tyder at variabelen ikke er stasjonær. Siden P-verdien er 0, så forkaster vi nullhypotesen. Variabelen til boligprisindeksen er ikke stasjonær.

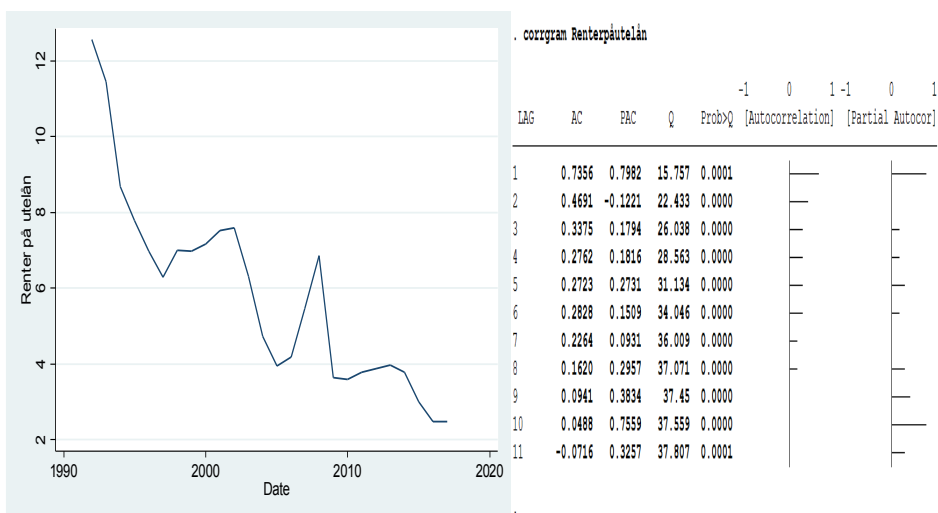
Videre tester vi boligprisindeksen av førsteordens differanse:



Tabell 5.8 Resultater av førsteordens differansieringstest til boligprisindeksen

Siden P-verdien er større enn 5%, vi kan ikke forkaste nullhypotesen. Den førsteordens differanse til variabelen boligprisindeks er stasjonær.

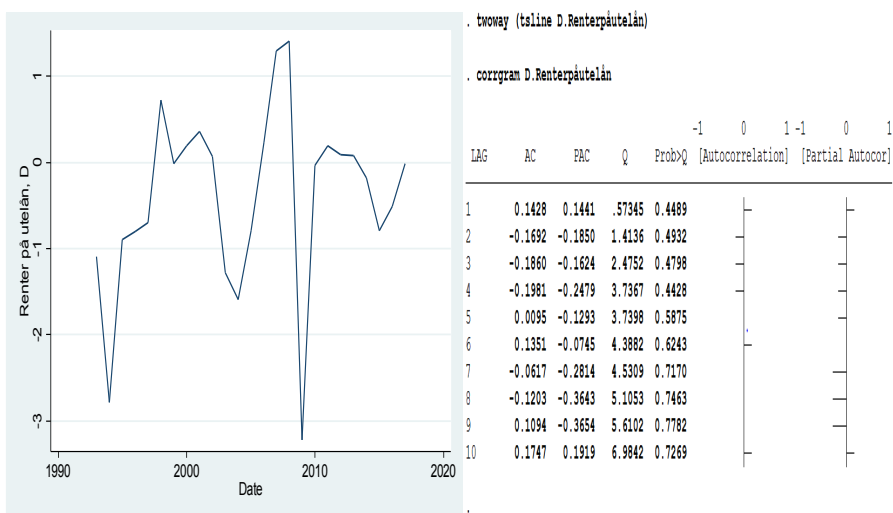
4. Renter på utestående utlån variabelen



Tabell 5.9 Resultater fra stasjonærhetstesten til renter på utlån

Fra grafen ovenfor ser vi at renter på utestående utlån går ned, noe som tyder at variabelen er ikke stasjonær. Siden P-verdien er mindre enn 5%, så forkaster vi nullhypotesen. Variabelen til renter på utestående utlån er ikke stasjonær.

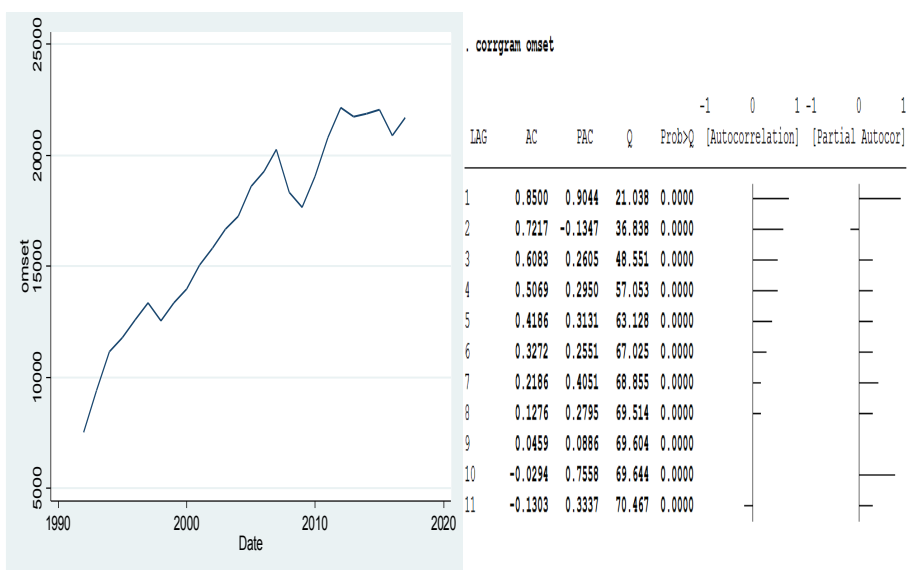
Videre tester vi renter på utestående utlån av førsteordens differanse:



Tabell 5.10 Resultater fra førsteordens differensieringstest til renter på utlån

Siden P-verdien er større enn 5%, vi kan ikke forkaste nullhypotesen. Den førsteordens differanse til variabelen renter på utestående utlån er stasjonær.

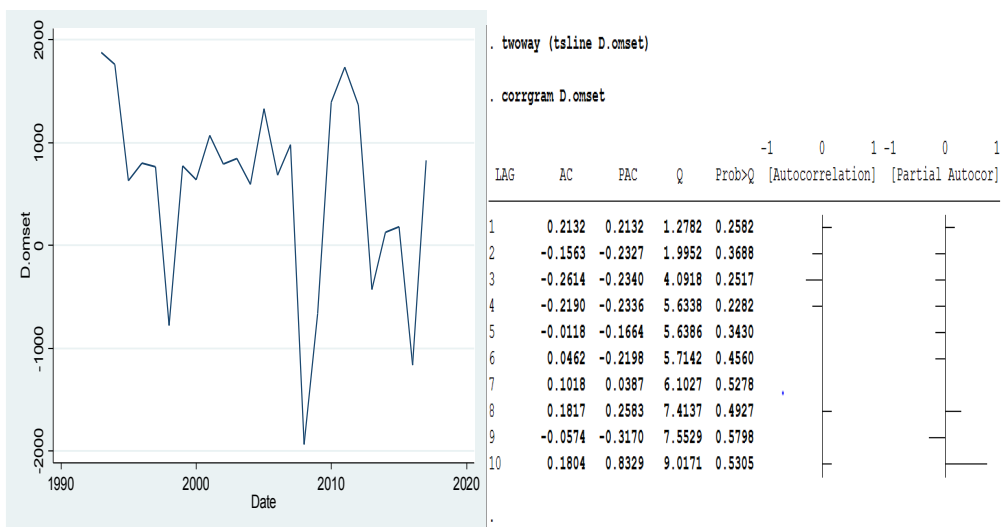
5. Boligomsetning variabelen



Tabell 5.11 Resultater fra stasjonærhetstesten til boligomsetning

Fra grafen ovenfor ser vi at boligomsetningen går opp, noe som tyder at variabelen er ikke stasjonær. Siden P-verdien er mindre enn 5%, så forkaster vi nullhypotesen. Variabelen til boligomsetning er ikke stasjonær.

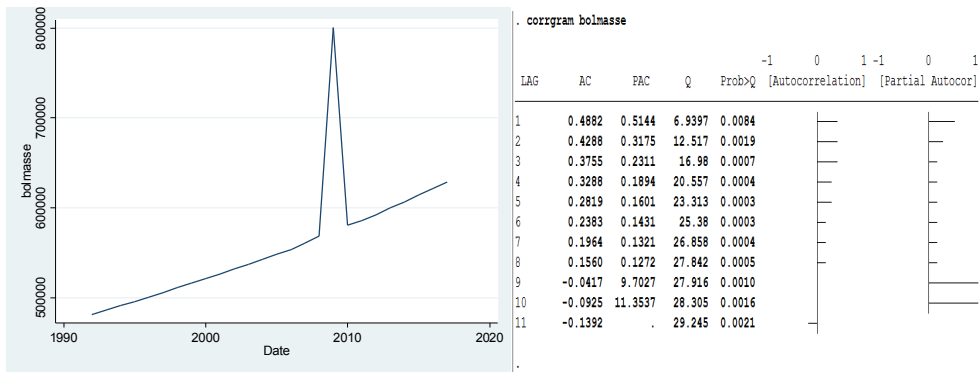
Videre tester vi boligomsetningen av førsteordens differanse:



Tabell 5.12 Resultater fra førsteordens differensieringstest til boligomsetning

Siden P-verdien er større enn 5%, vi kan ikke forkaste nullhypotesen. Derfor den førsteordens differanse til variabelen boligomsetningen er stasjonær.

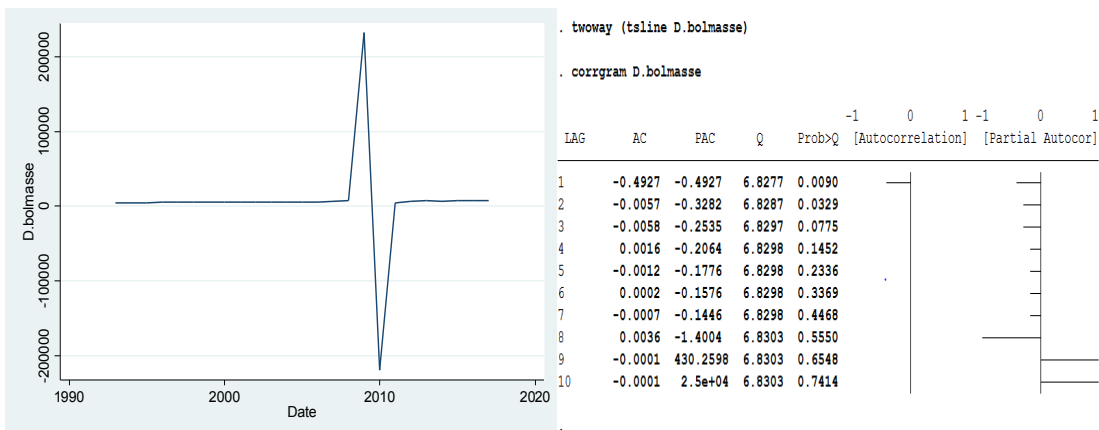
6. Boligmasse variabelen



Tabell 5.13 Resultater fra stasjonærhetstesten til boligmasse

Fra grafen ovenfor ser vi at boligmassen svinger opp og ned, noe som tyder at variabelen er ikke stasjonær. Siden P-verdien er mindre enn 5%, så forkaster vi nullhypotesen. Derfor er variabelen boligmasse ikke stasjonær.

Videre tester vi boligmassen av førsteordens differanse:



Tabell 5.14 Resultater fra førsteordens differensieringstest til boligmasse

Siden P-verdien er større enn 5%, vi kan ikke forkaste nullhypotesen. Derfor er den førsteordens differanse til variabelen boligmasse er stasjonær.

Alle vår variabler er ikke stasjonære på nivå, men når det konverteres til førsteordens differensiering, så er de stasjonære, unntatt bruttoggjelden. Hvor null hypotesen står for at det er ikke kointgrasjon mellom variabler. Mens alternativ hypotesen står for at det eksisterer kointgrasjon mellom variabler.

5.2 Kointegrasjonsanalyse, Johansen-metode

Vi skal bruke Johansen-metode (Johansen, 1988), for å undersøke om det eksisterer noe årsakssammenheng mellom boligpriser, og husholdningenes gjeld i Norge. Testing og estimering av kointegrering ved bruk av Johansen teknikk, baserer seg i utgangspunktet på VAR metoden (Vektor Autoregression). VAR-metoden gir oss anledningen til å analysere sammenhengen både kortsiktig og langsiktig, når variabler er kointegrerte. De endogene variabler er husholdningsbruttogjeld, disponible realinntekt og boligprisindeks. De eksogene variabler er renter på utestående utlån, boligomsetning og boligmasse.

```
. vecrank bruttgjeld disprealinnt boprisindek Renterpautelån omset bolmasse, trend(constant) max
```

Johansen tests for cointegration					
Trend: constant			Number of obs = 24		
Sample: 1994 - 2017			Lags = 2		
5%					
maximum			eigenvalue	trace	critical
rank	parms	LL		statistic	value
0	42	-1041.6655	.	204.6835	94.15
1	53	-990.45038	0.98599	102.2533	68.52
2	62	-965.45946	0.87539	52.2714	47.21
3	69	-950.04344	0.72326	21.4394*	29.68
4	74	-942.73618	0.45607	6.8249	15.41
5	77	-939.68736	0.22436	0.7272	3.76
6	78	-939.32374	0.02985		

5%					
maximum			eigenvalue	max	critical
rank	parms	LL		statistic	value
0	42	-1041.6655	.	102.4302	39.37
1	53	-990.45038	0.98599	49.9818	33.46
2	62	-965.45946	0.87539	30.8320	27.07
3	69	-950.04344	0.72326	14.6145	20.97
4	74	-942.73618	0.45607	6.0976	14.07
5	77	-939.68736	0.22436	0.7272	3.76
6	78	-939.32374	0.02985		

Tabell 5.15 Resultater fra Johansen-test for kointegrasjon.

Følgende er det hypotesetesting prosedyrer for kointegrasjon sammenhengen:

H_0 : Det er null kointegrasjon mellom variabler

H_1 : Det er kointegrasjon mellom variabler

Trasetesten 204.6835 er større enn 5 prosent kritisk verdi 94,15, derfor forkaster vi nullhypotesen, som indikerer at det eksisterer kointegrasjon mellom variabler.

H_0 : Kointegrasjon mellom variabler er 1

H_1 : Kointegrasjon mellom variabler er ikke 1

Trasetesten 102,2533 er større enn 5 prosent kritisk verdi 68,52, derfor forkaster vi nullhypotesen, som indikerer at kointegrasjon mellom variabler er ikke 1.

H_0 : Kointegrasjon mellom variabler er 2

H_1 : Kointegrasjon mellom variabler er ikke 2

Trasetesten 52,2714 er større enn 5 prosent kritisk verdi 47,21, derfor forkaster vi nullhypotesen, som indikerer at kointegrasjon mellom variabler er ikke 2.

H_0 : Kointegrasjon mellom variabler er 3

H_1 : Kointegrasjon mellom variabler er ikke 3

Trasetesten 21,4394 er mindre enn 5 prosent kritisk verdi 29,68, derfor aksepterer vi nullhypotesen, som indikerer at kointegrasjon mellom variabler er

Resultater fra Johanses trasetest indikereer at det er 3 kointegrerte variabler. mellom alle variabler, blant annet det årsakssammenhengen mellom sammenhengen mellom boligpriser og husholdningenes gjeld. Hvor den ene antas er boligpriser, husholdningenes gjeld, og lånsrenter. Derfor vi kan videre gjennomføre vektor feilkorreksjonsmodell. Når trasetesten er større enn 5 prosent kritisk verdi, så forkaster vi nullhypotesen, og aksepterer den alternative hypotesen se tabell (5.15).

5.3 Vektor feilkorreksjonsmodell

Vektor feilkorreksjonsmodell (VECM) har som mål å undersøke nærmere det langsiktige, og kortsiktige årsakssammenheng som eksisterer mellom alle variabler, inkudert årsakssammenhengen mellom boligpriser og husholdningenes gjeld , og samtidig hvilke finansielle akseleratorer blant variabler som påvirker boligpriser i Norge, både på kort-og lang sikt. Når vi analyserer ved hjelp VECM, bør både kortsiktig og langsiktig årsakssammenhengen analyseres⁸. Siden tidligere resultater tyder på at alle variablene er kointegrert av førsteordens differensiering I(1), bruker vi VECM-modellen videre. Den

⁸ For fullstendig VECM resultat se appendiks D

avhengige variabelen er boligprisindeks, derfor tar vi utgangspunktet i boligprisindeks tabell (5.16).

```
. vec boprisindek bruttgjeld disprealinnt Renterpåutelån omset bolmasse, trend(constant) rank(3)
```

Vector error-correction model

```
Sample: 1994 - 2017      Number of obs   =      24
                        AIC                          =    84.92029
Log likelihood = -950.0434      HQIC             =    85.81883
Det(Sigma_ml) = 9.74e+26      SBIC              =    88.30719
```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_boprisindek	10	.495334	0.9928	1798.532	0.0000
D_bruttgjeld	10	22141.5	0.9928	1801.388	0.0000
D_disprealinnt	10	5187.09	0.8053	53.75842	0.0000
D_Renterpåutelån	10	.52836	0.8704	87.32875	0.0000
D_omset	10	740.201	0.7011	30.48898	0.0007
D_bolmasse	10	24749	0.9163	142.3695	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
D_boprisindek					
__ce1					
L1.	-.8571962	.0642798	-13.34	0.000	-.9831823 -.73121
__ce2					
L1.	4.43e-06	4.34e-07	10.21	0.000	3.58e-06 5.29e-06
__ce3					
L1.	.000416	.0000304	13.69	0.000	.0003564 .0004756
boprisindek					
LD.	.1835996	.0868367	2.11	0.034	.0134028 .3537963
bruttgjeld					
LD.	.0000115	3.62e-06	3.18	0.001	4.43e-06 .0000186
disprealinnt					
LD.	-.0003237	.0000253	-12.79	0.000	-.0003733 -.0002742
Renterpåutelån					
LD.	1.258096	.215477	5.84	0.000	.8357685 1.680423
omset					
LD.	.0016896	.0001884	8.97	0.000	.0013203 .0020589
bolmasse					
LD.	3.83e-06	2.36e-06	1.63	0.104	-7.88e-07 8.45e-06
__cons	6.763005	.8804851	7.68	0.000	5.037286 8.488724

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
__ce1	3	253.3053	0.0000
__ce2	3	82.09786	0.0000
__ce3	3	259.2021	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restrictions imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_ce1						
boprisindek	1
bruttgjeld	0	(omitted)
disprealinnt	0	(omitted)
Renterpåutelån	.4076799	1.92244	0.21	0.832	-3.360234	4.175594
omset	-.00955	.0014644	-6.52	0.000	-.0124201	-.00668
bolmasse	-.0003547	.0000401	-8.84	0.000	-.0004333	-.000276
_cons	235.4278
_ce2						
boprisindek	0	(omitted)
bruttgjeld	1
disprealinnt	-2.84e-14
Renterpåutelån	997744.1	186200	5.36	0.000	632798.8	1362689
omset	-59.46894	141.8316	-0.42	0.675	-337.4539	218.516
bolmasse	-5.628	3.887405	-1.45	0.148	-13.24717	1.991174
_cons	-1.02e+07
_ce3						
boprisindek	0	(omitted)
bruttgjeld	1.73e-18
disprealinnt	1
Renterpåutelån	-11502.23	3158.313	-3.64	0.000	-17692.41	-5312.05
omset	-21.6202	2.405739	-8.99	0.000	-26.33536	-16.90504
bolmasse	-.6346569	.0659379	-9.63	0.000	-.7638929	-.5054209
_cons	513141.2

Tabell: 5.16 Vektor feilkorreksjonsmodell (VECM)

5.3.1 Den langsiktige årsakssammenhengen

Ved hjelp VECM-testen kan vi vite om det eksisterer en langsiktig årsakssammenheng mellom variabler. Fra tabellen (5.16), ser vi at (CE1) har negativ fortegn, og p-veridien er signifikant. Noe som tyder på at det er en langvarig årsakssammenhengen som går fra husholdningsbruttogjeld, disponible realinntekt, boligprisindeks, renter på utestående utlån, og boligomsetning, til boligmasse. Den langsiktige sammenhengen går fra de avhengige variabler til den uanvendige variabelen.

5.3.2 Den kortsiktige årsakssammenhengen

Vi skal gå gjennom hver enkelt variabler i følgende rekkefølge: husholdningsbruttogjeld, disponible realinntekt, boligprisindeks, renter på utestående utlån, boligomsetning og boligmasse. Vi undersøker nærmere om det er noe årsakssammenheng mellom hver enkel variabel med boligpriserindeksen i Norge.

1. Husholdningsbruttogjeld:

For å undersøke om det er noe årsakssammenheng mellom husholdningsbruttogjeld og boligprisindeksen, formulerer vi følgende hypotese hvor nullhypotesen er: Det er ingen kortsiktig årsakssammenheng fra husholdningsbruttogjeld til boligprisindeksen. Alternativ

hypotese: Det er en kortsiktig årsakssammenheng fra husholdningsbruttogjeld til boligprisindeksen.

```
. test ([D_boprisindek]: LD.bruttgjeld)
( 1)  [D_boprisindek]LD.bruttgjeld = 0
      chi2( 1) =    10.13
      Prob > chi2 =    0.0015
```

Tabell 5.17 Resultat av husholdningsbruttogjeld årsakssammenheng

Siden P-verdi er 0,0015, som er mindre enn 5 prosent kritisk verdi, forkaster vi nullhypotesen, som indikerer at det eksisterer en kortsiktig årsakssammenheng fra husholdningsbruttogjeld til boligprisindeksen.

2. Disponible realinntekt

For å undersøke om det er noe årsakssammenheng mellom disponible realinntekt og boligprisindeksen. Formulerer vi følgende hypotese hvor nullhypotesen er: Det er ingen kortsiktig årsakssammenheng fra disponible realinntekt til boligprisindeksen. Alternativ hypotese: Det er en kortsiktig årsakssammenheng fra disponible realinntekt til boligprisindeksen

```
. test ([D_boprisindek]: LD.disprealinnt)
( 1)  [D_boprisindek]LD.disprealinnt = 0
      chi2( 1) =   163.71
      Prob > chi2 =    0.0000
```

Tabell 5.18 Resultat av disponibel realinntekt årsakssammenheng

Siden P-verdi er mindre enn 5 prosent kritisk verdi, forkaster vi nullhypotesen, noe som betyr at det eksisterer en kortsiktig årsakssammenheng fra husholdningsbruttogjeld til boligprisindeksen.

3. Renter på utestående utlån variabel

For å undersøke om det er noe årsakssammenheng mellom renter på utestående utlån til og boligprisindeksen, formulerer vi følgende hypotese hvor nullhypotesen er: Det er ingen kortsiktig årsakssammenheng fra renter på utestående utlån til boligprisindeksen. Alternativ hypotese: Det er en kortsiktig årsakssammenheng fra renter på utestående utlån til boligprisindeksen.

```
. test ([D_boprisindek]: LD.Renterpåutelån)
( 1)  [D_boprisindek]LD.Renterpåutelån = 0
      chi2( 1) =    34.09
      Prob > chi2 =    0.0000
-
```

Tabell 5.19 Resultat av renter på utlån årsakssammenheng

Siden P-verdi er mindre enn 5 prosent kritisk verdi, forkaster vi nullhypotesen, som indikerer at det eksisterer en kortsiktig årsakssammenheng fra renter på utestående utlån til boligprisindeksen.

4. Boligomsetning

For å undersøke om det er noe årsakssammenheng mellom boligomsetning og boligprisindeksen, formulerer vi følgende hypotese hvor nullhypotesen er: Det er ingen kortsiktig årsakssammenheng fra boligomsetning til boligprisindeksen. Alternativ hypotese: Det er en kortsiktig årsakssammenheng fra boligomsetning til boligprisindeksen.

```
. test ([D_boprisindek]: LD.omset)
( 1)  [D_boprisindek]LD.omset = 0
      chi2( 1) =    80.42
      Prob > chi2 =    0.0000
-
```

Tabell 5.20 Resultat av boligomsetning årsakssammenheng

Siden P-verdi er mindre enn 5 prosent kritisk verdi, forkaster vi nullhypotesen, noe som tyder på at det eksisterer en kortsiktig årsakssammenheng fra boligomsetningen til boligprisindeksen.

5. Boligmasse

For å undersøke om det er noe årsakssammenheng mellom boligmasse og boligprisindeksen, formulerer vi følgende hypotese hvor nullhypotesen er: Det er ingen kortsiktig årsakssammenheng fra boligmasse til boligprisindeksen. Alternativ hypotese: Det er en kortsiktig årsakssammenheng fra boligmasse til boligprisindeksen.

```
. test ([D_boprisindek]: LD.bolmasse)
( 1)  [D_boprisindek]LD.bolmasse = 0
      chi2( 1) =      2.64
      Prob > chi2 =      0.1041
-
```

Tabell 5.21 Resultat av boligmasse årsakssammenheng

Siden P-verdi er større enn 5 prosent kritisk verdi, derfor vi aksepterer nullhypotesen, noe som tyder på at det eksisterer ikke en kortsiktig årsakssammenheng fra boligmasse til boligprisindeksen.

Det er en langsiktig årsakssammenheng fra husholdningsbruttogjeld, disponible realinntekt, renter på utestående utlån, boligomsetning, og boligmasse, til boligprisindeks. Samtidig er det en kortsiktig årsakssammenheng fra alle varblene til boligprisindeksen, unntatt boligmasse.

Autokorrelasjonstest

Vi skal bruke Lagrange Multiplikator (LM) testen for autokorrelasjon, til å undersøke om vår VECM, er autokorrelert eller ikke. Vi tester autokorrelasjon med følgende hypotesetesting, nullhypotesen: Det er ingen autokorrelasjon i VECM. Alternativ hypotese: Det er autokorrelasjon i VECM.

```

. vec1mar
Lagrange-multiplier test

```

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	32.2239	36	0.64886
2	33.6246	36	0.58209

```

H0: no autocorrelation at lag order

```

Tabell 5.22 Resultater av autokorrelasjonstest

Siden P-verdi er mindre enn 5 prosent kritisk verdi, vi aksepterer nullhypotesen. Derfor har vår VECM som helhet ingen autokorrelasjon.

Normalitetstest

For å undersøke nærmere om residualene er normal fordelt eller ikke, bruker vi Jarque-Bera-testen, som bekrefter normaliteten til testen. Vi formulerer følgende hypotesetest, nullhypotesen: Residualene er normal fordelt .Alternativ hypotesen: Residualene er ikke normal fordelt

```

. vecnorm, jbera
Jarque-Bera test

```

Equation	chi2	df	Prob > chi2
D_boprisindek	0.618	2	0.73418
D_bruttgjeld	1.397	2	0.49728
D_disprealinnt	3.592	2	0.16599
D_Renterpåutelån	1.586	2	0.45259
D_omset	0.335	2	0.84588
D_bolmasse	0.823	2	0.66269
ALL	8.350	12	0.75721

Tabell 5.23 Resultater av normalitetstest

Som en helhet P-verdi er mindre enn 5 prosent kritisk verdi, derfor aksepterer vi nullhypotesen, noe som betyr at residualene er normal fordelt.

6. Resultat og diskusjon

Vi må være forsiktige når det gjelder tolkningen av de økonometriske resultatene, fordi resultatene fra de statistiske programmene ikke gir noe form for sikkerhet slik at

årsakssammenhengen virkelig eksisterer. Resultatene fra kointegrasjonsanalysen til Johansen (1988), viser at det eksisterer en langsiktig årsakssammenheng mellom alle variabler, blant annet årsakssammenhengen mellom boligpriser og husholdningenes gjeld. Samtidig som trasetest resultatet indikerer at det eksisterer en toveisinteraksjon mellom alle variabler, hvor de beveger seg sammen over lengre tid.

Resultater fra VECM test, viser at det eksisterer en langsiktig og kortsiktig årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningenesgjeld, og samtidig mellom alle de andre variablene. Etter at vi har sett på de detaljerte nivåer i hver enkelt variabel, har vi funnet at det eksisterer en kortsiktig årsakssammenheng mellom alle variabler, unntatt boligmasse. Dette stemmer med den økonomiske teorien i kapittel 3, hvor det indikeres at boligtilbudet ikke har påvirkning på kortsikt fordi det tar lang tid for ferdigstillelse av en boligprosjekt. I det lange løp, så har tilbud av flere boliger effekt på lang sikt.

Finansdepartement utredning (2002), har vist at det er nesten en prosent boligmasse utvikling hvert år, noe som tyder at denne prosenten er veldig lite for å klare å påvirke det samspill forholdet mellom boligpriser og gjelden.

Dette stemmer blant annet med resultatet til Anundsen og Jansens (2013) empiriske analyse, selv om de har brukt data for en lengre periode enn det vi har brukt i denne oppgaven. Vi har kommet frem til samme konklusjon, om at det eksisterer en langsiktig årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningenes gjeld. Resultatet fra denne empiriske analysen viser at de seks variablene er viktige finansielle indikatorer som norske myndigheter kan bruke for å dempe de stigende boligprisene og gjeldsveksten, slik at det ikke dannes finansiell risiko eller ustabiliteter i boligmarkedet.

Politikk og økonomi henger tett sammen, særlig boligmarkedet som er stadig i utvikling. Derfor er det viktig å skrive om de siste nyhetene som angår det boligmarkedet. Det er full politisk strid i 2018 om boliglånsregler i Norge, der Finansministeren Siv Jensen blir bedt om å innføre enda strengere regler i boliglånsforskriften fra Finanstilsynets side. I motsetning til Regjeringen som ønsker mykere regler, der venstresiden tenker på andre mulige virkemidler. I mars 2018 begynte boligprisene å vokse igjen, særlig i Oslo området, og å dempe boliglånskravene nå vil være et dårlig tidspunkt. Meglerstatistikken viser at i april 2018 har prisveksten i Norge vært den høyeste på ti år med 1,8 prosent. Det å dempe boliglånsforskriftens kravene på dette tidspunktet, kan føre til skyhøy økning i boligpriser.

Derfor må myndighetene i det minste beholde kravene til lån føreløpig, særlig Oslo-innstrammingene, mener Eiendom Norge-sjef Christian Dreyer.

Det er derimot andre finansielle virkemidler som Staten kan utføre for å dempe de stigende boligprisene og husholdningenes gjeld. Norges Bank har for eksempel kan øke rentene, som fører til at etterspørselen synker og sannsynligheten for at det blir mindre tilflytting til Oslo øker. I tillegg forventes det at flere boligprosjekter ventes å bli ferdigstilt samtidig i 2019 og som kan føre til at prisene stabiliserer seg på bakgrunn av konkurranseforhold. Det er altså tre mekanismer som kan dempe de stigende boligprisene: Renteøkning, økning av boligtilbudet og mindre tilflytting til store byer som har skyhøye priser på boligene.

Det er en del bekymringer angående de selvforsterkende mekanismene mellom tilbud og etterspørsel i boligmarkedet i fremtiden. Her vil flere som ønsker å selge boligen sin, gjerne vente med det frem til prisene har utviklet seg slik at de kan selge med avkastning.

Imidlertid kan dette skade balansemekanismen mellom tilbud og etterspørsel i boligmarkedet.

På grunnlag av årsakssammenhengen mellom boligpriser og husholdningenes gjeld, vil høye økninger i boligpriser føre til økning i husholdningenes gjeld på lang sikt til tross for innstramminger i boliglånsforskriften. Dette kan gi finansiell ustabilitet og markedet kan da kollapse på lang sikt.

Ved lav rentenivå til boliglån, og stigende boligpriser gjør det svært attraktivt for husholdninger å ta mer lån for å finansiere boliginvesteringer. Derfor har avkastning fra boliginvesteringen en direkte insentiv til økende etterspørsel etter boliglånet. Veksten i boligpriser og husholdningenes gjeld i de siste årene har vært en stor bekymring i norsk økonomi ettersom frykten for denne utviklingen ikke er bærekraftig. Det er derfor viktig for norske myndigheter å kontrollere nøkkel faktorer slik at utviklingen ikke skaper finansiell risiko.

Har boliglånsforskriften virket mellom det boligpriser og husholdningenes gjeld?

For å svare på dette spørsmålet, kan vi ta utgangspunkt i Finanstilsynets rapport om vurdering av boliglånsforskriften: *”Til tross for strammere utlånspraksis og omslaget i boligmarkedet, har veksten i husholdningenes gjeld holdt seg oppe. Gjelden vokser fortsatt mer enn husholdningenes inntekter, slik at gjeldsgraden øker fra et rekordhøyt nivå”* (Finanstilsynet 2018).

Dette viser at boliglånsforskriften har virket men sannsynligvis ikke på det nivået som var

tiltenkt. Finanstilsynet har gitt nytt forslag for at forskriftenes utlånspraksis bør videreføres med strammere regler, der fleksibilitetskvoten synker fra 10 til 8 prosent for hele lån med pant i bolig, i tillegg til oppheving av regler for maksimale belåningsgrad for sekundærbolig med pantelån i Oslo. Innstramminger i boliglånsforskriften har rammet mest førstegangskjøpere som mangler egenkapital og personer med langvarig økonomisk vanskelighet.

Boligpris veksten og økende husholdningenes gjeld, er et resultat av ekspansiv finans- og pengepolitikk. Derfor har effekten av boliglånsforskriftenes innstramminger vært begrenset rett og slett på grunn av de kortsiktige og langsiktige årsaksammenhengene som eksisterer mellom boligpriser og husholdningenes gjeld.

Norstat har foretatt en undersøkelse av husholdningene, der det fremkommer at nesten 80 prosent av norsk befolkning mener at egenkapitalkravet på 15 prosent, har forårsaket klasseskilte. Der eksisterer enkelte som har foreldre som kan bidra til med boligkjøp økonomisk, i motsetning til de som ikke har det. I tillegg har andelen av dette utvalget som har fått økonomisk hjelp fra familie, økt fra 15 til 35 prosent. Denne hjelpen er en del av bakliggende faktorer som gjør at boligprisene fortsetter å vokse selv om det er innført innstramminger av kravene til lån. Dette fører imidlertid til lekkasje i det finansielle systemet (Finans Norge 2012)

Statlig startlån eller private aktører?

Startlån er en offentlig boligsosial tjeneste fra Husbanken som godkjennes til personer med langvarig økonomiske problemer som ikke kan kjøpe eget bolig. For å dempe den finansielle risikoen, kan det tenkes at offentlige lån er en gunstig løsning slik at Staten alltid har kontroll over finansielle aktiviteter i landet. De er nødt til å holde markedet åpent for alle aktørene av hensyn til like konkurransevilkår for både offentlige og private aktører.

Samtidig at konkurransevilkår bidrar til verdiskapning, innovasjon og sysselsetting. En balansert styring mellom de offentlige og de private aktørene er en kritisk suksessfaktor når det gjelder boligfinansiering for det langsiktige finansielle stabiliseringen.

Finansministeren Siv Jensen foreslår at de innstramminger som ble gjort i det statlige lånetilbudet i 2014 som går ut på at lånet skal kun gis til de med langvarig økonomisk vanskelighet skal justeres. Her skal det inkluderes blant annet unge voksne som har betjeningsevne til å kjøpe bolig, men som mangler nok egenkapital.

7. Konklusjon

I denne oppgaven har jeg undersøkt hvilke årsakssammenhenger som eksisterer mellom boligpriser og husholdningenes gjeld i tillegg til andre variabler som inntekt, rente, boligomsetning og boligmasse. Dessuten har jeg også sett på hvilke virkemidler som norske myndigheter har brukt for å dempe de stigende boligprisene og husholdningenes gjeld. Problemstillingen min i analysen er inspirert av det empiriske analysen til Anundsen og Jansen (2013), der de har funnet at det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom boligpriser og gjeld.

For å finne svar på årsakssammenhengene, har jeg undersøkt stasjonærhet for hver enkelt variabler, både på nivå og på førsteordens differensieringsnivå. Deretter brukte jeg kointegrasjonsanalyse til Johansen-metode for å finne ut om det eksisterer årsakssammenheng. Her fant jeg ut at det eksisterer tre kointegrerte variabler; nemlig boligpriser, husholdningenes gjeld og renter på boliglån. Ved hjelp av vektor feilkorreksjonsmodell (VECM), viste funnene at p-verdien er signifikant. Dette indikerer at det foreligger en langsiktig årsakssammenheng mellom alle variabler inkludert sammenhengen mellom boligpriser og gjeld.

Videre har vi undersøkt kortsiktig årsakssammenheng for hver enkelt variabel. Resultatene viser tydelig at det er kortsiktig sammenheng mellom alle variabler, unntatt boligmasse som ikke er signifikant 5 prosent kritisk verdi. Jeg har også utført Lagrange Multiplikator autokorrelasjonstest der funnene viser at VECM er autokorrelert. Samtidig har jeg funnet at modellen er normalfordelt ved hjelp av Jarque-Bera normalitetstest.

Norske myndigheter har gjort innstramminger på gjeldsgrad og belåninggrad fra boliglånsforskriften betraktelig siden mars 2010. Formålet har vært å dempe de stigende boligprisene og husholdningenes gjeld i Norge. Den utviklingen vi ser i norsk økonomi med stigende boligpriser og husholdningenes gjeld utgjør en finansiell risiko. Derfor er det kritisk å vite hvilke årsakssammenhenger som finnes mellom de finansielle akseleratorene. Særlig årsakssammenhengene og selvforsterkende effekter som finnes mellom boligpriser og husholdningenes gjeld som er nødvendig for den finansielle stabiliteten i Norge. Hvor de finansielle systemene skal være robuste og effektive nok i markedet på en tilfredsstillende måte.

På bakgrunn av de resultatene som oppgaven viser, konkluderer jeg med at det eksisterer en langsiktig og kortsiktig årsakssammenheng mellom boligpriser og husholdningenes gjeld i Norge, som er i overensstemmelse med Anundsen og Jansen (2013) konklusjon i deres empiriske analyse.

Kildehenvisning

Almeida Heitor, Murillo Campello, Crocker H. Liu. 2006. "*The financial accelerator: Evidence from international housing markets*"
<https://scholarship.sha.cornell.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1237&context=articles>.
Hentet 22. februar 2018

Andrè Kalkå Anundsen. 2010. "*Boligpriser, forventninger og gjeld*"
<https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/16921/MasteroppgavexAndrexAnundsen.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Hentet 26. februar 2018

Arne Rgde Gramstad. 2013. "Indifferenskurver, nyttefunksjon og nyttemaksimering"
http://www.uio.no/studier/emner/sv/oekonomi/ECON1210/h13/notater/nytte_og_indiff.pdf.
Hentet 27. februar. 2018

Andrè K. Anundsen og Eilev S. Jansen. 2013. "*Boligpris-og kredittvekst forsterker hverandre*"
https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/_attachment/152571?_ts=142c7136f68. Hentet 17. mars 2018.

André K. Anundsen, Eilev S. Jansen. 2011. "*Self-reinforcing effects between housing prices and credit*".
<https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/DP/dp651.pdf> Hentet 08. april 2018

Boliglånsforskriften. 2016. "*Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig*".
<https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2016-12-14-1581>. Hentet 09.01.2018

Chris Brooks. 2014. *Introductory Econometrics for Finance*. 3rd ed. University Printing House, Cambridge CB2 8BS, United Kingdom.

Christian Riis, og Espen R. Moen. 2017. *Moderne mikroøkonomi med digital arbeidsbok*. 4. Utgave, 2. opplag. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag AS 017.

Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug. 2004. "*Hva driver boligprisene?*"
https://www.norgesbank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf . Hentet 16. mars. 2018.

Dag Henning Jacobsen, Kristin Solberg Johansen, Kjersti Haugland (2006), "*Boliginvesteringer og boligpriser*"
https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2006-04/boliginvesteringer.pdf Hentet 07. april. 2018

Erling Røed Larsen. "*Et bærekraftig boligmarked*"

<https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/krd/vedlegg/boby/boligmelding2013/larsen.pdf> . Hentet 21.februar.2018

Eilev S. Jansen. 2009. ”*Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum?*”
<https://www.ssb.no/a/filearchive/Kan%20formueseffekter%20forklare%20utviklingen%20i%20privat%20konsum.pdf>. Hentet 19.mars.2018

Finanstilsynet. 2009. ”*Tilstanden i finansmarkedet: 2009*”.
https://www.finanstilsynet.no/contentassets/af5b86649a7e41c0bc6346bf2c2f11f0/tilstanden_i_finansmarkedet_2009.pdf. Hentet 10. januar 2018

Finanstilsynet. 2010. ”*Rundskriv: Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål*”.
https://www.finanstilsynet.no/contentassets/21532936361b4cb4b9d821040cf16ffe/rundskriv_11_2010.pdf. Hentet 08. mars 2018.

Finansmarkdesmelding.2016-2017. ”*Utsiktene for finansiell stabilitet*”
<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-34-20162017/id2548252/sec2>. Hentet 17.mars.2018

Finanstilsynet. 2015. ”*Vurdering av forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig og husholdningenes gjeldsvekst*”.
https://www.regjeringen.no/contentassets/8b9cc3c26bb44ed99c4cbaacb787163d/brev_boliglansforskrift.pdf. Hentet 19. mars.2018.

Finanstilsynet. 2017. ”*Finansielt utsyn, juni 2017*”
<https://www.finanstilsynet.no/contentassets/93c4406301b747d0879dd80ea5d3deee/finansielt-utsyn-2017.pdf>. Hentet 21. mars.2018

Finanstilsynet. 2017. ”*Finansielt utsyn, november 2017*”
<https://www.finanstilsynet.no/contentassets/d6e0489fe4544be7a6438d6f166bfc6b/finansielt-utsyn-november-2017.pdf> . Hentet 21. mars 2018

Finanstilsynet. 2018. ”*Utkast til høringsnotat: Vurdering av forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig og husholdningens gjeldsvekst*”.
<https://www.finanstilsynet.no/contentassets/b3616b5c45af4bf8ae136d97870a356f/utkast-horingsnotat-m-vedlegg---vurdering-av-forskrift-om-krav-til-nye-utlan-med-pant-i-bolig-og-husholdningenes-gjeldsvekst.pdf>. Hentet 24. mars 2018.

Finans Norge.2012.”*Egenkapitalkrav gir classeskille*”
<https://www.finansnorge.no/aktuelt/sporreundersokelser/husholdningsundersokelsen1/husholdningsundersokelsen-2012/egenkapitalkrav-gir-klasseskille/>. Hentet 24.mars.2018

Finanstilsynet. 2018. Pressemelding. ”Finanstilsynet foreslår ny boliglånsforskrift fra 1. juli 2018”.

<https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2018/finanstilsynet-foreslar-ny-boliglansforskrift-fra-1.-juli-2018/> .Hentet 24. april 2018

Gjeldsfinans, ”Hva menes med betjeningsevne?”

<https://www.gjeldfinans.no/faq/hva-menes-med-betjeningsevne>. Hentet 05.februar 2018

Ivo Krznar, James Morsink. 2014. ”*With great power comes great responsibility: macroprudential tools at work in Canada*”.

<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/With-Great-Power-Comes-Great-Responsibility-Macroprudential-Tools-at-Work-in-Canada-41551>. Hentet 18. mars 2018

IMF.2015. ”*Norway: selected issues; imf country report*“. 16/2015.

<https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2016/cr16215.pdf>. Hentet 20. mars 2018

Jeffrey M. Perloff. 2017. *Microeconomics Theory and Applications with Calculus*. fourth edition. Published by Pearson Education.

Jeffrey M. Wooldridge. 2013. *Introduction to Econometrics*. Published by Course Technology, a division of Cengage Learning, Inc. 2013.

Jurgen A. Doornik, David F. Hendry. 2013. ”*Modelling Dynamic Systems*” .PcGive 14. London: Timberlake Consultants

http://www.uio.no/studier/emner/sv/oekonomi/ECON4160/h14/teaching-material/pcgive_vol2.pdf. Hentet 06.april.2018

Kredittilsynet. 1993. ”*Årsmelding: 1993*”.

https://www.finanstilsynet.no/contentassets/c675340c6992447e8db31fca25ddf407/arsmelding_1993.pdf. Hentet 13. mars 2018.

R.Carter Hill, William E. Griffiths. Guay C. Lim. 2011. ”*Principles of econometrics*”. John Wiley & Sons, Inc.

<https://danboak.files.wordpress.com/2017/09/principles-of-econometrics-4th-edition.pdf>. Hentet 18.Januar.2018

Trond-Arne Borgersen, Jørund Greibrokk.2011. ”*Boligpriser, formueseffekter og endringer i boliglånsmarkedet*”. Arbeidsrapport / Høgskolen i Østfol. 2011:4.

<https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/148402/hefte4-2011.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Hentet 28.februar.2018

Karl Wig.2018. “*Det gikk som meglersjefen fryktet, Nå star Jensen I bolig-skvis*”
<https://e24.no/privat/boligmarkedet/det-gikk-som-meglarsjefen-fryktet-naa-staar-jensen-i-bolig-skvis/24326120>. Hentet 05.05.2018

Karl Wig. 2018. “*Full boliglån-strid: -Umulig å ta på alvor*”.
<https://e24.no/privat/bolig/full-boliglaan-strid-umulig-aa-ta-paa-alvor/24322761>
Hentet 15.mai 2018

Rødseth A. 1987. “*Sosial Økonomen. Bustandsmarknaden-utviklingstrekk og verkemåte*”
https://www.samfunnsokonomene.no/content/uploads/2012/01/so_198711.pdf. Hentet 19.mars.2018

Kristen Ringdal. 2013. *Enhet og Mangfold, samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode*. 3.utgave. Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.

Line Kaspersen.2012. “*15-prosents regelen har hatt motsatt effekt, Dagens Næringsliv*”.
<https://www.dn.no/privat/eiendom/2012/09/03/-15prosentregelen-har-hatt-motsatt-effekt?screenArea=readmore>. Hentet 30.mars.2018

Maren Husby. 2013. *En empirisk undersøkelse av egenkapitalkravenes effekt på gjelds- og boligprisveksten*.
<https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/38220/Husby-Maren-masteroppgave.pdf?sequence=1>. Hentet 01. februar.2018

Mona Takle. 2012. “*Boligprisindeksen*”.
https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201210/notat_201210.pdf. Hentet 20.mars 2018.

Magnar Lillegård.1994 “*Prisindekser for boligmarkedet*”
https://www.ssb.no/a/histstat/rapp/rapp_199407.pdf. Hentet 20.mars 2018

Mona Takle. 2017. “*Statistikk om boligpriser*”.
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/statistikk-om-boligpriser>. Hentet 20.mars 2018

Norges Bank.2010. “*Finansiell Stabilitet*”.

<https://www.norges-bank.no/Om-Norges-Bank/Mandat-og-oppgaver/Noregs-Banks-rolle-og-mandat/> . Hentet 28.mars.2018

Nærings- og skeridepartementet. 2018. ”*Like konkurransevilkår for offentlige og private aktører*”

<https://www.regjeringen.no/contentassets/0c36c9f9c1ca4ecebecc7142b2420511/rapprt-like-konkurransevilkår-for-offentlige-og-private-aktører.pdf>. Hentet 29.mars.2018

Nini Barth, Thomas Von Brasch. 2016. ”*Dekomponering av veksten i disponibel realinntekt*”

https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/_attachment/272449?_ts=157b3c8e4f0. Hentet 25. mars 2018

NOU 2002:2, ”*Boligmarkedene og boligpolitikken*”

<https://www.regjeringen.no/contentassets/80899d9e55ef499c86359694e816207f/no/pdfa/nu200220020002000dddpdfa.pdf>. Hentet 20.mai 2018

Manual Arellano. ”Lagrange Multiplier Test”

<http://www.cemfi.es/~arellano/lmtesting.pdf> .Hentet 07.april.2018

Søren Johansen.1991. ”*Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*”

http://www.jstor.org/stable/2938278?seq=1#page_scan_tab_contents. Hentet 15.mars.2018

Paul D.Allison. *Multiple Regression: A Primer*. Published by Pine Forge Press, Inc.1999.

Pål Boug, Yngvar Dyvi,,Per Richard Johansen og Bjørn E. Naug. 2002.: ”*MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*”

<https://ssb.no/a/publikasjoner/pdf/sos108/sos108.pdf> . Hentet 16. mars 2018

Regjeringen. 2015. ”*Forskriftsfester fleksible krav til boliglån*”.

<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/forskriftsfester-fleksible-krav-til-boliglan/id2417372/>. Hentet 08. mars 2018.

Redaksjon. 2017. ”*Sjeføkonom: Boligpristallene er gale*”

<http://www.hegnar.no/Nyheter/Eiendom/2017/09/Sjefoekonom-Boligpristallene-er-gale>. Hentet 18. mai 2018

Stortinget. 1995. ”*Kredittilsynets virksomhet i 1994*”

<https://stortinget.no/no/Saker-og-publikasjoner/Publikasjoner/Innstillinger/Stortinget/1995-1996/inns-199596-194/4/>. Hentet 09.mars 2018

Singre Hoppland. 2017. *"Folk vil heller slippe å tape 100.000, enn å tjene 100.000"*
<https://e24.no/makro-og-politikk/bolig/atferdsekspert-psykologi-preger-boligmarkedet-naa/24124034>. Hentet 19. mai. 2018

Statistiskbanken til alle data variabler
<https://www.ssb.no/statbank/>. Hentet 21.april.2018

Trond Arne Borgersen, Bjørnar Karlsen Kivedal, Joachim Thøgersen.2013.
"Egenkapitalkrav og finansiell risiko i husholdningenes boliginvesteringer".
<https://www.magma.no/egenkapitalkrav-og-finansiell-risiko-i-husholdningenes-boliginvesteringer>. Hentet 15.mars.2018

Torbjørn Eika. 2008/5-6. *"Det svinger i norsk økonomi"*
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/det-svinger-i-norsk-okonomi>.Hentet 15.mars.2018

Eilev S. Jansen, SSB. 2011. *"Hva driver utviklingen I boligpriser?"*
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/hva-driver-utviklingen-i-boligprisene>. Hentet 09.januar.2018. Hentet 14.februar.2018

Eilev S. Jansen, SSB. 2009. *"Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum"*
<https://www.ssb.no/a/filearchive/Kan%20formueseffekter%20forklare%20utviklingen%20i%20privat%20konsum.pdf>. Hentet 17.mars 2018

Jarque-Bera Test.2011. *"What is Jarque-Bera Test"*
<http://www.statisticshowto.com/jarque-bera-test/>. Hentet 29.april.2018

Idar Kretzer, Bård Øistensen. 2016. *"Informasjonsskriv til bankene om startlån - 2016 "*
<https://www.finansnorge.no/contentassets/5dc959e9a28643ada7488386afec4110/felles-rundskriv-husbanken-og-finans-norge-om-startlansordningen.pdf>. Hentet 05.april.2018

Appendiks:

Appendiks A: Definisjon av variabler

PH: Boligprisindeksen (SSB)⁹

D: Husholdningens bruttogjeld (SSB)¹⁰

YH: Husholdningens realdisponible inntekt (SSB)¹¹

H: Boligkapital (SSB) /boligmasse¹²

R: Realrenten etter skatt (SSB)¹³

TH: Antall boligomsetninger (SSB)¹⁴

Appendiks B: Anundsen og Jansen langsiktig dynamikken

$$(1) \quad PH = f(H, YH, D),$$

where $\frac{\partial f}{\partial H} < 0$, $\frac{\partial f}{\partial YH} > 0$, $\frac{\partial f}{\partial D} > 0$, and

$$(2) \quad D = g(H, YH, R, PH, TH)$$

with $\frac{\partial g}{\partial H} > 0$, $\frac{\partial g}{\partial YH} > 0$, $\frac{\partial g}{\partial R} < 0$, $\frac{\partial g}{\partial PH} > 0$, $\frac{\partial g}{\partial TH} > 0$. In (1) and (2) PH denotes real housing prices, YH represents real disposable income for the household sector (excluding dividends), R is the real interest rate after tax, D is real household debt, H is the housing stock and TH is housing turnover.

⁹ SSB. Prisindeks for brukte boliger
<https://www.ssb.no/statbank/table/07221/?rxid=fa45ad2b-782e-4d2b-8302-34d0092b2945>

¹⁰ SSB. Kredittindikator.
<https://www.ssb.no/statbank/table/07477/?rxid=3d1d3d34-778e-4d9f-a5c1-9c6584cfd9df>

¹¹ SSB Disponibel inntekt.
<https://www.ssb.no/statbank/table/10799/?rxid=9fcf1d30-ddd6-43f2-bf10-dcc593f86775>.

¹² SSB. Boligmasse
<https://www.ssb.no/statbank/table/06265/?rxid=75da39b1-a290-4aca-929c-7595cb641aac>

¹³ SSB. Renter i banker og kredittforetak.
<https://www.ssb.no/statbank/table/07200/?rxid=541efe51-6630-40c4-a576-cfe5c75d2488>

¹⁴ SSB. Boligomsetning
<https://www.ssb.no/statbank/table/08968/?rxid=6948e995-39f7-4708-878c-4f97a389bae6>

$$(3) \quad \Delta \mathbf{x}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \Gamma_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \zeta_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \delta t + \epsilon_t$$

where $\epsilon \sim N(0, \Sigma)$, \mathbf{x} is a 3×1 vector comprising the endogenous variables ph , d and yh . $\mathbf{y} = (\mathbf{x}', \mathbf{z}')'$ is a $(3 + 3) \times 1$ vector where \mathbf{z} is a 3×1 vector composed of the exogenous variables R , th and h . t is a linear trend, and Π , Γ_i , and ζ_i are

$$(4) \quad \alpha \beta' \mathbf{y} = \begin{pmatrix} \alpha_{1,ph} & \alpha_{1,d} \\ \alpha_{2,ph} & \alpha_{2,d} \\ \alpha_{3,ph} & \alpha_{3,d} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{ph,1} & \beta_{d,1} & \beta_{yh,1} & \beta_{R,1} & \beta_{th,1} & \beta_{h,1} & \beta_{t,1} \\ \beta_{ph,2} & \beta_{d,2} & \beta_{yh,2} & \beta_{R,2} & \beta_{th,2} & \beta_{h,2} & \beta_{t,2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ph \\ d \\ yh \\ R \\ th \\ h \\ t \end{pmatrix}$$

Appendiks C: Anundsen og Jansen kortsiktig dynamikken

$$(5) \quad \Delta ph_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} \Delta ph_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{2i} \Delta d_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \eta_i \Delta \mathbf{z}_{t-i}^* + \alpha_{1,ph} ECM_{t-1}^{ph} + \alpha_{d,1} ECM_{t-1}^d + CSeasonal_t + CSeasonal_{t-1} + CSeasonal_{t-2} + \epsilon_{ph,t}$$

$$(6) \quad \Delta d_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^4 \gamma_{1i} \Delta d_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{2i} \Delta ph_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \psi_i \Delta \mathbf{z}_{t-i}^* + \alpha_{2,ph} ECM_{t-1}^{ph} + \alpha_{d,2} ECM_{t-1}^d + CSeasonal_t + CSeasonal_{t-1} + CSeasonal_{t-2} + \epsilon_{d,t}$$

Appendiks D: VECM resultat

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]							
						D_bruttgjeld						
D_boprisindek						_ce1						
_ce1						L1.	-4765.497	2873.315	-1.66	0.097	-10397.09	866.0965
_ce2						L1.	.0202606	.0194206	1.04	0.297	-.0178031	.0583243
_ce3						L1.	2.306681	1.358459	1.70	0.090	-.355849	4.969212
boprisindek						LD.	10718.21	3881.608	2.76	0.006	3110.4	18326.02
bruttgjeld						LD.	.8059039	.1620094	4.97	0.000	.4883712	1.123436
disprealinnt						LD.	-1.777504	1.131019	-1.57	0.116	-3.994261	.4392526
Renterp�uteil�n						LD.	1625.727	9631.842	0.17	0.866	-17252.34	20503.79
omset						LD.	18.48525	8.422146	2.19	0.028	1.978148	34.99235
bolmasse						LD.	-.0195427	.1052974	-0.19	0.853	-.2259218	.1868364
_cons						_cons	8.009466	39357.77	0.00	1.000	-77131.8	77147.82

D_disprealinnt						
_ce1						
LI.	1188.454	673.1325	1.77	0.077	-130.8613	2307.769
_ce2						
LI.	-.0076935	.0045497	-1.73	0.083	-.0168107	.0010236
_ce3						
LI.	-.7124009	.3182466	-2.24	0.025	-1.336153	-.088649
boprisindek						
LD.	-.953.3715	909.3456	-1.05	0.294	-2735.656	828.9131
bruttgjeld						
LD.	-.0821734	.037954	-2.17	0.030	-.1565618	-.0077849
disprealinnt						
LD.	-.2576791	.2648642	-0.97	0.331	-.7769994	.2616413
Renterpåtuelån						
LD.	870.7369	2256.455	0.39	0.700	-3551.833	5293.307
omset						
LD.	-1.72835	1.973059	-0.88	0.381	-5.595475	2.138775
bolmasse						
LD.	-.0369564	.0246601	-1.50	0.134	-.0853049	.0113921
_cons	313.596	9220.358	0.03	0.973	-17757.97	18385.17

D_Renterpåtuelån						
_ce1						
LI.	.0847802	.0685657	1.24	0.216	-.049606	.2191665
_ce2						
LI.	-9.68e-07	4.63e-07	-2.09	0.037	-1.88e-06	-6.00e-08
_ce3						
LI.	-.000042	.0000324	-1.29	0.195	-.0001055	.0000216
boprisindek						
LD.	.2340851	.0926265	2.53	0.011	.0525406	.4156297
bruttgjeld						
LD.	-7.75e-06	3.87e-06	-2.00	0.045	-.0000153	-1.71e-07
disprealinnt						
LD.	5.55e-06	.000027	0.21	0.837	-.0000474	.0000584
Renterpåtuelån						
LD.	.3369879	.2298438	1.47	0.143	-.1134976	.7874734
omset						
LD.	.0001133	.000201	0.56	0.573	-.0002806	.0005072
bolmasse						
LD.	4.56e-06	2.51e-06	1.81	0.070	-3.66e-07	9.48e-06
_cons	-3.713451	.9391909	-3.95	0.000	-5.554232	-1.872671

D_onset							D_bolmasse						
_ce1							_ce1						
LI.	-191.6781	96.05643	-2.00	0.046	-379.9452	-3.410935	4713.997	3211.689	1.47	0.142	-1580.798	11008.79	
_ce2							_ce2						
LI.	.0011085	.0006492	1.71	0.088	-.000164	.002381	-.0205025	.0217077	-0.94	0.345	-.0630488	.0220437	
_ce3							_ce3						
LI.	.0766939	.045414	1.69	0.091	-.0123159	.1657037	-.616525	1.518437	-0.41	0.685	-3.592607	2.359557	
boprisindek							boprisindek						
LD.	56.59806	129.7642	0.44	0.663	-197.7351	310.9312	-16597.72	4338.723	-3.83	0.000	-25101.46	-8093.98	
bruttgjeld							bruttgjeld						
LD.	-.0103274	.0054161	-1.91	0.057	-.0209427	.0002878	1.123428	.1810884	6.20	0.000	.7685017	1.478355	
disprealinnt							disprealinnt						
LD.	-.1060858	.0378106	-2.81	0.005	-.1801932	-.0319785	1.081753	1.264213	0.86	0.392	-1.396059	3.559565	
Renterpåtuelån							Renterpåtuelån						
LD.	435.6129	321.9975	1.35	0.176	-195.4907	1066.716	-11445	10766.13	-1.06	0.288	-32546.22	9656.227	
omset							omset						
LD.	.2690824	.2815568	0.96	0.339	-.2827588	.8209235	-3.348512	9.413975	-0.36	0.722	-21.79956	15.10254	
bolmasse							bolmasse						
LD.	-.0025906	.0035201	-0.74	0.462	-.00949	.0043088	-.259654	.1176977	-2.21	0.027	-.4903372	-.0289708	
_cons	3122.074	1315.751	2.37	0.018	543.2497	5700.899	55.98519	43992.71	0.00	0.999	-86168.15	86280.12	