

NORGES HANDELSHØYSKOLE
Bergen, våren 2008
Masterutredning i Finansiell økonomi
Veileder: Professor Jan Tore Klovland



Tilstanden i det norske kredittmarkedet – med fokus på husholdningenes gjeldsvekst

Av:
Veronica Dyrseth Herland
Ellen Bratlien Borgersen

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

Førord

Denne utredningen er siste ledd i vår mastergrad i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole.

Vi er to studenter som gjennom hele økonomiutdannelsen har hatt stor interesse for makroøkonomiske fag. Vi har derfor valgt å skrive om tilstanden i det norske kredittmarkedet da dette er et høyst dagsaktuelt tema innenfor våre fagområder. Ved å legge hovedfokuset på en empirisk analyse av driverne bak gjeldsveksten, har vi hatt muligheten til å kombinere kunnskap fra både finansielle og samfunnsøkonomiske fag.

Vi ønsker å rette en takk til veileder Jan Tore Klovland for god veiledning, og til Dag Henning Jacobsen for hjelp med datamateriale.

Bergen, juni 2008

Veronica Dyrseth Herland

Ellen Bratlien Borgersen

Sammendrag

Denne masterutredningen handler om tilstanden i det norske kredittmarkedet, med hovedfokus på husholdningenes gjeldsvekst. I den første delen har vi tatt for oss kredittmarkedet og dets utvikling, mens hovedvekten ligger i del 2 der vi har utført en empirisk analyse på hva som driver gjeldsveksten i husholdningene.

Del 1 presenterer i tillegg til utviklingen i det norske kredittmarkedet, utviklingen i boligpriser og kredittmarkedene i USA. Globaliseringen innebærer økt eksponering mot hendelser internasjonalt også for lille Norge. Den senere tids finansuro understreker dette, og vi anser det derfor som viktig å gi plass til subprimeproblemene i det amerikanske boligmarkedet i del 1. I likhet med utviklingen i boligmarkedet er renten svært viktig for gjeldsutviklingen, og blir utredet i kapittel 4. Del 1 avsluttes ved at vi tar for oss faresignaler i Norge som har kommet i form av nye låneprodukter og en ny holdning til kreditt blant publikum.

I del 2 vil vi reprodusere og utvide en modell for gjeldsvekst i husholdningene av Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug. Formålet med denne analysen er å avdekke hvilke faktorer som driver gjeldsveksten i norske husholdninger. Utvidelsen av modellen gir stabile parametre fram til første kvartal i 2006, deretter gjengir ikke modellen virkeligheten godt nok. Et kredittmarked i stadig utvikling gjør at modellen bør videreutvikles til å omfatte parametre fra tilbudssiden, ved å ta hensyn til for eksempel nye låneprodukter. Gjeldsveksten påvirkes i stor grad av boligprisene, men tross et boligmarked på hell holder et sterkt arbeidsmarked, lav ledighet samt en forutsigbar rentepolitikk gjeldsveksten i tøylene.

Innhold

1.	Bakgrunn og motivasjon	1
1.1.	Bakgrunn	1
1.2.	Motivasjon	3
2.	Et historisk tilbakeblikk på det norske kredittmarkedet	4
2.1.	Innskytergarantiordning	4
2.2.	Kredittrasjoner og Husbanken	5
2.2.1.	Lavrentepolitikk	5
2.2.2.	Bankkrisen i 1988-93	6
2.3.	Dagens situasjon	6
3.	Utviklingen i boligpriser og kreditt internasjonalt	8
3.1.	Kredittrisikooverføring	8
3.2.	Det amerikanske subprime-markedet	9
3.2.1.	Utviklingen i subprimemarkedet	9
3.2.2.	Verdipapirisering	9
3.2.3.	Struktur i verdipapiriseringen	10
3.2.4.	Utbredelsen av subprime i USA	11
3.3.	Subprimes konsekvenser internasjonalt	12
4.	Det Norske Finansmarkedet	14
4.1.	Risikopremie/risikopåslag	15
4.2.	Bobledannelser i realpriser	17
4.2.1.	Fundamentale forhold	18
4.2.2.	Bobletendenser i Norge?	18
4.2.3.	Spekulantene i boligmarkedet	18
4.3.	Realøkonomi og Stabiliseringspolitikk	19
4.3.1.	Fleksibel inflasjonsstyring	19
4.3.2.	Boligpriser som element i sentralbankens tapsfunksjon	23

4.3.3.	Oppsummering	24
5.	Faresignaler i Norge	25
5.1.	Globalisering	25
5.2.	Problemlån.....	26
5.3.	Nye låneprodukter	27
5.3.1.	Rammelån.....	27
5.3.2.	Rentebinding	28
5.3.3.	Lån til forbruk	29
5.3.4.	Boliger med lave innskudd.....	29
5.3.5.	Formuesvridning	30
5.4.	Så hvordan er tilstanden da?.....	31
5.5.	Oppsummering del 1	32
6.	Driverne i modellen.....	33
6.1.	Økonomisk teori	34
6.1.1.	Kredittindikator	34
6.1.2.	Boligpris	37
6.1.3.	Boligmasse	38
6.1.4.	Boligomsetning	40
6.1.5.	Rente.....	41
6.1.6.	Arbeidsledighet	43
6.1.7.	Lønnsinntekt.....	44
6.1.8.	Studentandel	44
7.	Rekonstruksjon av modellen	45
7.1.	Forventninger til modellen	45
7.2.	Alternative variabler	45
7.3.	Data til rekonstruksjon.....	46
7.3.1.	Stasjonaritet.....	46

7.3.2.	Forventning om serienes stasjonære egenskaper.....	46
7.4.	Datamaterialet.....	48
7.5.	Dickey-Fuller testen	49
7.5.1.	Augmented Dickey-Fuller Test.....	50
7.5.2.	Problemer med Dickey-Fuller Testene.....	50
7.5.3.	Resultat fra ADF Testene	51
7.6.	Feiljusteringsmodeller	53
7.7.	Kointegrasjon.....	55
7.7.1.	Johansens Kointegrasjonstest	56
7.7.2.	Johansens Kointegrasjonstest i E-views.....	56
7.7.3.	Engle-Granger 2-steg metode.....	62
7.8.	1 –steg feiljusteringsmodell.....	63
7.9.	Rekonstruksjon	64
7.9.1.	Tolkning av modellen.....	65
8.	Utvide modellen med nyere data.....	67
8.1.	Datamateriale.....	67
8.2.	ADF Tester	69
8.3.	Ett-steps feiljusteringsmodell	70
8.4.	Modellen forklart.....	72
8.5.	Økonomisk tolkning av resultater.....	72
8.5.1.	Kortsiktig analyse.....	73
8.5.2.	Langsiktig analyse	74
8.5.3.	Prediksjon fra modell	75
8.6.	Autokorrelasjon	76
8.7.	Feilspesifikasjon	79
8.7.1.	Fordeling av feilleddene.....	79
8.8.	Utvide modellen til nyere data.....	80

8.8.1.	Gyldighet av modellen	81
8.8.2.	Hvorfor modellen ikke føyer utover 2006?	81
8.8.3.	Faktorer som kan ha frembrakt skift i modellen	84
8.8.4.	Kritikk til modellen	85
8.9.	Konklusjon del 2.....	87
9.	Hovedkonklusjon	89
10.	Bibliografi	91
11.	Appendix	I
11.1.	Kointegrasjonstester	I
11.2.	Estimering av kointegrasjonsvektoren i henhold til Engle-Granger.....	V
11.3.	Tester for autokorrelasjon	VI
11.4.	Tester for feilspesifikasjon.....	VII
11.5.	Fordeling til feilleddene	VIII
11.6.	Tester for stasjonaritet.....	X
11.7.	Utregning av T-verdier for koeffisienter i feiljusteringsleddet.....	XII
11.8.	Datamateriale	XVI

Figurliste

Figur 1: Boligprisindeksen	2
Figur 2: Strukturen i verdipapiriseringen	10
Figur 3: Boligprisvekst i USA.....	11
Figur 4: Kredittpåslag på verdipapirer	12
Figur 5: Differanse mellom tremåneders pengemarkedsrente og forventet styringsrente	15
Figur 6: Elementene i markedsrenten.....	16
Figur 7: Rentebanen til Sentralbanken	22
Figur 8: Forventningsindikatoren.....	22
Figur 9: Problemlånsandel knyttet til husholdningssektoren	26
Figur 10: Årsvekst i bankenes problemlånsandel.....	27
Figur 11: Gjeld for personer i alderen 55-66 år og boligpriser.	28
Figur 12: Vekst i innenlandsk og utenlandsk kreditt.....	35
Figur 13: Inndeling av husholdningenes gjeld etter type lån.	37
Figur 14: Husholdningenes gjeld og formue.....	37
Figur 15: Belåningsgrad.	38
Figur 16: Gjennomsnittelige kvadratmeterpriser på brukte og nye eneboliger	39
Figur 17: Reelle boligpriser, byggekostnader og tomtekostnader.....	39
Figur 18: K2-realvekst husholdninger og konsum- og boliginvesteringssap	40
Figur 19: Firekvartalsvekst i boligpriser.	41
Figur 20: Antall husholdninger med rentebelastninger på over 20 prosent	42
Figur 21: Rentebelastning under forskjellige inflasjonsrater.	43
Figur 22: Datamaterialet.....	48
Figur 23: Sesongjustering.....	49
Figur 24: Stokastisk trend	57
Figur 25: Stasjonær trend	58
Figur 26: Endring i bruttogjeld når boligprisene øker.....	65
Figur 27: Husholdningenes gjeld	66
Figur 28: Utvidet dataserie	68
Figur 29: Prediksjon av fremtidig gjeldsvekst	76
Figur 30: Positiv Autokorrelasjon	77
Figur 31: Negativ Autokorrelasjon	77
Figur 32: Ingen Autokorrelasjon	77
Figur 33: Feilleddene	78

Figur 34: Normalfordeling av feilleddene.....	79
Figur 35: Grafisk fremstilling av feilleddene	VIII
Figur 36: Normalfordeling av feilleddene.....	IX
Figur 37: Normalfordeling for regresjon utført med dummyskiftvariabler	IX

Tabelliste

Tabell 1: Innenlandsk kreditt (K2) fordelt på kilder	36
Tabell 2: ADF Test på nivåform	51
Tabell 3: ADF Test på differensierte data	52
Tabell 4: Korrelasjonsanalyse	55
Tabell 5: Kointegrasjonstest	58
Tabell 6: Kointegrerende koeffisienter.....	59
Tabell 7: Kointegrerende koeffisienter normalisert på gjeld.....	60
Tabell 8: Minste kvadrats metode	64
Tabell 9: ADF Test på nivåform	69
Tabell 10: ADF Test på differensierte data	70
Tabell 11: Minste Kvadrats Metode.....	71
Tabell 12: Minste kvadrats Metode.....	80
Tabell 13: Minste kvadrats metode med dummyskiftvariabler.....	82
Tabell 14: Minste kvadrats metode med dummyskiftvariabler.....	83
Tabell 15: Kointegrasjonstest	I
Tabell 16: Kointegrerende likning	II
Tabell 17: Kointegrasjonstest.....	III
Tabell 18: Kointegrasjonstest	IV
Tabell 19: Minste kvadrats metode for å finne kointegrasjonsvektoren	V
Tabell 20: Minste kvadrats metode for å finne kointegrasjonsvektoren med restriksjon	V
Tabell 21: Ljung-Box Test for Modell 1	VI
Tabell 22: Ljung-Box Test for Modell 2.....	VI
Tabell 23:Ljung-Box Test for Modell 3	VI
Tabell 24: Ljung-Box Test for Modell 4.....	VI
Tabell 25: Ljung-Box Test for regresjon med dummyskiftvariabler	VI
Tabell 26: Ramsey RESET Test for Modell 1	VII
Tabell 27: Ramsey RESET Test for Modell 2	VII
Tabell 28: Ramsey RESET Test for Modell 3	VII
Tabell 29: Ramsey RESET Test for Modell 4	VII
Tabell 30: Ramsey RESET Test for regresjon med dummyskiftvariabler.....	VII
Tabell 31: ADF tester for dataperiode første kvartal 1994 til tredje kvartal 2006.....	X
Tabell 32: ADF tester for dataperiode første kvartal 1994 til andre kvartal 2007	XI

Tabell 33: Langtidskoeffisienter fra original data	XII
Tabell 34: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie	XIII
Tabell 35: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie	XIII
Tabell 36: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie	XIV
Tabell 37: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie	XIV
Tabell 38: Langtidskoeffisienter for regresjon med dummyskiftvariabler	XV

DEL 1

1. Bakgrunn og motivasjon

1.1. Bakgrunn

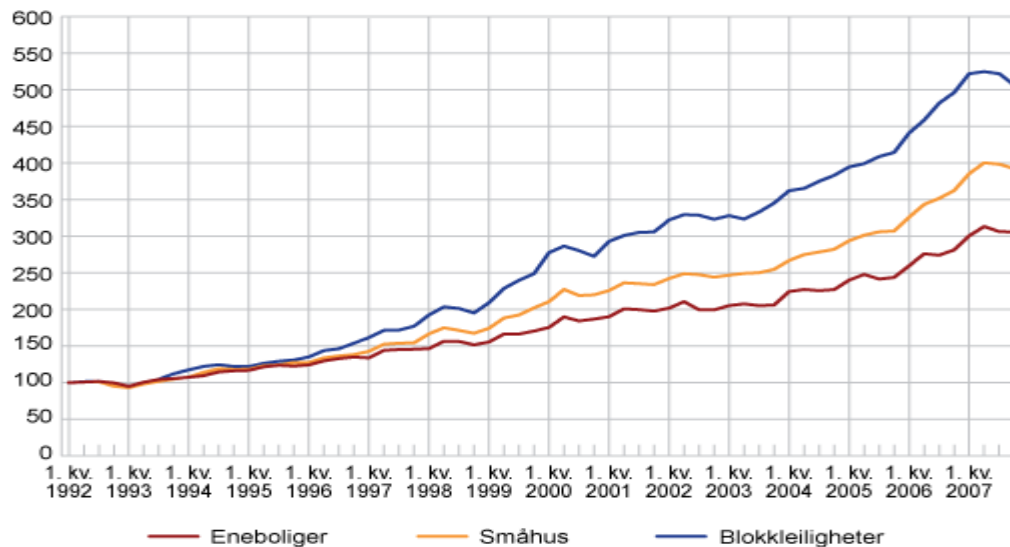
Mange husker fremdeles hvordan kredittmarkedet i Norge utartet seg på slutten av 1980-tallet, med skyhøye renter i et bankmarked som var preget av at bankene gikk konkurs en etter en.

I løpet av sommeren 2007 slo det ut uro i finansmarkedene i USA, som i ettertid har satt et stort preg på utviklingen i verdensøkonomien. Vi har enda ikke full kjennskap til de endelige konsekvensene som denne krisen bærer med seg, men Norsk økonomi har holdt seg sterk tross den internasjonale uroen. I 2007 måtte Norges Bank øke renten med 0,25 prosent syv ganger. Rentenivået var i utgangspunktet svært lavt, og rentehevelsene ville nok ha vært mer omfattende dersom finansuroen i USA ikke hadde dempet noe av renteoppgangen.

Bekymringer har oppstått i forbindelse med denne uroen. Mange frykter et gjensyn med de økonomiske utfordringene som rådet under siste bankkrise på 1980-tallet. Flere av faresignalene som ble oversett da er fremtredende i dag. Dette har medført et økt fokus på husholdningenes gjeldsutvikling og boligprisene vi står overfor.

I kredittilsynets Finansiell Stabilitet 2007, ble nivået på gjeld og boligpriser betegnet som et usikkerhetsmoment for fremtidig økonomi. Rapporten påpekte at selv små negative sjokk kunne utløse en nedgang i boligprisene. Eksempler på slike sjokk kan være ekspansjon av nybygging eller et skift i fremtidige forventninger. Risikofaktorer som ble belyst var høy belåningsgrad, stort omfang av flytende rente og økt nedbetalingstid på lån.

Figur 1: Boligprisindeksen, etter boligtype. 1.kvartal 1992 – 4.kvartal 2007



Kilde: Statistisk sentralbyrå (Finansiell Stabilitet 2, 2007)

Veksten i eiendomspriser i Norge har det siste året etterfulgt den nedadgående kurven i USA. Årsveksten i boligpriser i januar 2007 var 19,4 prosent og falt til 1,9 prosent i desember samme år. Figuren over viser at toppen ble nådd i midten av 2007. I januar 2008 kunne man konstatere at 12-månedersveksten for priser på leiligheter var negativ. Kredittveksten i husholdningene har holdt seg mer stabil, den falt i 2007 fra en årsvest på 12,1 prosent i januar til 11,3 prosent i desember. Dette kan tyde på at gjeldsveksten svarer på utviklingen i boligprisene med et etterslep. God vekst i økonomien hånd i hånd med et relativt lavt rentenivå gjorde at mislighold på lån ikke hadde økt ved utgangen av 2007. Denne tendensen ser derimot ikke ut til å fortsette i 2008. Dagens Næringsliv har den siste tiden rapportert om stadig økende misligholdsrater på lån, og det er særlig boliger med høy fellesgjeld som er utsatt. Disse blir ofte betegnet som Norges "subprime".

I 2007 ble spareraten lavere, gjeldsbelastningen høyere og nedbetalingstiden på lån lengre. I tillegg økte omfanget av rammelån uten krav til nedbetaling. Det innebærer at folk nå er mer sårbare ovenfor negative sjokk i økonomien.

Det er usikkerhet knyttet til hvorvidt gjelden fortsetter å øke. Arbeidsmarkedet i Norge er sterkt, og i januar 2008 falt den registrerte arbeidsledigheten til et historisk lavt nivå på 1,8 prosent av arbeidsstyrken. Dette skaper press i økonomien og taler for en renteøkning, men fortsatt uro internasjonalt kan bidra til å holde renten lav tross det sterke markedet. Økt press i arbeidsmarkedet, høye lønninger samt lav rente er faktorer som taler for en videre

gjeldsøkning i norske husholdninger. Rentehevingen som fant sted i april kan derimot tyde på at Sentralbankens hovedfokus ligger på utviklingen i norsk økonomi. Den internasjonale uroen med lavere vekst og fall i boligpriser kan også alene dempe gjeldsveksten ved å senke forventningene til økonomien (Tilstanden i Finansmarkedet, 2007).

Tomas Borgen, administrerende direktør i Fokus Bank, uttalte seg om situasjonene i dagens finansmarked til Dagens Næringsliv 30.april 2008. Han påpekte at konkurransen i markedet, spesielt innen privatmarkedet, hadde vært så hard at kreditt til husholdningene var nærmest subsidiert av bankene. Denne konkurransesituasjonen har medført at når sentralbanken hever styringsrenten, er bankene forsiktige med å heve sine utlånsrenter. Dette i frykt for å miste markedsandeler. Per i dag merkes konkurransen, og flere av finansinstitusjonene har måttet heve sine renter utover Sentralbankens vedtak for å holde marginene (Dagens Næringsliv, 2008).

1.2.Motivasjon

Vi vil avgrense utredningen til norsk økonomi. Først vil vi se nærmere på hva som skjedde i Norge under siste bankkrise. Deretter rette søkelyset mot hva som ruver i dagens internasjonale bolig- og kredittmarked. Dette for å få en forståelse av hvilke følger det kan ha for vår økonomi. Vi ønsker å belyse en rekke spørsmål vedrørende gjeldsvekst i norske husholdninger:

Hva driver den store gjeldsveksten?

Er veksten faretruende høy?

Hva skjer i USA, og kan vi få samme problemer i Norge?

I hvilken grad er vi i Norge påvirket av den internasjonale uroen?

På bakgrunn av vår nysgjerrighet rundt kredittmarkedet og utviklingen i gjeldsveksten, ønsker vi å teste hva som driver gjeldsveksten i husholdningene. Vi vil ta utgangspunkt i en modell som ble publisert i 2004 av Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug. Modellen estimerte gjeldsveksten fra første kvartal 1994 til samme kvartal ti år senere.

I denne utredningen ønsker vi å avdekke om modellen er robust nok til å behandle nyere data.

2. Et historisk tilbakeblikk på det norske kredittmarkedet

Gjeldsvekst avhenger av etterspørselen etter lån samt kredittinstitusjonenes utlånspolitikk. Dette kapitlet er viet til det norske kredittmarkedet, der vi vil gi en historisk oversikt. Vi vil også gå nærmere inn på uroen under bankkrisen som strekte seg fra slutten av 1980-tallet til begynnelsen av 1990-tallet.

Finansinstitusjonene har som formål å bringe sammen investorer med ulike preferanser. Sparere og låntakere har ofte ulike behov knyttet til størrelsen på beløpene, og ikke minst ulike preferanser når det gjelder bindingstid. En låntaker kan ha behov for å låne et relativt stort beløp over en lang nedbetalingsperiode, mens en sparer vil ha tilgang til likviditet. Sparere og låntakere kan i stedet for å oppsøke hverandre direkte, gå til banken som fungerer som et bindeledd. Bankene tilbyr lån av foretrukket størrelse og løpetid, samtidig garanterer de at sparerne har tilgang på innskutt kapital. Den viktigste grunnen til at de kan tilby denne tjenesten er fordi det er lite sannsynlig at alle sparerne vil ønske å heve sine innskudd på samme tid. Premien mellom rentene som blir pålagt låntakerne og rentene som blir betalt til sparerne er bankenes profitt. Dette er et påslag aktørene er villige til å betale for å unngå et koordinasjonsproblem. Det store volumet på transaksjoner gir finansinstitusjonene ekspertise i å strukturere og gjennomføre transaksjoner, og mangfoldet av investorer gjør at risiko ved mislighold blir diversifisert (Bodie, Kane, & Marcus, 2005) (Norges Bank, 2004).

2.1. Innskytergarantiordning

I Norge blir banken ansett som en trygg plass for husholdninger å oppbevare pengene sine. Etter 1920-tallet da vi opplevde en bankkrise i Norge, USA og en rekke andre land, var det nødvendig å styrke tillitten til bankvesenet. Flere land innførte innskytergarantiordninger. Dagens ordning i Norge går ut på at innskudd opp til to millioner kroner per innskyter blir dekket dersom banken går konkurs eller blir insolvent. Det er påbudt for norske banker å være medlem av denne ordningen (Gjedrem, 2007).

2.2. Kredittrasjoning og Husbanken

Etter andre verdenskrig og frem mot midten av 1980-tallet var det viktig for penge- og kredittpolitikken i Norge å bidra til et høyt og stabilt investeringsnivå for å bygge opp landets økonomi. Renten ble holdt lav og stabil, noe som førte til en høy etterspørsel etter kreditt. Kvantumsregulering ble nødvendig for å unngå høy inflasjon og betydelige underskudd i utenriksøkonomien. Tilbudet av kreditt ble derfor regulert, der et system av statsbanker, direkte reguleringer og avtaler med finansinstitusjonenes organisasjoner ble opprettet for å allokere kreditten. I tillegg ble det ført en stram finanspolitikk med høye skatter og lave offentlige utgifter for ytterligere å bidra til en stabil økonomi (Hove & Moum, 1997) (NOU-2, 2002).

Husbanken har vært et viktig element i sammenhengen mellom kreditt- og boligmarkedet i Norge. For Ola og Kari Nordmann var boligstandarden dårlig etter andre verdenskrig. Utbygging av nye boliger ble derfor et prioritert investeringsobjekt, og i tråd med dette ble Husbanken opprettet i 1946 for å sikre at det ble gitt kreditt til nybygging. Husbanken bidro til at deler av befolkningen som ikke ble betraktet som kredittverdige fikk ta opp lån og dermed kunne finansiere sin egen bolig (NOU-2, 2002).

2.2.1. Lavrentepolitikk

Formålet med lavrentepolitikken var å bedre fordelingen innad i samfunnet. Boligforholdene bedret seg, men etter hvert viste det seg at i stedet for å utvikle vilkårene for de som virkelig trengte det, førte den lave renten til store fordeler for de velstående som kunne bruke sin formue til billig kreditt. Stigende inflasjon sammen med en høy marginalsatt på inntekter og en skattepolitikk som ga fullt fradrag for gjeldsrenter, gjorde at det ble svært gunstig å ta opp lån. Eksempelvis var den reelle lånerenten etter skatt på minus 6,8 prosent for en gjennomsnittlig inntekt i 1981. Det resulterte i en mislykket omfordeling, og en inflasjon som ikke lot seg dempe av forsøk på å føre en stram finanspolitikk eller rasjoning av kreditt (Halvorsen, 2003) (NOU-2, 2002).

Kredittreguleringen mislykkes i å styre etterspørselen etter lån, og da det i 1979 ble åpnet opp for innlån til bankene fra utlandet, ble det nærmest umulig å ha kontroll på tilførselen av gjeld. Kredittrasjoning ble gradvis fjernet, og i 1986 gikk Norge offisielt fra en politisk styrt til en markedsbasert rente (NOU-2, 2002).

2.2.2. Bankkrisen i 1988-93

Overgangsfasen fra et sterkt regulert finansielt system til et markedsbasert system førte til at strukturelle ubalanser bygget seg opp i økonomien. Etter en lang periode med kvantitative strenge krav til utlån, var det manglende erfaring med et markedsbasert regime. Bankene fokuserte hovedsakelig på å vinne markedsandeler, og i tråd med det ekspanderte driften til flere geografiske områder. Mellom desember 1984 og september 1986 var den reelle 12-månedersvekst i utlån over 20 prosent i alle kvartaler bortsett fra ett. Resultatet var en eksplosiv vekst i eiendomspriser samt stadig økende konsum i husholdningene (Vale, 2004).

Denne ukontrollerte gjeldsfesten var dømt til å ende med en økonomisk skallebank. Det første tegnet til uregelmessigheter i markedet oppsto som følge av volatile oljepriser samt en fast valutakurs til tyske mark. På slutten av 1985 falt oljeprisene, og den norske balansen gikk fra et overskudd til et driftsunderskudd. Risikofri spekulasjon mot kronen førte til ytterligere flyt av kapital og en videre kredittvekst. Lavrentepolitikk ble prioritert på bekostning av en fast valutakurs, og det endte med at kronen ble devaluert i mai 1986. Det var først mot slutten av det samme året at Sentralbanken kunne sette renten slik at et fast valutakursregime ble pålitelig (Vale, 2004).

Krisen brøt ut i 1988, og ble ytterligere forverret da sentralbanken i Tyskland besluttet å øke sin rente. Da var det fire år siden kronen sist hadde blitt devaluert, og den hadde fått tilbake tilliten blant de internasjonale aktørene. For å beholde påliteligheten til fastrentepolitikken, måtte Norge holde en sterk rente tross en svak norsk økonomi. Turbulens i utenlandske valutamarkeder høsten 1992 økte rentenivået ytterligere. Norske banker som stod for nesten 60 prosent av alt utlån til ikke-finansielle sektorer fikk problemer. Husholdningene måtte slite med en utlånsrente på rundt 14 prosent samt en arbeidsledighet på over 4 prosent. Norge opplevde en nedgangskonjunktur, som tæret på befolkningens konsum. Ved utgangen av 1993 gikk krisen mot slutten (Jacobsen & Naug, 2004b) (Gjerdrup K. , 2004) (Vale, 2004).

2.3.Dagens situasjon

Siden bankkrisen på slutten av 1980- og begynnelsen av 1990-tallet har økonomien blitt betydelig mer stabil, spesielt etter at Sentralbanken i 2001 innførte et eksplisitt inflasjonsmål for pengepolitikken. Lav inflasjon har skapt et lavt rentenivå som har bidratt til stigende boligpriser og økt gjeldsvekst. Når gjeldsgraden øker er det ofte et tegn på at husholdningenes velferd forbedres, da flere har hatt muligheten til å glatte kortsiktige fall i inntekt eller øke

forbruket i henhold til forventet fremtidig inntekt (Hancock & Wood, 2004) (Jacobsen & Naug, 2004b).

Den økte gjelden kan i følge Jacobsen og Naug (2004b) ses i sammenheng med en tilpasning fra forrige bankkrise til en ny situasjon med lav rente, et godt arbeidsmarked og et velfungerende kredittmarked. Ergo er situasjonen i dag ganske forskjellig fra det vi opplevde for 20 år siden, selv om begge er karakterisert med høy gjeldsvekst. Spørsmålet er bare om vi igjen har overvurdert det finansielle systemet. USA gjorde det nylig, noe vi skal utrede i neste kapittel.

3. Utviklingen i boligpriser og kreditt internasjonalt

Den siste tiden har vi vært vitne til en uro som har spredt seg fra kreditt- og boligmarkedet i USA, til de internasjonale finansmarkedene. Denne uroen har fremmet frykten for at historien vil gjenta seg med en ny bankkrise her til lands. Det hele ble introdusert sommeren 2007 da store uroligheter i kredittmarkedene samt fall i boligprisene rystet den amerikanske økonomien. De såkalte subprimelånene var utløsende faktor for uroen, og det er knyttet stor usikkerhet til utviklingen i boligpriser og realøkonomien i USA fremover, så vel som resten av verden. Vi vet enda ikke hvor sterkt den norske økonomien er eksponert mot denne uroen, men siden verdensøkonomien i stor grad har blitt påvirket av disse boliglånene kan vi ikke utelukke at det vil berøre gjelden og boligprisene i Norge. For å forstå forvirringen rundt hvem som faktisk er eksponert mot subprime, vil vi gi en forklaring på hvordan disse lånene er strukturert. I tillegg vil vi gi et overblikk over utbredelsen av produktet og problemene som er knyttet til dem.

3.1.Kredittrisikooverføring

Finansiell stabilitet innebærer at det finansielle systemet er robust overfor forstyrrelser i økonomien, slik at det er i stand til å formidle finansiering, utføre betalinger og omfordele risiko på en tilfredsstillende måte (Finansiell stabilitet 2, 2007, s. 2).

Globaliseringen som har pågått i kredittmarkedet styrker finansiell stabilitet gjennom økt mulighet for diversifisering. Dermed åpnes det for høyere avkastning på investeringer. Denne utviklingen innebærer at bankene i større utstrekning kan styre sin egen risiko uavhengig av utlånsporteføljen. Bankenes evne til å påta seg og å bære kredittisiko har stor betydning for robustheten til det finansielle systemet. Bankene kan styre risiko blant annet ved å beholde risikoen på balansen eller sørge for at andre påtar seg risikoen for et engasjement. Risikooverføring til andre, kan gjøres ved å verdipapirisere lånene (Andresen & Gerdrup, 2004).

Verdipapirisering av lån er årsaken til at kredittkrisen i USA vokste utover sine bredder. Råttne boliglån, såkalte subprimelån, ble verdipapirisert slik at til slutt visste få hva de investerte i og hvem som var eksponert mot disse kredittbombene.

3.2. Det amerikanske subprime-markedet

Segmentet som subprimelån har blitt rettet mot, er låntakere som av ulike grunner ikke oppfyller kravene til ordinære banklån. Denne låneformen ga en større andel av befolkningen mulighet til å høste gevinstene fra boligprisstigningen. Lånene har vært karakterisert med lave renter den første tiden, som stiger utover lånets løpetid. Hensikten bak disse lånene var at når boligprisene økte, kunne de refinansieres og kunden ville få midler til å betjene gjelden. Alternativet var å selge boligen med fortjeneste og på den måten innfri gjelden. Renten på subprimelån ble satt i forhold til låntakernes tidligere kredithistorie, og er derfor høyere enn markedsrenten på vanlige primelån (Chomsisengphet & Pennington-Cross, 2006) (Gjedrem, 2007).

3.2.1. Utviklingen i subprimemarkedet

Omfanget av subprimelån har økt kraftig siden dens opprinnelse. Det er flere faktorer som har spilt inn, men først og fremst har det blitt lovlig. I tillegg til lovendringer, bidro også markedsendringer til veksten og modningen av markedet. Eksempelvis i 1994 økte renten i USA, og antall nye låntakere i primemarkedet ble redusert. For å opprettholde et visst utlånsvolum, henvendte gjelds- meglere og selskaper seg til subprimemarkedet som da økte tilsvarende (Chomsisengphet & Pennington-Cross, 2006).

3.2.2. Verdipapirisering

Kreditttrisikooverføring i form av videresalg av låneporteføljer til andre finansinstitusjoner har vært vanlig siden 1980-tallet. Såkalt verdipapirisering foregår ved at en utlånsportefølje selges til et spesialforetak som finansierer kjøpet ved å utstede obligasjoner. Obligasjonene overfører noe av risikoen til investorene som kan være alt fra personkunder til banker og bedrifter. De er inndelt inn i såkalte transjer, der de ulike transjer har forskjellige grader av risiko som vil kredittvurderes og prises ut fra nivå (Andresen & Gerdrup, 2004).

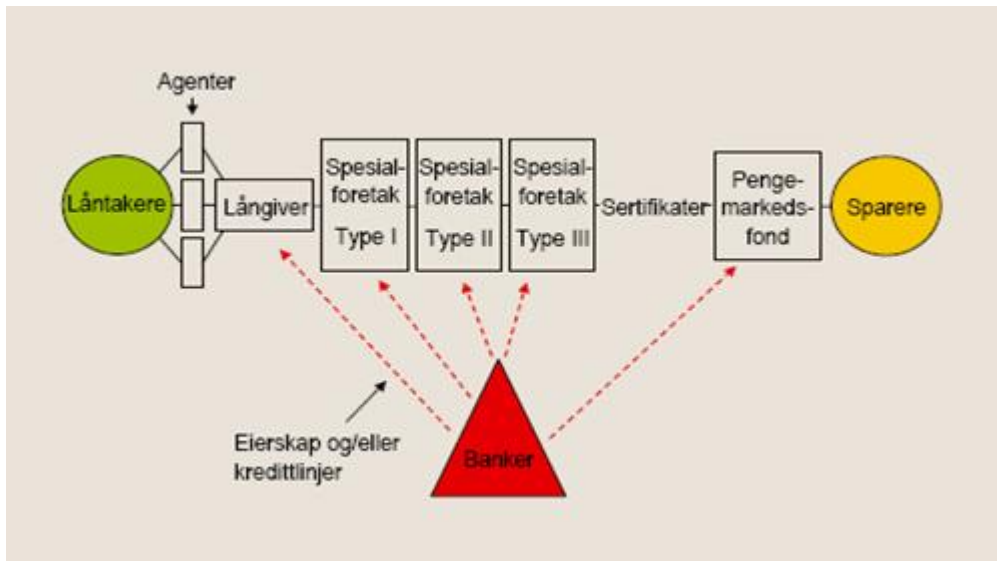
Verdipapirisering av boliglån begynte i USA, og blir benevnt som Mortgage-Backed Securities (MBS) eller Collateralized Debt Obligations (CDO) dersom de underliggende kreditter er heterogene (Andresen & Gerdrup, 2004).

Samlet utgjør boliglånene i USA 10 000 mrd. Av disse er ca 1 300 mrd subprime. 6 000 mrd av boliglånene er verdipapirisert, hvorav 850 mrd er subprime (Aamo, 2008).

3.2.3. Struktur i verdipapiriseringen

Den kompliserte struktureringen av boliglån gjør at avstanden mellom låntaker og investor kan være lang.

Figur 2: Strukturaen i verdipapiriseringen



Kilde: (Gjedrem, 2007, s. 133)

Figuren over viser hvordan verdipapiriseringen er strukturert. Spesialforetakene kjøper boliglånet av en agent som fungerer som salgskanal mellom låntaker og långiver. Spesialforetak Type 1 setter sammen kjøpte boliglån, som blir finansiert ved utstedelse av transjerte verdipapirer. Verdipapirer som tilhører kategorien middels gode selges videre til Type 2, som på nytt setter sammen disse papirene og utsteder nye transjerte verdipapirer. Type 3 spesialforetaket tar for seg de beste verdipapirene som finansieres ved utstedelse av pantsikrede sertifikater. Disse sertifikatene selges så videre til et pengemarkedsfond som finansierer kjøpet ved innskudd av kapital fra sparere. Bankene kan være en del av hele denne prosessen ved at har eierskap og /eller kredittlinjer til flere av mellomleddene. Blir det problemer på veien vil banken kunne sitte igjen med ansvaret (Gjedrem, 2007).

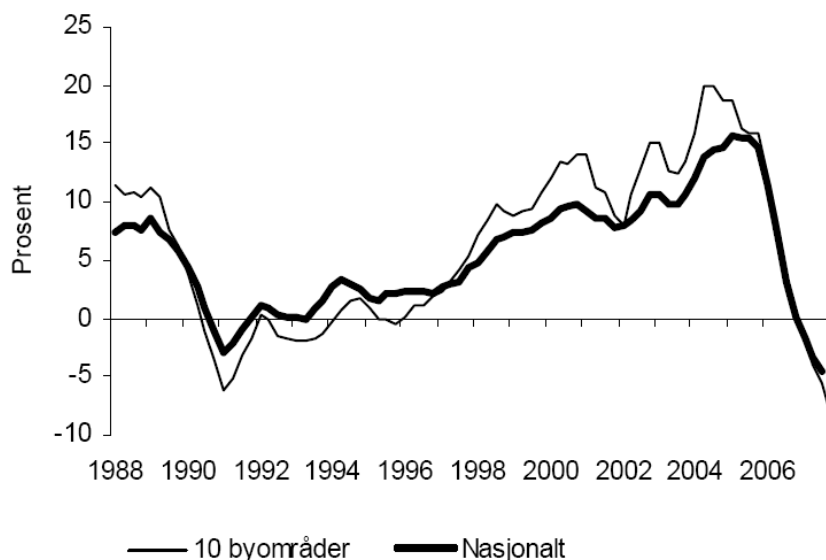
Agentene i denne prosessen er ofte foretak som er sponset av myndighetene (Government-Sponsored Enterprises). Investorene kan misforstå og tro at det innebærer at gjelden er garantert av myndighetene og oppfatte det som en trygg investering. Det eksisterer imidlertid ingen garanti, og i tillegg er spesialforetakene hverken underlagt kapitaldekningskrav eller tilsyn (Andresen & Gerdrup, 2004).

3.2.4. Utbredelsen av subprime i USA

Pakkingen av boliglånene i spesialforetakene førte til at de beste verdipapirene fikk en høy gradering. Det gjorde at subprimemarkedet fikk tilgang til finansiering fra kapitalforvaltere og finansieringsforetak som ellers ikke ville ha investert i verdipapir med den type risiko.

Misvisende rating eller troen på at gjelden er garantert, kan være blant årsakene (Gjedrem, 2007).

Figur 3: Boligprisvekst i USA



Kilde: Reuters EcoWin (Tilstanden i Finansmarkedet, 2007)

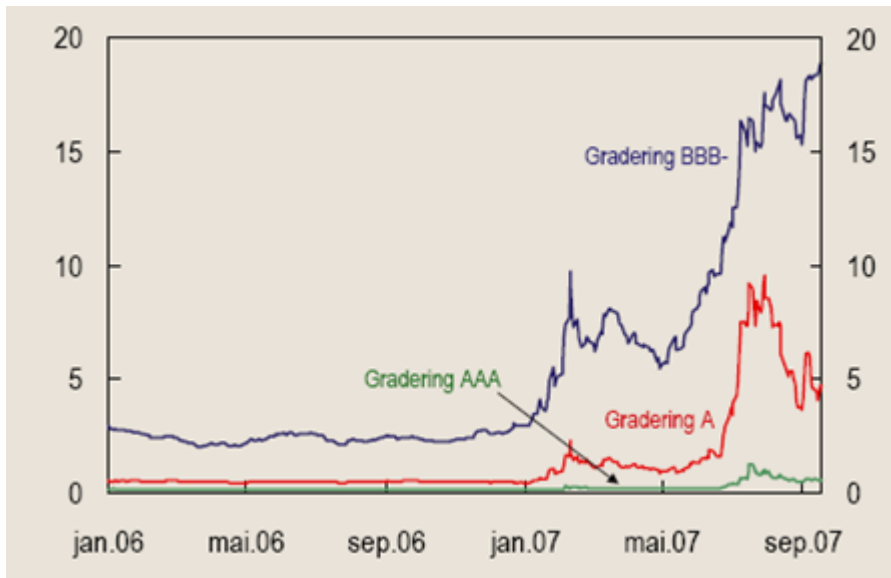
Prisveksten i det amerikanske boligmarkedet er vist i figuren over. Tidligere eliminerte de stigende boligprisene mye av risikoen for mislighold. Den siste tiden har derimot et høyere rentenivå vært med på å øke misligholdsraten, samtidig som boligprisene faller flere steder i USA. Dette påvirker pantesikkerhetsverdien for kreditor, noe som igjen forverrer situasjonen (Nasjonalbudsjettet, 2008).

Problemene som har oppstått i det amerikanske subprimemarkedet har også spredt seg til andre deler av boligmarkedet i USA. Tilbudet av boliger øker grunnet flere tvangssalg, samtidig som etterspørselen etter boliger faller da det er vanskeligere for nye etablerere å få tilgang til kreditt. Dette kan føre til at boligprisene faller ytterligere og gir en negativ formueseffekt som vil roe ned husholdningenes konsum (Gjedrem, 2007).

Uroen som fulgte av den økte misligholdsraten, spredte seg også til flere områder innenfor finansmarkedene. Usikkerhet preget bankene som enten direkte eller indirekte var utsatt for

tap. Det var vanskelig å få oversikt over egne mulige tap og i hvilken grad spesialforetakene ville trekke på kredittlinjene. Bankene ble forsiktige med å låne ut penger til hverandre, og renten i pengemarkedet økte sterkt (Gjedrem, 2007).

Figur 4: Kredittpåslag på verdipapirer med sikkerhet i boliglån til kunder med lav kredittverdighet¹ og amerikanske statsobligasjoner



Kilde: Lehman Brothers (Gjedrem, 2007, s. 134)

Figuren over viser utslaget fra subprimekrisen på rentedifferansen mellom nevnte verdipapirer og amerikanske statsobligasjoner.

Foreløpige tap i de 20 største amerikanske bankene i 2007 er estimert å være over 100 milliarder amerikanske dollar, og ytterligere tap på rundt 30-40 milliarder er ventet når regnskapene for fjerde kvartal 2007 er revidert (Tilstanden i Finansmarkedet, 2007).

3.3.Subprimes konsekvenser internasjonalt

Krisen som har fulgt av subprimelånene har spredt seg til markedene internasjonalt. Flere sentralbanker har måttet gripe inn i markedet for å dempe noe av uroen nasjonalt.

Sentralbankene har en rekke virkemidler som kan benyttes. I situasjoner hvor sentralbanken må gripe inn, må det foretas en avveining mellom å sikre kortsiktig finansiell stabilitet mot adferdsrisiko på lengre sikt. Inngrep som blir gjort for å hjelpe en aktør som har tatt for stor risiko øker motivet for moralsk hasard². Dersom sentralbankene stadig redder de som kommer

¹ Utstedt 1.halvår 2006. Tallene er i prosentenheter.

² Moralsk hasard innebærer at man inntar en mer skjødesløs holdning mot tap etter at man har tegnet forsikring (Bodie, Kane, & Marcus, 2005).

ut for problemer, kan det føre til at aktørene i markedet søker mer risiko og at sannsynligheten for at tilsvarende situasjoner vil inntreffe øker (Gjedrem, 2007).

Det var med tanke på moralsk hasard at Mervyn King, sentralbanksjefen i Storbritannia, gikk ut og kritiserte sentralbankene som hadde engasjert seg i markedet og tilført likviditet. Noen dager senere måtte han legge seg langflat for sin egen kritikk, da han selv måtte gripe inn i markedet. Bankene hadde fått problemer med finansiering og da spesielt Northern Rock. Kundene var bekymret for sparepengene sine og stilte i endeløse køer for å tømme bankkontoene sine i tide (Helm & Hope, 2007).

Ben Bernanke og sentralbanken i USA har gjennomført en rekke tiltak for å få bukt med kredittkrisen. De har blant annet tilført likviditet til banken Bear Stearns for å redde den ut av krisen. I tillegg har de senket renten flere ganger, og myndighetene har lempet på reguleringene til de store boliglånbankene Fannie Mae og Freddie Mac. Dette tyder på at de er villige til å gå langt for å redde likviditeten i systemet (Sjølie, 2008).

Andre som har fått merke kredittkrisen er den franske banken BNP Paribas, som så seg nødt til å stoppe utbetalingene fra flere fond på grunnnet av eksponering mot subprimemarkedet. I USA har en rekke hedgefond fått vanskeligheter og i Norge har fire kommuner i Nordland måtte innse store tap (Nasjonalbudsjettet, 2008).

Joseph Stiglitz, nobelprisvinner i økonomi av 2001 og tidligere leder av verdensbanken, mener krisen i finansmarkedene er den verste verden har opplevd siden depresjonen i 1930-årene (Dagens Næringsliv, 2008).

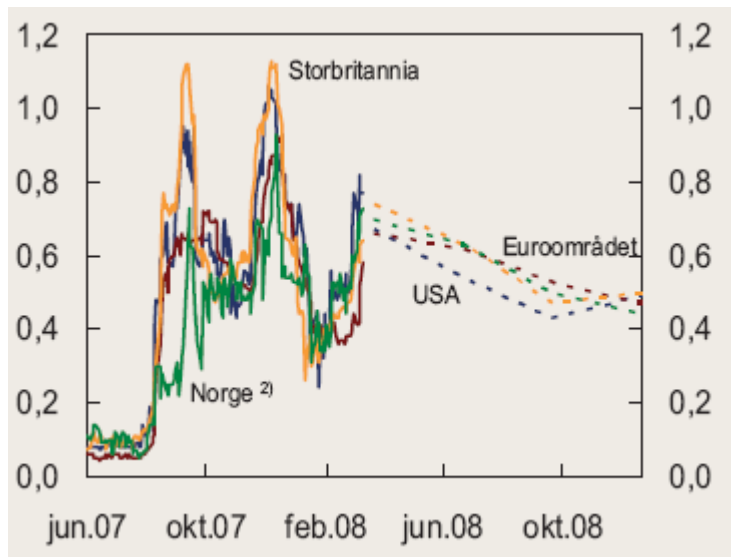
4. Det Norske Finansmarkedet

Så langt har vi kun henvist til noen kommuner i Nordland som i Norge fikk smake på konsekvensene av kredittkrisen. Det norske kredittmarkedet har sterke forbindelser internasjonalt, og det vil være realistisk at et større omfang av husholdninger og foretak er eksponert mot denne krisen. Det kan tenkes at flere som har investert i produkter som skjuler råtne boliglån ikke ønsker publisitet rundt dette, slik at vi derfor ikke har hørt om flere tilfeller.

Det lille av uroen som har spredt seg til norske finansinstitusjoner er, i følge Gjedrem, en ren smitteeffekt. I august 2007 gjennomførte Kredittilsynet en undersøkelse for å avdekke de største norske bankenes eksponering mot subprimelån og hedgefond. Resultatene fra undersøkelsen viste at norske banker er indirekte eksponert gjennom fordringer på utenlandske banker og kredittinstitusjoner. Omfanget av denne indirekte eksponeringen er imidlertid uklar. Oljefondet hadde i første kvartal av 2008 sitt verste resultat i absolutt avkastning noensinne. Hovedårsaken til tapet på 160 milliarder er finansuroen i de internasjonale markedene (Berge I. , 2008) (Nasjonalbudsjettet, 2008).

Vi nevnte tidligere at kredittspreaden i markedet hadde økt. Under normale omstendigheter vil de kortsiktige pengemarkedsrentene følge styringsrenten gitt av Norges Bank. Usikkerhet har gjort bankene lite villige til å låne penger til hverandre. Lån mellom bankene er viktig for å dekke løpende refinansieringsbehov. Høyere risiko i forbindelse med framtidig refinansiering har bidratt til økt likviditetsrisiko. Mindre tilgang på likviditet sammen med økte finansieringskostnader har innvirkning på kredittinstitusjonene. Dette gjorde utslag i høst- og vinterhalvåret 2007 da det ble vanskelig for bankene å få langsiktig finansiering i markedene. I korte perioder spredte dette seg også til kortsiktig finansiering. Resultatet var stor spredning mellom interbankrentene og statskassevekslene (Nasjonalbudsjettet, 2008).

Figur 5: Differanse mellom tremåneders pengemarkedsrente og forventet styringsrente³. Prosentenheter. Dagstall. Historisk (fra 1.juni 07) og fremover (per 10.mars 08)



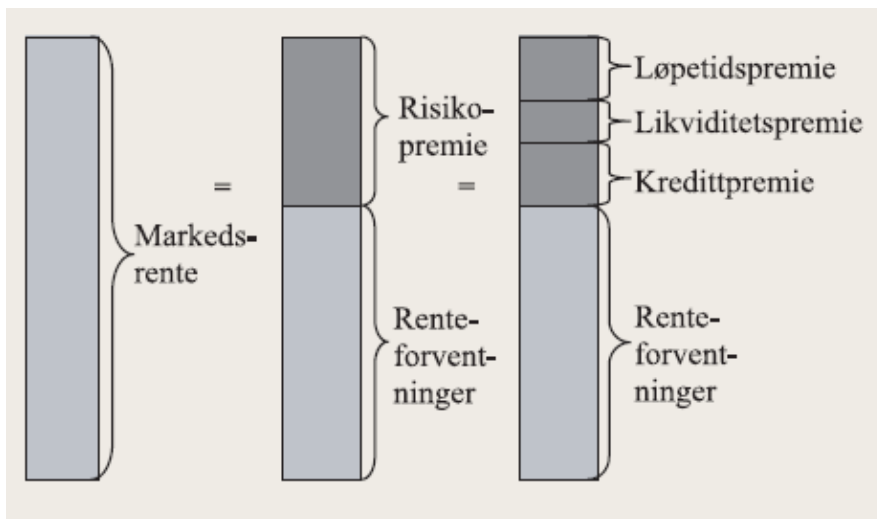
Kilde: Bloomberg, Reuters og Norges Bank (Pengepolitisk rapport, 2008, s. 18)

4.1.Risikopremie/risikopåslag

For å bedre forstå hvorfor den store spredningen oppsto, trenger vi en forklaring på hva som ligger bak forskjellen mellom pengemarkedsrenter og forventede styringsrenter. Forskjellen gir oss det påslaget banker og andre må betale for å låne i pengemarkedet, og kalles risikopåslag eller risikopremie (Pengepolitisk rapport, 2008).

³ Forventet styringsrente er representert ved Overnight Indexed Swap (OIS)
Fotskrift 2 ved Norge står for Norges Banks anslag

Figur 6: Elementene i markedsrenten



Kilde: (Valseth, 2003, s. 41)

Risikopremie er den ekstra avkastningen en investor forventes å oppnå ved en risikabel investering i forhold til en risikofri investering. Investeringer i statlige rentepapirer benyttes vanligvis som det risikofrie sammenligningsgrunnlaget, selv om ingen investeringer er helt uten risiko (Norges Bank, 2008).

Terminrenten kan være ulik renteforventningene grunnet en risikopremie. Risikopremien i pengemarkedet kan deles inn i en løpetidsrisiko, en likviditetsrisiko og en kredittisiko (Valseth, 2003).

Løpetidspremien har som oppgave å kompensere for renterisikoen, det vil si risikoen for at investoren opplever en ugunstig renteutvikling den perioden han sitter med renteinstrumentet. Renterisiko kan fremtre i tilfeller hvor investeringshorisonten er ulik løpetiden til renten, og det er usikkerhet knyttet til fremtidig renteutvikling. Størrelsen på løpetidspremien vil avhenge av denne usikkerheten samt investors risikoaversjon.

Likviditetspremien gir kompensasjon for risikoen som følger med dersom man eier et lite likvid renteinstrument⁴.

⁴ Et lite likvid renteinstrument kjennetegnes ved at markedet er relativt lite, omsetningen er lav, og at det er stor forskjell mellom kjøps- og salgspriser. Dette instrumentet kan derfor være vanskelig å omsette i annenhåndsmarkedet (Valseth, 2003).

Formålet med kredittpremien er å godtgjøre risikoen for at motparten ikke betjener sine forpliktelser. Dersom låntakeren har lav kredittverdighet vil kredittpremien normalt øke. Av den grunn vil derfor en interbankrente ligge på et høyere nivå enn en statspapirrente med samme løpetid, siden en bank vanligvis blir vurdert som mindre kredittverdig enn staten. Videre vil det være normalt å anta at kredittpremien øker med rentens løpetid. Dette fordi risikoen for mislighold øker jo lenger bindingstiden er (Valseth, 2003) (Pengepolitisk rapport, 2008).

Norges Bank rapporterer om høyere kredittrisiko den siste tiden, og gir den rollen som pågangsdriver for det økte risikopåslaget i det norske markedet. Regningen må betales av norske husholdninger, da bankenes krav til dekningskapital gjør at økt påslag må finansieres av kundene.

4.2. Bobledannelser i realpriser

Selv om Norge i liten grad opplever konsekvenser fra subprimekrisen, kan de ha bygd opp egne faretruende tendenser i økonomien. En krise oppstår gjerne som en reaksjon på en overopphetet økonomi. Uttrykkene ”ingenting kan vokse til himmels”, og ”what goes up must come down” passer ganske bra i slike tilfeller. I dette kapittelet vil vi undersøke hva som skjer når en boble i realpriser sprekker, og hvordan vi kan forutse en sprekk.

En krise er ofte en motvekt til noe som har vokst til ikke bærekraftige høyder. Et klassisk eksempel er når ekspansjon i utlån har ført til investeringer i all slags prosjekter av ulik kvalitet. Det finansielle systemet kan bli overvurdert, og skape økt fragilitet og et mindre robust finansielt system. En endring i forventningene, høyere rente eller en form for negativt sjokk i økonomien, vil sette en stopper for veksten. Hvis reelle og finansielle ubalanser har bygget seg opp som en boble i oppturen, kan disse faktorene bidra til at boblen sprekker.

Et sjokk kan være at husholdninger med høy gjeldsgrad får problemer med å betjene gjeld. Fører det til tvangs salg kan dette skape et prisfall i boligmarkedet og flere kan ende opp med en panteverdi mindre enn gjeldsgrad. Større utlånstap gjør at banker med mye risikofylt utlån får problemer med å møte sine krav. Bankene vil generelt få en mer restriktiv utlånspolitikk, noe som igjen gir et tregere marked for boliger og et ytterligere prisfall. Formue og belåningsmuligheten for pant i bolig vil minke og dempe konsum. Mindre lån i

husholdningene betyr at konsumet er mindre rentefølsomt, og den monetære transmisjonsmekanismen blir svekket (Gjerdrup K. , 2004) (Jacobsen & Naug, 2004a).

4.2.1. Fundamentale forhold

Faren for en boble i boligmarkedet er størst dersom mange forventer at boligprisene vil øke, og dersom de kjøper bolig på grunnlag av forventninger som ikke er basert på fundamentale forhold (Jacobsen & Naug, 2004a).

Schiller (2006) siterte tidligere nobelprisvinner i økonomi Joseph Stiglitz's utsagn;

”Hvis grunnen til at boligprisene er høy i dag, er alene basert på investorene's tro på at salgsprisen vil være høy i morgen – og fundamentale faktorer ikke rettfærdiggjør en slik pris – da eksisterer det en boble”.

Inntekt og rente er to eksempler på faktorer som anses for å være fundamentale, da de begge er objektive faktorer som er økonomisk relatert til, og er med på å påvirke pris (Schiller, 2006).

4.2.2. Bobletendenser i Norge?

En analyse utført av Jacobsen og Naug i 2004 på boligprisveksten i Norge, fant grunnlag for å tro at veksten skyldes fundamentale forhold. Et lavt rentenivå økte prisene og da renten ble normalisert igjen, så det ut som at boligprisutviklingen også ville justere seg. De mente at det sterke arbeidsmarkedet i Norge ville bidra til en myk landing for boligprisene og ikke danne en boble som sprekker (Jacobsen & Naug, 2004a).

4.2.3. Spekulantene i boligmarkedet

Når det er mange som spekulerer i at boligprisene vil stige og handler i markedet på bakgrunn av det, kan det bidra til at en boble bygger seg opp i markedet. Spekulantene er drevet av ikke-fundamentale faktorer da de investerer i boliger ene og alene for å oppnå verdistigning. Dette kan for eksempel gjøres ved å kjøpe boliger/leiligheter i dårlig stand som pusses opp og leies ut. Alternativt kan det investeres i påbegynte boligprosjekter som selges videre når de nærmer seg ferdigstilling. Boligprisstatistikken⁵ for januar 2008 viste at leilighetsprisene har falt med 2,5 prosent på et år. Sjeføkonom i Prognosesenteret, Kjell Senneset, uttaler seg i dagsavisen i februar 2008 om prisnedgangen. Han skyldte på de mange spekulantene som kjøpte seg inn i boligprosjekter da boligmarkedet var under sterk vekst, og trakk seg ut da

⁵ Presentert av Norges Eiendomsmeglerforbund.

leilighetsprisene begynte å falle i fjor sommer. Da disse forsvant ut av markedet oppsto det tilbudsoverskudd av leiligheter som har ført til et videre prisfall (Sæther J. M., 2008).

Frykten for at det eksisterer bobletendenser har økt særlig med tanke på situasjonen i det amerikanske boligmarkedet. Temaet har ofte vært debattert. De som avventer å entre markedet håper på et fall i boligprisene, samtidig som alle boligeiere ønsker en myk landing. For å best mulig skåne økonomien som helhet, er det ønskelig å unngå overoppheting. Derfor er det viktig å se nærmere på Sentralbankens virkemidler i denne sammenheng.

4.3. Realøkonomi og Stabiliseringspolitikk

Det er vanskelig å forutsi basert på historien hvorvidt vi står overfor en boble i boligmarkedet. Økonomien i Norge som i resten av verden blir stadig mer kompleks, og det er vanskelig å sammenligne med historiske hendelser siden utgangspunktene er forskjellig. I etterkant vil man imidlertid kunne analysere tendensene i økonomien, og avdekke årsakene bak boblen.

Økonomien i Norge har blitt mer stabil den siste tiden, særlig etter at vi innførte en ny pengepolitikk. Sentralbanken setter styringsrenten i tråd med fleksibel inflasjonsstyring, og de ulike kredittinstitusjonene setter sine renter med utgangspunkt i styringsrenten. Dersom rentenivået er høyt vil det påvirke publikums disponible inntekt i negativ retning, mens ved lav rente vil husholdningene ha mer og rutte med. Det lave rentenivået som preget begynnelsen av 2000-tallet førte til at stadig yngre deler av befolkningen investerte i bolig. På 1980-tallet kunne man observere flere episoder der land opplevde en ekstrem økning i boligpriser, som ble fulgt av en signifikant nedgang i realøkonomisk aktivitet. På bakgrunn av dette er det flere som mener at finansiell stabilitet bør prioriteres på lik linje med prisstabilitet i den monetære politikken. Denne delen omfatter Norges Banks pengepolitikk, og i hvilken grad boligprisutviklingen vektlegges. Vi vil også introdusere et mer ambisiøst alternativ som i større grad ivaretar utviklingen i boligprisene.

4.3.1. Fleksibel inflasjonsstyring

Den 29. mars 2001 ble det i Norge etablert et fleksibelt inflasjonsmålsregime, for å kunne sikre lav og stabil inflasjon. I tillegg til dette skal pengepolitikken bidra til å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting. Essensen i fleksibel inflasjonsstyring er at dersom forstyrrelser på kort sikt skaper konflikt, vil sentralbanken måtte veie hensynet til inflasjonsmålet opp mot realøkonomisk stabilitet (Bergo, 2004).

Tapsfunksjonen

Pengepolitikken innrettes mot et inflasjonsmål på 2,5 prosent og tar utgangspunkt i en tapsfunksjon som her er basert på Røisland og Sveen (2005):

Aggregert etterspørsel er gitt i form av:

$$1) \quad y = y^* - \alpha_1(i - \pi^e - r^*) + \alpha_2(e - e^*) + v$$

$$e = s + p^f - p$$

- y = produksjon
- i = nominell rente
- e = realvalutakurs
- r = realrente
- π = inflasjon
- p = prisnivå
- s = nominell valutakurs

Stigende e eller s viser depresiering. Toppskrift e gir forventninger, * betyr likevektsverdier og f står for utlandet.

Tilbudsside blir modellert ved hjelp av en phillipskurve for en liten åpen økonomi:

$$2) \quad \pi = \pi^e + \gamma(y - y^*) + \beta(e - e^*) + u$$

Utviklingen i valutamarkedet blir påvirket av udekket renteparitet og risikopremie:

$$3) \quad s = s^e - (i - i^f) + z$$

Sentralbankens tapsfunksjon:

$$4) L_t = \frac{1}{2}[(\pi - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2]$$

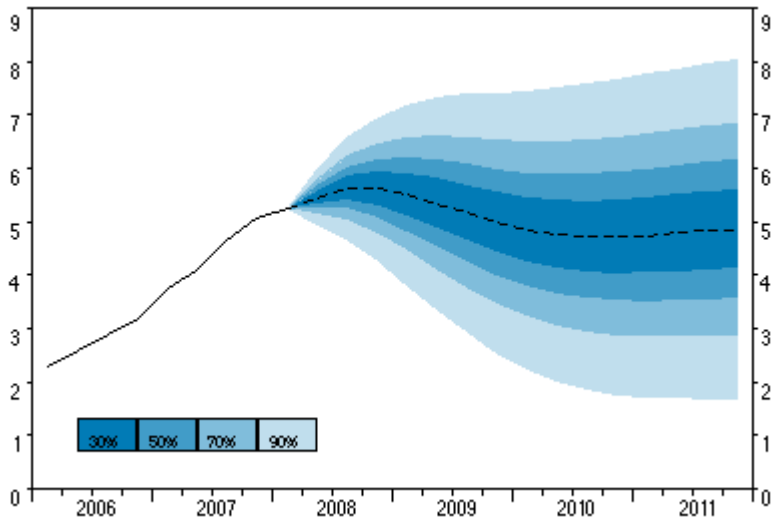
- π angir inflasjonen og π^* inflasjonsmålet
- $(y - y^*)$ er produksjonsgapet
- $\lambda = 0$: "Inflation nutter" (Mervyn King), det vil si et strengt inflasjonsmål som innebærer at kun inflasjonen vektlegges. Denne måte å utøve pengepolitikk finnes knapt i praksis
- $\lambda > 0$: Fleksibelt inflasjonsmål slik som Norges Bank praktiserer

Denne formelen måler avviket mellom faktisk inflasjon og inflasjonsmålet $(\pi_t - \pi^*)^2$ samt avviket fra trendvekst $(y_t - y^*)^2$. Det er viktig å merke seg at i motsetning til prisnivåmål tillater inflasjonsmål "basedrift". Det innebærer at prisene ikke behøver å komme tilbake til et bestemt nivå, men kan følge en trend. De er begge opphøyet i annen da påvirkningen er uavhengig av positivt eller negativt avvik. Avveiningen mellom stabil inflasjon og stabil produksjonsvekst gjenspeiles i parameteren λ . Jo høyere λ , dess mer vektlegges realøkonomisk stabilitet. Dersom Sentralbanken legger sin hovedvekt på inflasjonen vil den velge en kort horisont, mens dersom hovedvekten ligger på realøkonomien vil Sentralbanken velge en lang horisont. Norges Bank har en mellomlang horisont, og setter renten med den hensikt å stabilisere inflasjonen på målet innen 1-3 år (Bergo, 2004) (Thøgersen, 2007b).

Åpenhet og pålitelighet

Det er stor åpenhet knyttet til rentebeslutningene som tas av Norges Bank. De publiserer strategirapporter, kommer med omfattende pressemeldinger og ikke minst publiserer de "preferert" rentebane fremover. En av årsakene til denne åpenheten er å styrke tilliten til pengepolitikken slik at den blir pålitelig for aktørene i markedet. Dette er med på å forme forventninger og øker mulighetene til å stabilisere produksjon og sysselsetting. Pengepolitikk er generelt krevende. Det er usikkerhet knyttet til doseringen, derfor velger Norges Bank å foreta renteendringer i små steg for å forhindre at markedet overreagerer (Bergo, 2004) (Thøgersen, 2007b).

Figur 7: Rentebanen til Sentralbanken



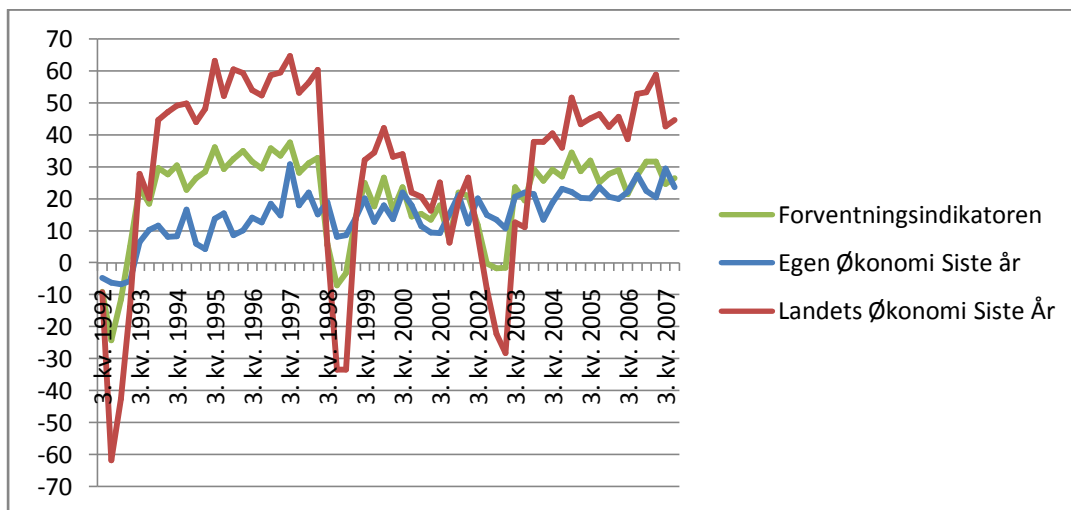
Kilde: (Pengepolitisk rapport, 2008)

Renteforventninger

Markedets forventninger gir signaler om hvordan aktørene anser den økonomiske situasjonen og fremtidsutsiktene. For Sentralbanken gir de en viktig indikasjon på hvorvidt en rentebeslutning kommer overraskende på, og hvilke reaksjoner endringer kan utløse.

I Norge publiserer TNS Gallup indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Disse baserer seg på inntektsutvikling i tillegg til forventet rente.

Figur 8: Forventningsindikatoren



Kilde: TNS Gallup (Lund, 2007).

Figur 8 viser forventningsindikatoren. Indikatoren er et samarbeid mellom TNS Gallup, Sparebankforeningen i Norge og Økonomisk Rapport. Den måler hvordan forventningene utarter seg over tid. Negativt fortegn innebærer at det er flere som svarer ”dårligere” enn ”bedre”, mens positivt fortegn viser det motsatte. Problemet med slike indikatorer er deres volatilitet, der utvalg, dagsform og de siste dagers nyheter vil være med på å forme besvarelsen. Dessuten er ikke alltid aktørene i markedet rasjonelle og vil svare deretter (Lund, 2007).

Hvis markedets forventninger ikke er i overensstemmelse med Sentralbankens, kan markedsforsventningene bli korrigert gjennom den pengepolitiske kommunikasjonen med omverdenen (Myklebust, 2005).

4.3.2. Boligpriser som element i sentralbankens tapsfunksjon

Globaliseringen har gitt Norge økt import fra land med et svært lavt prisnivå, noe som har bidratt til at prisnivået i Norge har holdt seg lavt tross stor vekst. Baksiden av medaljen er at prisveksten har konsentrert seg innen boligmarkedet. På grunn av den lave inflasjonen har ikke renten respondert på økte boligpriser. Dette har skapt en diskusjon rundt temaet om realpriser burde bli mer vektlagt i stabiliseringspolitikken.

Måten det eksplisitte inflasjonsmålet håndterer realprisveksten er gjennom produksjonsgapet. Endring i boligformuen kan påvirke konsum, og med det berøre produksjonsgapet ($y-y^*$) i tapsfunksjonen. Formuesefferter på konsum kan oppstå på en rekke måter. Et fall i boligprisene gir mindre pantesikkerhet og kan ved tvangssalg ende med at husholdninger vil sitte igjen med gjeld. Som en konsekvens vil konsum reduseres. Høy boligformue gir tilgang på finansiering og dermed følelsen av større konsummuligheter. Samlet sett betyr dette at boligpriser er vektlagt i den fleksible inflasjonsstyringen, men det er stor usikkerhet knyttet til tyngden.

De som er tilhengere av et økt fokus på realpriser, mener at sentralbanken burde bruke en mer ambisiøs tapsfunksjon. I en forelesning i konjunkturanalyse våren 2007 presenterte Øystein Thøgersen en slik mulighet.

En mer ambisiøs tapsfunksjon som inneholder boligpriselementet p :

$$L_t = \frac{1}{2} \left[(\pi - \pi^*)^2 + \lambda (y_t - y^*)^2 + \varphi (p^{bolig} - p^*)^2 + ? \right]$$

Ved å fokusere på inflasjonspress fra boligpriser i tillegg til inflasjonsmålet, kan sentralbankene respondere på skadegjørende bevegelser i boligpriser uten å måtte avgjøre om de er drevet av fundamentale faktorer eller ikke. Med den ambisiøse tapsfunksjonen kan renten stabilisere utviklingen i det finansielle markedet. Man kan derfor unngå at uro i finansmarkedene brer seg, gitt at det speiler de underliggende trendene i økonomien. Det er imidlertid vanskelig å avdekke hvorvidt observerte bevegelser i boligmarkedet indikerer inflasjon eller strukturell utvikling (Bernanke & Gertler, 1999) (Thøgersen, 2007a).

4.3.3. Oppsummering

Det er vanskelig å avgjøre om dagens pengepolitiske styresett vektlegger realpriser i tilstrekkelig grad. Vi vet ikke hvordan dagens situasjon ville ha sett ut dersom Norges Bank hadde praktisert den ambisiøse tapsfunksjonen.

Hvis vi opplever en krise i Norge kan behovet for å endre pengepolitikken øke. Det er alltid lett å være etterpåklok, så utfordringen ligger i å vurdere om preventive tiltak er nødvendig.

Vi har ikke fordypet oss nok i denne problemstillingen til å kunne trekke en endelig konklusjon.

5. Faresignaler i Norge

Nå har vi sett på hvordan sentralbanken stiller seg til endringer i boligprisene, og drøftet en eventuell måte å håndtere boligprisene på. Dette kapittelet vil omfatte det norske kreditt- og boligmarkedet i dag. Vi har tidligere diskutert hvorvidt det nasjonale markedet er påvirket av uroen internasjonalt. Her ønsker vi å rette fokus på faremomentene i den norske økonomien.

Har vi en sektor eller låneprodukter som kan sammenlignes med det amerikanske subprimesegmentet?

Hvilke faresignaler har vi i Norge?

Vi har drøftet spekulantenes rolle i boligmarkedet. Andre dagsaktuelle risikofaktorer er lav andel fastrentelån, flere boliger med en høy fellesgjeld og lange avdragsfrie perioder. Låneproduktene er både utvidet i omfang og utforming. Nedbetalingstiden har økt, og når rentebetalingene står for nesten hele den månedlige nedbetalingen, vil det være lite å hente på perioder med avdragsfrihet. Selv om uro har ført til en mer restriktiv utlånspolitikk, er det fremdeles lettere å få lån enn for bare noen år siden. Noen potensielle faremomenter blir behandlet i de følgende underkapitler.

5.1.Globalisering

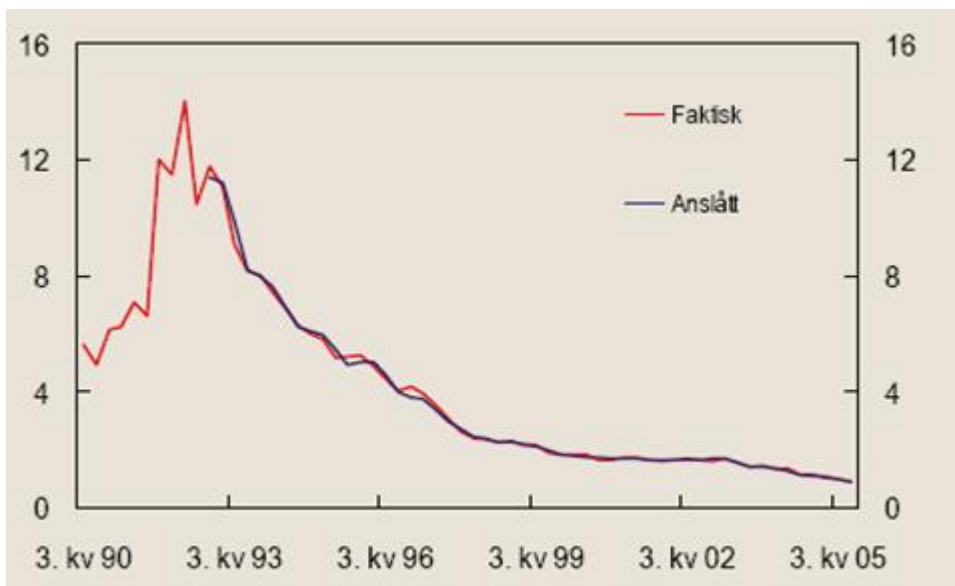
Finansmarkedet i Norge har over en lengre periode vært preget av oppkjøp og sammenslåinger, noe som har skapt store finansgrupper med høye markedsandeler. Globaliseringen har også latt seg merke ved fremtredende utenlandske aktører med økte markedsandeler, da spesielt på utlån. Dette har skapt en stor vekst i utlån med et rikt utvalg av nye låneprodukter. Økt konkurranse om kundene har gitt begrensede muligheter til å øke rentemarginene. Problemer oppstår dersom det utvikler seg svekket lønnsomhet i bransjen og bankene blir tvunget til å søke vekst på nye områder. Da er det viktig at denne veksten blir kontrollert, slik at vi ikke ender opp med amerikanske tilstander. Et annet problem med globaliseringen er hvis mange velger å ta opp lån i utlandet. Dette er ikke målt i den norske kredittindikatoren, og det kan da bli vanskelig å få en oversikt over omfanget av lån (Tilstanden i Kredittmarkedet, 2007) (Kredittilsynet, 2007).

5.2.Problemlån

Norge har ikke utviklet et subprimemarked slik som USA. Verdipapiriseringen i Norge er regulert ved at kun den sikreste delen av boliglånene, det vil si som har maksimal belåningsgrad på 75 prosent, kan overføres til kredittforetak med rett til å utstede obligasjoner med fortrinnsrett. Selv om vi ikke har et subprimemarked, er utviklingen i problemlån og tap på utlån avgjørende for bankenes kredittformidling. Innenfor kategorien problemlån finner vi misligholdte lån og ikke-misligholdte lån som av bankene regnes som spesielt tapsutsatte. Problemlånene anses for å være en viktig indikator for bankene da det reflekterer finansielle ubalanser (Berge & Boye, 2007) (Aamo, 2008).

Størrelsesorden på problemlånene avhenger av låntakernes evne og vilje til å betjene gjeldsforpliktelser. En panteinndrivelse medfører store kostnader for låntaker, deriblant lav kredittverdighet ved senere låneopptak, flyttekostnader og andre ikke-økonomiske kostnader. Hvis gjeld overstiger panteverdien kan låntaker ende med restgjeld etter en eventuell panteinndrivelse. Dette er faktorer som bidrar til en generell stor vilje til å innfri låneforpliktelsene, selv i vanskelige tider (Berge & Boye, 2007).

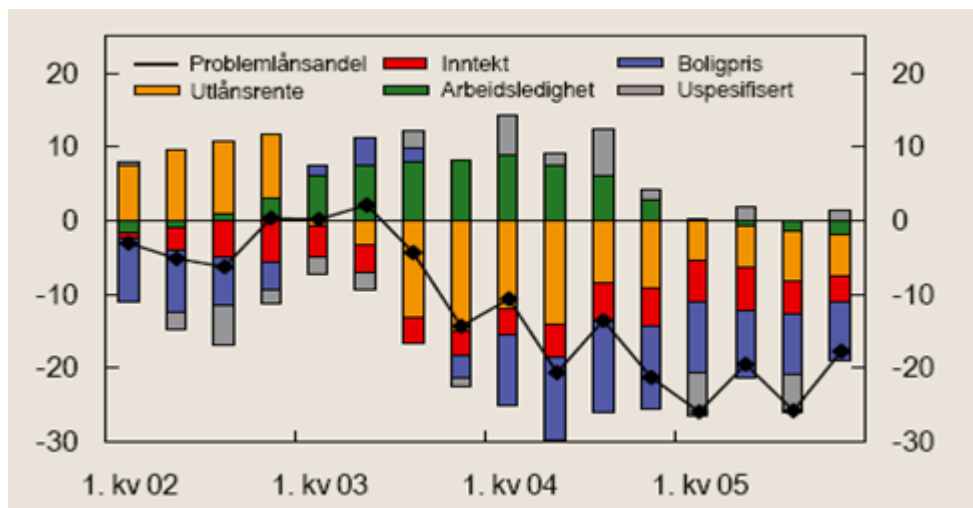
Figur 9: Problemlånsandel knyttet til husholdningssektoren



Kilde: Norges Bank (Berge & Boye, 2007)

Omfanget av problemlån avhenger av konjunkturutviklingen. I nedgangstider vil problemlånsandelen typisk være stor og omvendt i oppgangstider. Figuren viser at den siste perioden med høy økonomisk aktivitet har skapt en liten andel problemlån, tross stor utlånsvekst.

Figur 10: Årsvekst i bankenes problemlånsandel knyttet til husholdningssektoren og beregnede bidrag fra forklaringsfaktorer i prosentpoeng⁶



Kilde: Norges Bank (Berge & Boye, 2007)

Figuren over viser hvilke faktorer som influerer misligholdsraten. Arbeidsledighet ser ut til å være en pågangsdriver for økt mislighold, og inntekt skaper mindre. Boligpris og rente kan bidra til både økt og redusert mislighold avhengig av nivå.

Andelen utlånstap har holdt seg lav ut 2007, og i følge Kredittilsynet var misligholdsraten i tredje kvartal 2007, 11 prosent lavere enn i samme periode året før. Selv om det ikke fremkommer av figurene over, har misligholdsraten snudd de siste månedene. Stadig flere episoder med panteinndrivelse er belyst av Dagens Næringsliv. Dersom økt mislighold blant husholdningene fortsetter kan resultatet bli at bankene fører en strengere utlånspolitikk.

5.3.Nye låneprodukter

Utvalget av låneprodukter har akselerert de siste årene. Det byr på utfordringer for finansiell stabilitet. Her blir de mest fremtredende trendene gjennomgått.

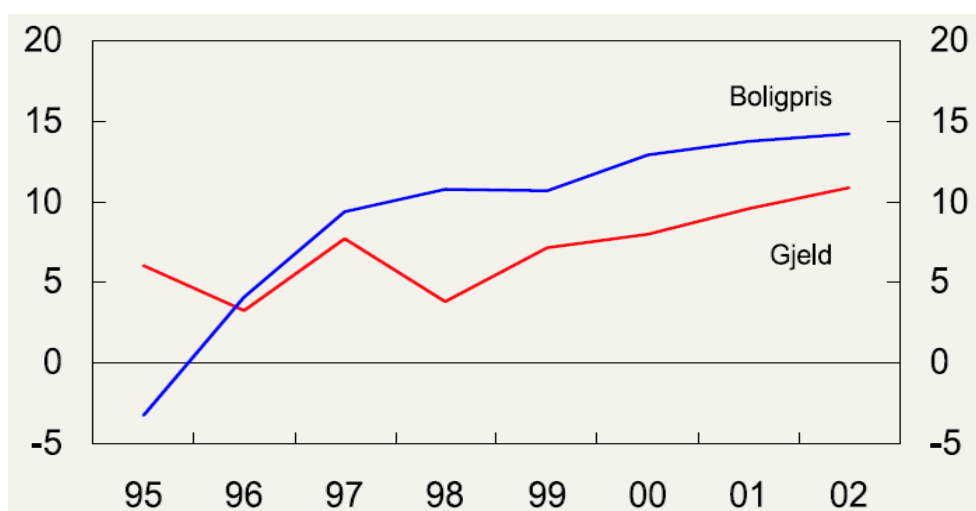
5.3.1. Rammelån

Rammelån med pant i bolig er et voksende produktsegment som går under navn som Fleksilån, Boligkreditt, Kongekonto og Pensjonskreditt. Formålet med dette produktet er å lette tilgangen på boligformuen, slik at det er mulig å få tilgjengelig kreditt til enhver tid innenfor en gitt kreditttramme (Almklov, Tørum, & Skjæveland, 2006) (Finansnæringsens hovedorganisasjon, 2007).

⁶ Realstørrelser

Denne formen for utlån økte med 100 prosent fra desember 2006 til samme måned 2007. Attributtene som gjør rammelån attraktivt er at låntakerne kan disponere lånerammen fritt og at tilbakebetalingen foregår i stor grad etter den enkelte kundes ønske. Rammelån er billigere enn forbrukslån, og da de har pant i bolig, er det nærliggende å tro at de senker terskelen for å ta opp lån til forbruk. Produktet ble designet for et eldre klientell, og har bidratt til økt aksept for å etterlate seg boliger med gjeld til neste generasjon. Dette skiftet i preferanser har høynet gjeldsgraden for godt voksne aldersgrupper (se figur 11) (Finansiell Stabilitet 2, 2007) (Jacobsen & Naug, 2004b) (Almklov, Tørum, & Skjæveland, 2006).

Figur 11: Gjeld for personer i alderen 55-66 år og boligpriser fremskjøvet 2 år.



Kilde: Norges Eiendomsmeglerforbund, Eiendomsmeglerforetakenes forening, Finn.no, ECON, Statistisk Sentralbyrå og Norges Bank (Jacobsen & Naug, 2004b, s. 93)

5.3.2. Rentebinding

Man kan ved opptak av lån velge mellom fast og flytende rente. Å binde renten kan være gunstig dersom man ønsker forutsigbarhet i renteutgifter. Binding av renten reduserer også fleksibilitet ettersom man blir bundet til lånet i den gitte perioden. Hvis rentenivået på flytende rente er lavere enn ved fast rente, vil låntakeren måtte betale en overkurs ved tilbakebetaling i denne perioden. Det motsatte vil være tilfelle ved et rentenivå som ligger over fastrenten. Når man skal velge mellom fast og flytende rente må man ta forventningene om den fremtidige renteutviklingen, samt behovet for forutsigbarhet i betraktning. Nivået på fastrenten setter bankene basert på forventningene til renteutviklingen. Bankene ønsker naturlig nok ikke å tape penger. Er påslaget høyt nok er det ikke sikkert det lønner seg, selv ved en renteoppgang. I følge Statistisk Sentralbyrå har andelen av husholdninger som velger fast rente på lånet falt fra 18 prosent i 2004 til 7,9 prosent i utgangen av 2007. Den lave

andelen er overraskende da vi nylig har vært inne i en periode med et rekordlavt rentenivå. Sannsynligheten for renteøkninger har vært stor, og ut fra forventningsteori om lange renter⁷, vil renteøkningene være priset inn i markedet. Binding av renten hadde likevel vært en ideell mulighet til å redusere usikkerhet. En forklaring hvorfor få velger denne type lån, kan være det dårlige tilbudet av lange rentebindingskontrakter i Norge. Produktet er mer utbredt i land med en tradisjon for fastrentelån, som Danmark. En annen mulig årsak er at den lange perioden med rentenedgang, skapte falske forhåpninger om et varig lavt rentenivå, tross Norges Banks publisering av en økende rentebane. Hvis dette stemmer, kan mange husholdninger med lån få problemer når renten blir høyere enn forventet. Hadde de derimot bundet renten, ville de ha tegnet en forsikring mot renteoppgangen. Bedre informasjon fra långiver samt et større fokus på forsikringsaspektet og planleggingen av egen økonomi, kan kanskje bedre nordmenns labre holdning til fastrentelån (Almklov, Tørum, & Skjæveland, 2006).

5.3.3. Lån til forbruk

Husholdninger vil i mange tilfeller ønske å ta opp lån til annet enn boligformål. Det kan være til oppussing, bil, båt eller til rent konsum, og vil avhenge av rente- og inntektsnivået, boligformuen og de økonomiske fremtidsutsiktene til en husholdning. Hvis betenkelighetene rundt et forbrukslån minker, vil det bidra til økt fare for ubalanser i det finansielle systemet. Økt omfang av kredittkort viser utbredelsen av forbrukslån (Statistisk sentralbyrå, 2008).

5.3.4. Boliger med lave innskudd

Et annet forhold som kan tenkes å bidra til en ytterligere gjeldsvekst er lavinnskuddsboliger. Boliger med lavt innskudd og høy fellesgjeld var i utgangspunktet ment som et boligpolitisk virkemiddel, men har utviklet seg til å bli et markedsmessig grep for de som omsetter boliger. Denne type boliger har gjort det mulig for husholdningsgrupper med lite kapital men høy forventning til fremtidig inntekt, å komme seg inn i boligmarkedet. Markedsføringen har hovedsaklig siktet mot yngre personer, og boligene har blitt profilert som "hippe". Den høye fellesgjelden har kommet i skyggen av det lave innskuddet, og resultert i at mange har undervurdert de reelle kostnadene.

Boliger av denne typen har gjennomgående vært små av størrelse og kan da ikke bli karakterisert som en investering med et langtidsperspektiv. Nå når markedet er mer turbulent vektlegges langsiktighet i større grad. Det er ikke overraskende at akkurat disse leilighetene går tregest i markedet.

⁷ Forventning om lang rente er lik summen av korte renter i fremtiden.

Problemer vil oppstå dersom bankene ikke har tatt hensyn til fellesgjelden i deres kredittvurdering av kundene. Da kan personer som har ønsket å investere i disse boligene blitt belastet med gjeld de ikke er kapable til å betjene. Mange av prosjektene er gitt med både lav fellesgjeld og avdragsfrihet i startfasen, en fase som er i ferd med å løpe ut for mange. Dette i tillegg til renteøkningene de siste årene, vil ha resultert i at flere som har investert i slike boliger nå sliter med betalingsproblemer (Tilstanden i Finansmarkedet, 2007).

5.3.5. Formuesvridning

Vi har nå belyst problemer med høy rentebelastning, da særlig i startfasen på lånet, og problemer som kan oppstå med lavinnskuddsboliger. Begge risikofaktorene blir båret av yngre og nyetablerte husholdninger. Vi skal her se at den store prisveksten har skapt vinnere og tapere i boligmarkedet. Boligeiere som ønsker å nedgradere standard til noe mindre og billigere eller selge for siste gang, tjener på økte boligpriser. Personer som leier, nyetablerere og personer som ønsker å oppgradere boligstandarden, er taperne. Derfor vil ofte de yngre husholdningene komme dårligst ut av en langvarig prisstigning. Yngre husholdninger står overfor større lånebeskrankninger, og har verken hatt tid til å betale ned lån eller stige i lønn. Den senere tids uro har ført til en mer restriktiv utlånspolitikk som ikke kan forventes å forsvinne med det første. Dette gjør det vanskeligere å få boliglån enn for få år siden (Benito, Thompson, Waldron, & Woods, 2001).

Samlet effekt av de høye boligprisene, er at de bidrar til å vri formue fra yngre til eldre husholdninger sett bort i fra effekter ved arv. Dersom økningen i gjelden fortsetter samtidig som boligprisene stiger, kan vi få en korreksjon i markedet. Dette kan gi store negative følger for de yngre aktørene i boligmarkedet som entret markedet sist. Det vil også kunne gi ubehageligheter for långiverne som har kommet sist inn i markedet, særlig dersom de har gitt lån i gode tider uten tanke på et prisfall (Benito, Thompson, Waldron, & Woods, 2001).

5.4.Så hvordan er tilstanden da?

Dette kapitlet baserer seg i stor grad på informasjon fra nasjonalbudsjettet 2008 og ”Tilstanden i finansmarkedet” 2007. Norske banker er mer restriktive i sin utlånspolitikk enn amerikanske banker. Selv om vi i Norge også har fått en friere utlånsprofil, gis ikke lån tilsvarende subprimelån av norske banker. Den friere betjeningsprofilen til norske banker krever en grundig kredittvurdering av låntaker på lånetidspunktet, noe vi har vært flinke til i Norge sammenliknet med mange andre land.

Husholdningenes gjeld har økt raskere enn inntekten. I første kvartal 2007 utgjorde bruttogjelden over 200 prosent av disponibel inntekt. Siden de finansielle fordringene også har vært gjenstand for sterk vekst, har husholdningene samlet sett positive netto fordringer. Om lag en tredjedel av disse fordringene er derimot bundet opp i kollektive forsikringsordninger som ikke kan benyttes som buffer ved renteøkninger eller andre faktorer som fører til reduksjon av disponibel inntekt. Ser vi bort fra forsikringskravene, har husholdningene dermed netto gjeld. Netto gjeld uten tilstrekkelig bufferkapital er en av utfordringene vi står ovenfor.

Det er også verdt å merke seg at allokeringen av fordringer og gjeld er ujevnt fordelt på befolkningen, slik at noen påvirkes sterkere enn andre av renteendringer. Det har spesielt vært en økende gjeldgrad blant den yngre del av befolkningen. Kredittilsynets boliglånsundersøkelse høsten 2007 viste at det er de under 35 år som har høyest gjeldsbelastning, og 55 prosent av disse lånte mer enn 80 prosent av boligens verdi. Det er denne gruppen som også har den minste støtputen i form av finansformue.

Nye utlånsprodukter på markedet kan tenkes å øke misligholdsraten. Låntakere som har tatt opp lån til pipa samtidig som de har en ustabil økonomi, vil kunne få problemer med å betjene lånet dersom renten stiger og/eller boligprisene faller.

En av årsakene til at den norske økonomien er stabil tross en sterk vekst i gjeld, kan skyldes økt disponibel realinntekt i husholdningene. Sammen med lav inflasjon og relativt lave priser på nødvendighetsgoder, eksklusiv boliger, har dette ført til at husholdningene har en større margin i budsjettet til å kunne betjene høyere renter og avdrag enn hva som var tilfelle på 1990-tallet.

5.5.Oppsummering del 1

Hvis vi opplever et sjokk i forholdene som har drevet denne voldsomme gjeldsveksten, kan det oppstå ubalanser i det finansielle systemet. Vi har belyst en rekke risikofaktorer som kan skake økonomien. Media og flere statlige institusjoner har gjort sitt for å forberede oss på endringer. Dersom dette er regnet inn i forventningene, kan økonomien lande mykt.

Vi vil i den neste delen av utredningen se nærmere på hvilke faktorer som har drevet gjeldsveksten i norske husholdninger siden bankkrisen på slutten av 1980- og begynnelsen av 1990-tallet.

DEL 2

6. Driverne i modellen

I denne analysen tar vi utgangspunkt i en modell fra artikkelen ”Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene?” av Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug, heretter J&N, som ble publisert i Penger og Kreditt 2, 2004. Modellen, som er vist nedenfor, estimerer driverne bak gjeldsveksten fra første kvartal 1994 til første kvartal 2004.

$$\begin{aligned}\Delta gjeld_t = & \beta_1 \Delta boligmasse_t - \beta_2 \Delta (gjeld - boligmasse)_{t-1} - \beta_3 \Delta RENTE_t \\ & + \beta_4 \Delta omsetning_{t-2} + \beta_5 (\Delta_4 inntekt_t + \Delta boligpris_t) - \beta_6 \Delta ledighet_t \\ & - \beta_7 [gjeld - boligpris - boligmasse + \gamma_1 RENTE - \gamma_2 omsetning \\ & - \gamma_3 studentandel]_{t-1}\end{aligned}$$

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

- gjeld = Husholdningenes innenlandske bruttogjeld (Kilde: Norges Bank, NB)
- boligmasse = Boligmassen målt i faste priser (Kilde: Statistisk sentralbyrå, SSB)
- RENTE = Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente. Målt som rate (Kilde: NB)
- omsetning = Antall boligomsetninger (Kilde: SSB og Norske Boligbyggelags Landsforbund, NBBL)
- inntekt = Samlet lønnsnivå i økonomien. Avhenger av lønnsnivå og sysselsetting (Kilde: SSB)
- boligpris = Prisindeks for brukte boliger (pris per m²) (Kilde : NEF, EFF, Finn.no, ECON og NB).
- ledighet = Arbeidsledighetsrate (Kilde: AETAT)
- studentandel = Antall studenter og elever i alderen 20–24 år som andel avbefolkningen. Gjennomsnitt over fem kvartaler (Kilde: SSB)
- (Jacobsen & Naug, 2004, s. 96)

I følge e-post korrespondanse med Dag Henning Jacobsen er den valgte modell spesifikasjonen gjort på bakgrunn av en ”generell til spesifikk” tilnærming, der variablene både på nivå- og endringsform er inkludert i utgangspunktet. En generell til spesifikk tilnærming innebærer at man starter med mange variabler for å så, ved hjelp av restriksjoner og lignede, luke ut de som ikke gir modellen bedre forklaringssevne. Vi vil ikke i denne oppgaven utføre en slik tilnærming, men ta utgangspunkt i hva forfatterne av modellen brukte.

6.1.Økonomisk teori

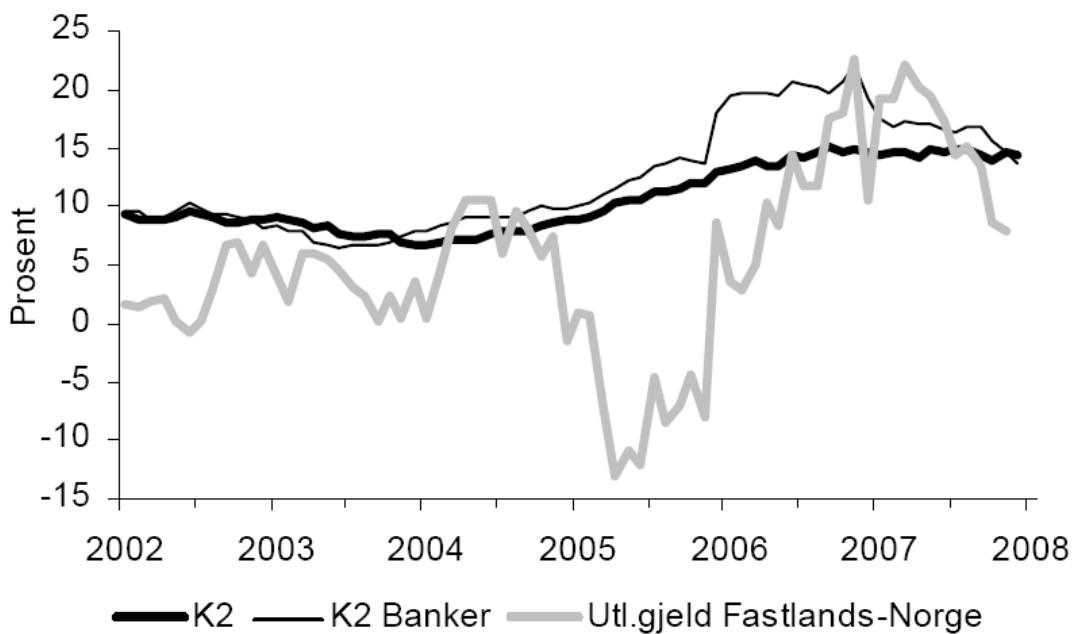
Vi ønsker å utdype faktorene som J&N estimerte som pågangsdriivere til gjeldsvekst.

6.1.1. Kredittindikator

I Norge blir gjeldsveksten overvåket ved hjelp av kredittindikatorer. Kredittindikatorene K2 og K3 gir oss et bilde på utviklingen i kredittmarkedet. K2 betyr kreditt fra innenlandske långivere, og K3 inneholder i tillegg kreditt fra utenlandske långivere. K2 trenger lite revisjon og er derfor en god hentydning på utviklingen i realøkonomien (Almklov, Tørum, & Skjæveland, 2006).

I modellen er husholdningenes innenlandske bruttogjeld slik den måles i kredittindikatoren, K2, den avhengige variabelen. Her inngår ”utlån i norske kroner og utenlandsk valuta til husholdninger fra banker, statlige låneinstitutter, finansieringsselskaper, livs- og skadeforsikringsselskaper, kredittforetak, private og kommunale pensjonskasser og -fond, Statens Pensjonskasse og Norges Bank. I tillegg inngår publikums obligasjons- og sertifikatgjeld tatt opp i det innenlandske markedet” (Statistisk sentralbyrå, 2006).

Figur 12: Vekst i innenlandsk og utenlandsk kreditt



Kilde: Statistisk Sentralbyrå (Tilstanden i Finansmarkedet, 2007).

Veksten i innenlandsk kreditt har vært betydelig siden 2003. Ved utgangen av 2007 var 12-månedersveksten 14,5 prosent. På samme tidspunkt var veksten i utlån til personkunder fra norske banker 12 prosent⁸.

Bankene spiller en betydningsfull rolle når det gjelder utlån til publikum. 70 prosent av innenlandsk kreditt blir gitt av bankene. Statlige institusjoner som Husbanken, Statens lånekasse for utdanning og Innovasjon Norge står for ca. 7 prosent (se tabell 1) (Almklov, Tørum, & Skjæveland, 2006).

⁸ Justert for porteføljeoverføringer til boligkredittforetak.

Tabell 1: Innenlandsk kreditt (K2) fordelt på kilder

Innenlandsk kreditt (K2) fordelt på kilder:										
År	1990	%	1995	%	2000	%	2005	%	2007 (nov)	%
<i>Innenlandske långivere:</i>										
Banker	455 644	0.504	521353	0.557	938076	0.642	1542639	0.679	2069774	0.705
Statlige låneinstitutter	163 044	0.180	175439	0.187	167921	0.115	190879	0.084	198819	0.068
Kredittforetak	144 659	0.160	62052	0.066	144846	0.099	238713	0.105	328093	0.112
Finansieringsselskaper	20 741	0.023	30430	0.033	66809	0.046	112471	0.050	118199	0.040
Livsforsikringsselskaper	57 035	0.063	52000	0.056	23047	0.016	17382	0.008	18584	0.006
Pensjonskasser og fond	8 530	0.009	6061	0.006	4796	0.003	2754	0.001	2551	0.001
Skadeforsikringsselskaper	4 164	0.005	3961	0.004	1649	0.001	1299	0.001	929	0.000
Obligasjonsgjeld	47 940	0.053	68649	0.073	82838	0.057	121999	0.054	153500	0.052
Sertifikatgjeld	12 434	0.014	9657	0.010	24259	0.017	29862	0.013	30829	0.010
Andre kilder	16 948	0.019	6390	0.007	6613	0.005	12688	0.006	16500	0.006
Korreksjoner	0	0.000	0	0.000	0	0.000	0	0.000	0	0.000
Sum K2	904 444		935 992		1 460 854		2 270 686		2 937 778	

Kilde: (Statistisk sentralbyrå, 2007)

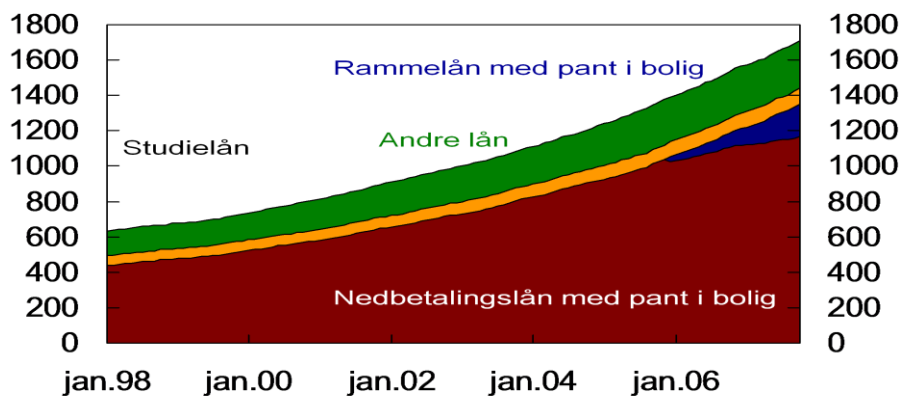
Problemer med informasjon, håndheving og insentiver skaper et kredittmarked som ikke er perfekt. Det er lettere å få kreditt for en person som har gode forutsetninger for å betjene gjeld enn for en med mer usikker likviditet. Dereguleringen og globaliseringen som har vært fremtredende siden 1980-tallet har skapt mer diversifiserte kredittmarkeder. Det har bidratt til bedre tilgang på kreditt, men også økt konkurranse. Bankene har ekspandert til andre typer virksomheter som aksjehandel og eiendomsfinansiering, og det har blitt økt omfang av kreditt til personer og foretak med dårligere likviditet. Samlet sett har konkurransen ført til at kredittmarkeder fungerer bedre (Langbraaten & Lohrmann, 2001).

Som diskutert tidligere har de siste årene har vært preget av innovasjon i kredittmarkedet, der nye utlånsprodukter i form av endring i kreditttrammer, avdragsprofiler osv. har entret det norske kredittmarkedet. Det kan også virke som at det å ta opp lån har blitt en allemannsrett. Et stort omfang studenter har fått mulighet til å kjøpe egen bolig i studietiden ved hjelp av lånefinansiering opp til 100 % av boligens verdi. I tillegg har kredittkort blitt svært vanlig. I mange banker er kredittkort en obligatorisk del av kundeprogrammene. Dette kan bidra til en noe mer ”slapp” holdning til lånte penger, og terskelen for å handle på kreditt og å låne penger til investeringsformål senkes.

6.1.2. Boligpris

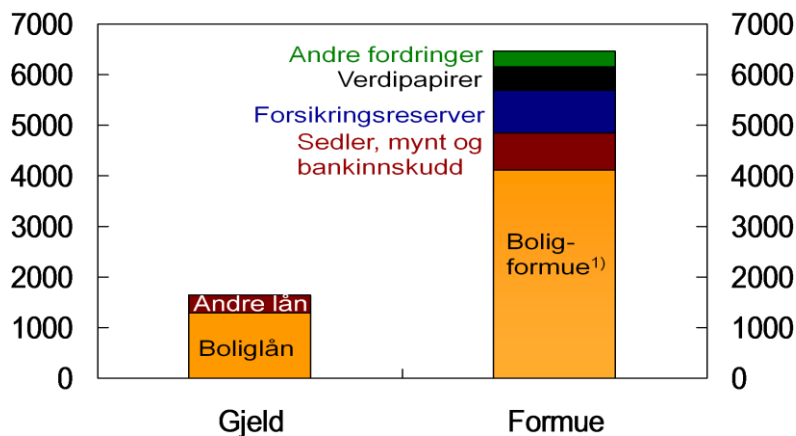
Fenomenet med å øke konsum ved å låne opp på boligen ble først tilgjengelig på midten av 1980-tallet. Per i dag er bortimot 90 prosent av bankenes utlån til husholdninger, lån med pant i bolig. Dette understreker betydningen av utviklingen i boligmarkedet for kredittveksten. Figurene under viser omfanget av lån med pant i bolig og det enorme belåningspotensialet som ligger i norske husholdningers boligformue.

Figur 13: Inndeling av husholdningenes gjeld etter type lån. Milliarder kroner. Jan. 98 – Okt. 07.



Kilde: Statistisk Sentralbyrå (Finansiell Stabilitet 2, 2007).

Figur 14: Husholdningenes gjeld og formue. Milliarder kroner. 2. kvartal 2007.

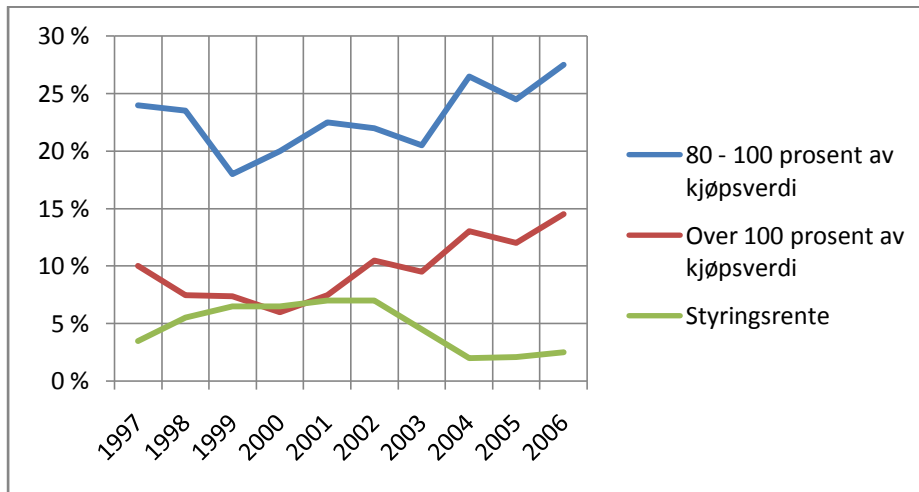


1) Boligformue er anslag.

Kilder: Norges Eiendomsmeglerforbund, ECON Pöyry, Finn.no, Eiendomsmeglerforetakenes forening, Statistisk Sentralbyrå og Norges Bank (Finansiell Stabilitet 2, 2007).

Flere har valgt å benytte seg av boligformuen i større grad. Det fremkommer av figuren under at det å låne til pipa, har i løpet av den siste oppgangsperioden blitt mer vanlig.

Figur 15: Belåningsgrad, lånesum i prosent av kjøpesum 1997-2006, og styringsrenten.



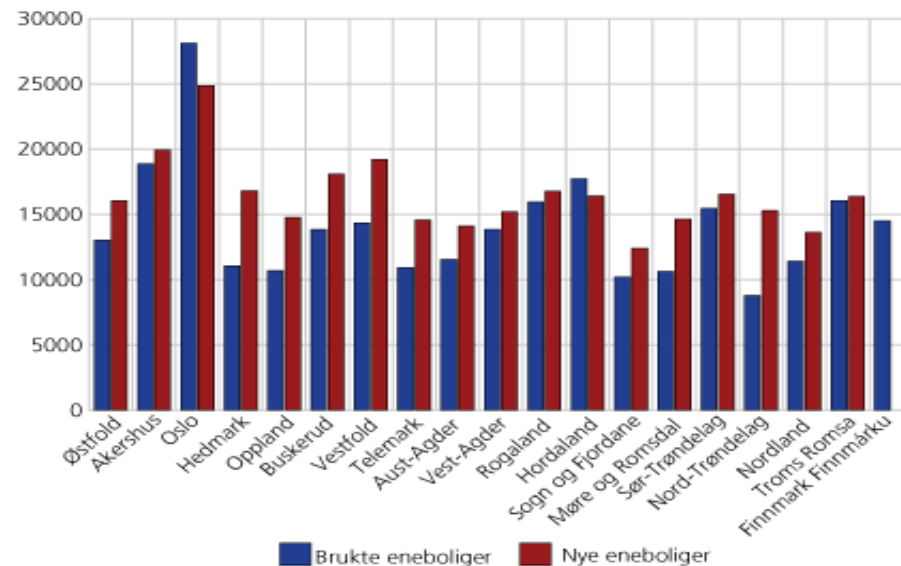
Kilder: Boliglånsundersøkelsene, Kredittilsynet og Norges Bank (Sæther, 2007).

6.1.3. Boligmasse

Boligprisene er en tidlig indikator på hva som kommer, da de gjenspeiler konsumentenes forventninger til utvikling i egen økonomi. Det tar tid å bygge nye boliger og boligmassen er på kort sikt gitt. Hvis etterspørsel overgår tilbudet på boliger vil det raskt resultere i økte boligpriser. Blir etterspørselen så høy at nybygginger ikke skjer fort nok kan prisen på gamle boliger overgå prisen for nye (Gjerdrup, Hammersland, & Naug, 2006).

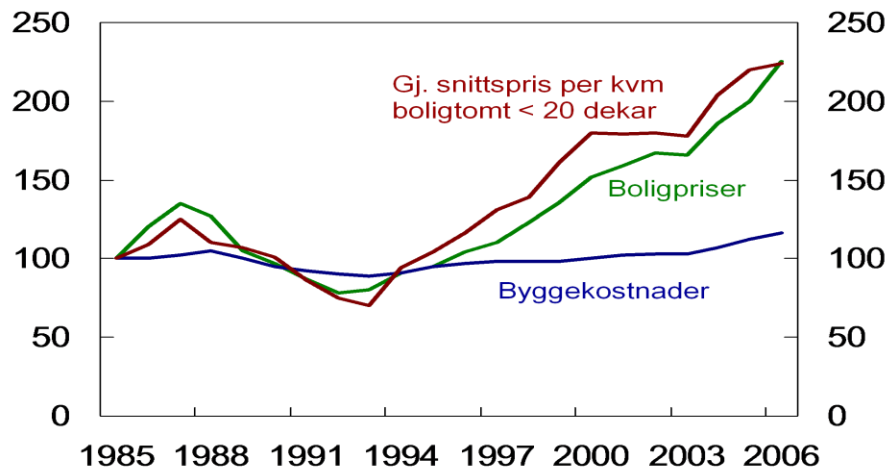
Statistisk Sentralbyrås undersøkelse av priser på gamle og nye eneboliger i 2006 viste at man på landsbasis betalte i gjennomsnitt 12,3 prosent mer for en ny enn en brukt enebolig. I Oslo og Hordaland var derimot eneboliger i annenhåndsmarkedet dyrere enn nybygde eneboliger. Det kan være et resultat av stor etterspørsel, men det er verdt å bite seg merke i at grunnen også kan være mangel på tomter i bykjernen (Takle & Monsrud, 2007).

Figur 16: Gjennomsnittelige kvadratmeterpriser på brukte og nye eneboliger. 2006



Kilde: (Takle & Monsrud, 2007)

Figur 17: Reelle boligpriser, byggekostnader og tomtekostnader. Indekser. 1985 = 100. Årstall. 1985 – 2006.



Kilder: Norges Eiendomsmeglerforbund, ECON Pöyry, Finn.no, Eiendomsmeglerforetakenes forening og Statistisk sentralbyrå (Finansiell Stabilitet 2, 2007)

Formuespriser virker inn på investeringer gjennom signalene de sender vedrørende kapasitetsbehovet i fremtiden. Er det fundamentale forhold som driver prisene oppover, vil investeringene være i tråd med den faktiske utviklingen i økonomien. I noen tilfeller kan det være andre faktorer som driver prisene oppover. Da kan det eksistere bobletendenser og det høye nivået kan ikke vedvare. Figur 17 viser at boligprisene og tomteprisene har steget

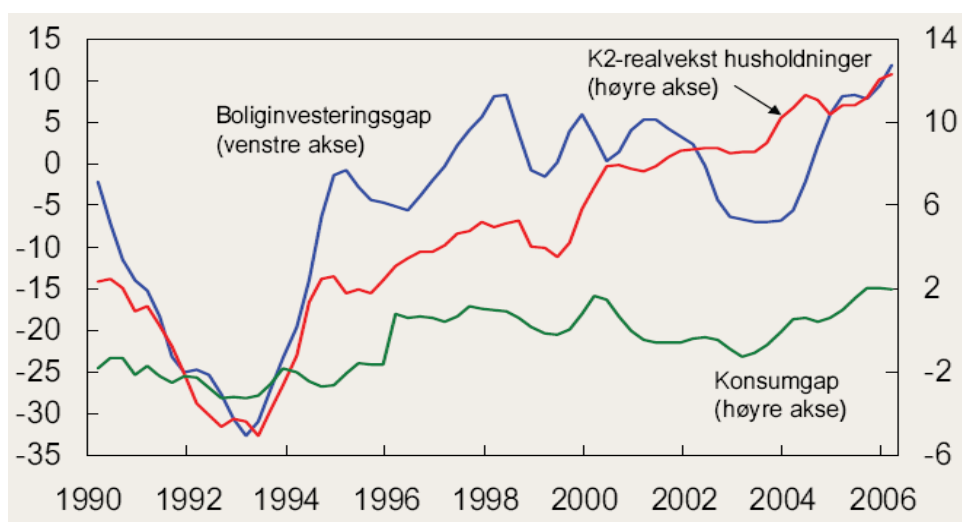
betraktelig de siste årene, men byggekostnadene har holdt seg stabile. Det kan tolkes som at boligprisene har vært drevet av økt etterspørsel og ikke økte kostnader. Om etterspørselen har vært drevet av ikke-fundamentale faktorer er usikkert (Langbraaten & Lohrmann, 2001).

6.1.4. Boligomsetning

Boliginvesteringer er et yndet investeringsformål blant de fleste husholdninger. Man investerer først og fremst i et hjem, og håpet om positiv avkastning er av mindre betydning. De færreste vanlige husholdninger har tilstrekkelig kapital til å kjøpe en bolig uten å låne penger, samtidig som opptak av lån til boligformål har en rekke skattemessige fordeler knyttet til seg. Dette har medført at boligmarkedet er en betydelig bidragsyter til gjeldsutviklingen i Norge.

J&N skiller mellom kjøp av nyoppførte boliger, omsetning av bruktboliger samt førstegangskjøp og sistegangssalg. Dette fordi ulike former for boligomsetning påvirker gjelden forskjellig. Kjøp av nyoppførte boliger er forventet å øke gjelden tilsvarende. En generell økning i boligprisene vil ha en mer laggende effekt på gjeldsvekst da det er avhengig av en høy boligomsetning. Økt boligomsetning gjenspeiler oftest en større etterspørsel etter boliger og da en høyere pris i markedet. Samlet sett vil derfor boligomsetning øke gjeldsvekst (Jacobsen & Naug, 2004b).

Figur 18: K2-realvekst husholdninger og konsum- og boliginvesteringsgap⁹. Prosent. 1.kv 1990 1.kv. 2006



Kilder: Norges Bank og Statistisk Sentralbyrå (Gjerdrup, Hammersland, & Naug, 2006, s. 133).

⁹ Privat konsum og boliginvesteringer i prosent av respektive trender. Trendene er beregnet med et HP-filter ($\lambda=40000$) der også data fra 1980-tallet er benyttet. Seriene er justert for sesongmønster og støy.

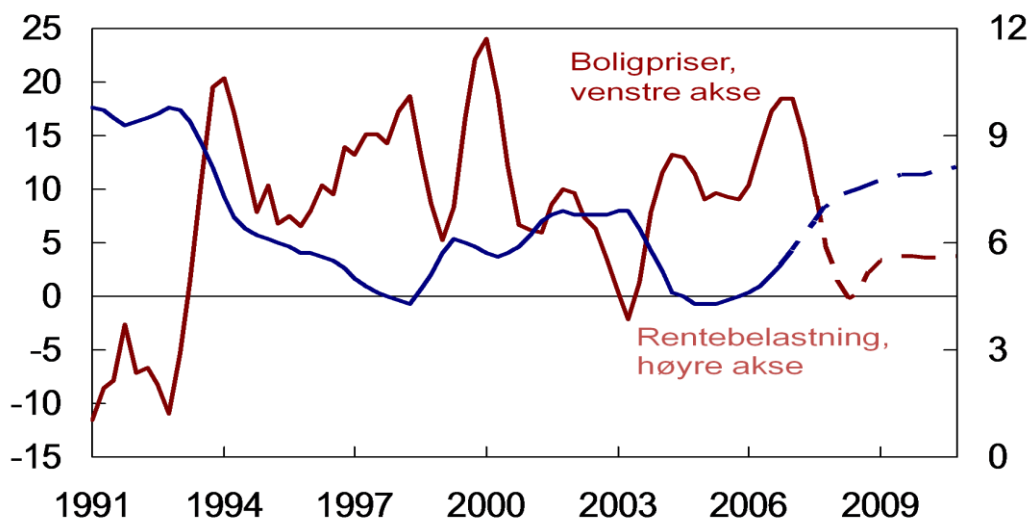
Figuren over viser at realveksten i K2 og investeringer i boligmassen fulgte hverandre på 1990-tallet, spesielt i konjunkturoppgangen rundt 1993. De siste årene ser vi imidlertid en mindre markant forbindelse. Den sterke prisveksten på boliger har gjort at mye av kredittveksten har vært knyttet til boliger i annenhåndsmarkedet. Det tar tid før økte boligpriser slår ut i form av økt gjeld. Boliger som blir omsatt i annenhåndsmarkedet kan som sagt ha flere år med prisvekst i ryggen før det blir tatt opp ny gjeld på boligen. Dette illustreres av figur 18, som viser at når boligprisene falt i siste del av 2002 og i begynnelsen av 2003 holdt gjeldsveksten seg stabil i Norge (Jacobsen & Naug, 2004a) (Gjerdrup, Hammersland, & Naug, 2006)

6.1.5. Rente

Andelen av husholdningenes inntekt etter skatt som blir brukt til betjening av gjeld er et mål på om grad av gjeld er høy eller lav. Dette blir ofte betegnet som rentebelastning¹⁰.

Rentebelastning er sensitiv til forandringer i inntekt eller rente, og sensitiviteten øker med gjeldsgrad samt omfanget av lån med flytende rente (Hancock & Wood, 2004).

Figur 19: Firekvartalsvekst i boligpriser. Rentebelastning. Prosent. Kvartalstall. 1.kv 91 – 4.kv 2010¹¹.

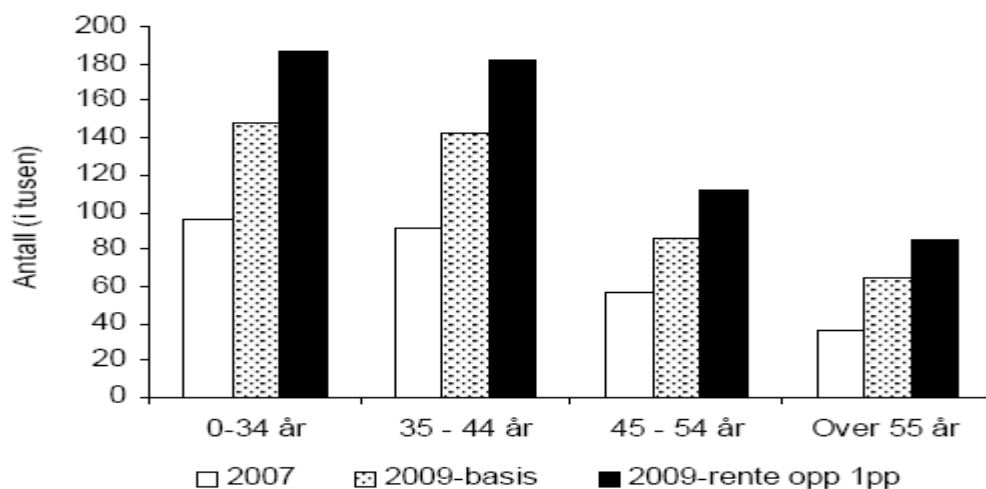


Kilder: Norges Eiendomsmeglerforbund, ECON Prøyry, Finn.no, Eiendomsmeglerforetakenes forening og Norges Bank. (Finansiell Stabilitet 2, 2007).

¹⁰ Renteutgifter etter skatt i prosent av likvid disponibel inntekt korrigert for anslått reinvestert aksjeutbytte pluss renteutgifter.

¹¹ Fremskrivninger for 1.kv 2007 – 4.kv. 2010 for rentebelastning og vekst i boligpriser.

Figur 20: Antall husholdninger med rentebelastninger på over 20 prosent fordelt på alder



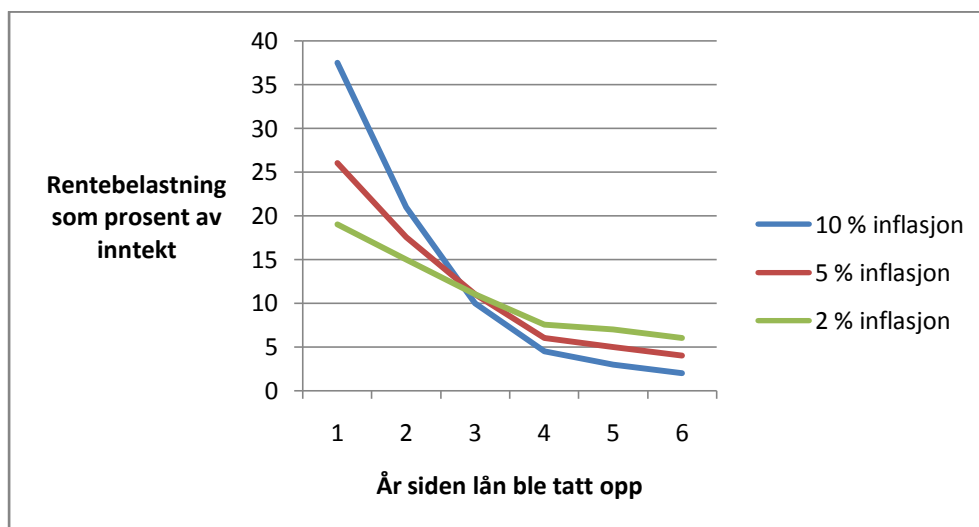
Kilde: Statistisk Sentralbyrå og Kredittilsynet (Finansiell stabilitet 2, 2007, s. 31).

I følge figurene over vil rentebelastningen til husholdningene øke i fremtiden sammen med et fall i huspriser. De som er mest disponert er de yngre husholdningene, som gjerne sitter med gjeld til over 100 prosent av boligens verdi. Dette segmentet er derfor svært sårbare til en nedgang i boligprisene.

Virkingen av inflasjon på rentebelastningen

Når inflasjonen, den nominelle renten og veksten i inntekter er høy, vil rentebelastningen til nyetablerere være mye høyere enn til de etablerte i markedet. Den vil også minske hurtigere over tid. Dette blir illustrert ved den blå linjen i figur 21. Lavere inflasjon vil skape mindre forskjeller på hvor man er i lånefasen.

Figur 21: Rentebelastning under forskjellige inflasjonsrater.



Kilde: (Hancock & Wood, 2004, s. 297)

Den høye inflasjonen på 1980- og 1990-tallet skapte høyere rentebelastning for nyetablererne i forhold til gjennomsnittet, men belastningen var ikke vedvarende. Den siste tids lave inflasjonstall innebærer en mindre rentebelastning i startfasen, men har også bidratt til at husholdninger kan betjene en høyere gjeld. Det betyr at gjeldsgraden blir høyere og strekker seg over en lengre periode. Dette er en ulempe ved den lave inflasjonen, og kan bidra til problemer i fremtiden (Hancock & Wood, 2004).

Underkapitlene nedenfor som omhandler arbeidsledighet og inntekt baserer seg på statistisk sentralbyrås nettsider.

6.1.6. Arbeidsledighet

I første kvartal 2008 var registrert ledighet i Norge 2,5 prosent, arbeidsstyrken utgjorde 73,6 prosent og sysselsettingen var på 71,7 prosent. Sammenlignet med andre land har vi i Norge en stor del av befolkningen i arbeid. Dette skyldes i fremste rekke at flere kvinner er yrkesaktive.

Det at det hele tiden vil være ledighet i arbeidsmarkedet både på kort og lang sikt, betyr at arbeidstakerne som gruppe alltid er rasjonert på arbeidsmarkedet. Lav ledighet gir trygge fremtidsutsikter og bedre lønnsvilkår. Det kan derfor tenkes at lav ledighet senker terskelen for å ta opp lån til ulike formål.

6.1.7. Lønnsinntekt

For de fleste husholdninger i Norge er lønn for utført arbeid den viktigste inntektskilden. Lønnsutviklingen er derfor avgjørende for husholdningers inntekt og levekår. Siden begynnelsen av 1990-årene har lønnsutviklingen vært sterkere enn prisutviklingen, vi har derfor hatt en reallønnsvekst i Norge. Økt inntekt vil gjøre en husholdning bedre rustet til å bære gjeld. Det er nærliggende å tro at økt inntekt også vil høyne etterspørselen etter gjeld til investeringer og forbruk. Det vil være fornuftig å ha en buffer i form av en høy sparerate i tilfelle inntektssvikt. Man vil da ha muligheten til å opprettholde et høyt konsum ved å tære på sparingen.

Arbeidsledighet og lønn

Ledighet og lønn henger sammen på flere måter. Lønningene i det norske arbeidsmarkedet bestemmes i stor grad gjennom forhandlinger mellom arbeidsgiver- og arbeidstakerorganisasjonene. Forhandlingsstyrken til disse organisasjonene avhenger av ledighetsnivået. I en situasjon der ledigheten er lav, vil reallønnen stige siden etterspørselen etter arbeidskraft øker og mulighetene for alternativ sysselsetting bedres for arbeidstakerne. En endring i arbeidsledigheten vil ha sterkere effekt på lønningene jo lavere lønningene er i utgangspunktet. For bedriftene vil økt reallønn bety redusert sysselsetting.

Lave lønninger og/eller høy ledighet i arbeidsmarkedet vil for mange bety en sterkere aversjon mot å ta opp gjeld. De økonomiske framtidsutsiktene vil være negativt preget og redusert kjøpekraft vil påvirke prioriteringene i husholdningene. Det vil da kunne gå ut over evnen til å betjene gjeld.

6.1.8. Studentandel

I modellen inkluderer J&N studentandel i alderen 20-24 år som en variabel. Det er for å fange opp segmentet i samfunnet som gjerne ender opp med høyest gjeld i fremtiden. Denne gruppen er i fasen av livet da de gjerne ønsker å etablere seg i boligmarkedet. De har studert noen år, og forventer kanskje en høyere fremtidig inntekt enn sine jevnaldrende som ikke har investert i utdanning. I tillegg vil store deler av denne gruppen ha noen år med studielån i ryggen. Samlet sett betyr det at jo større denne gruppen er, dess mer gjeld kan man forvente i fremtiden (Jacobsen & Naug, 2004b).

7. Rekonstruksjon av modellen

Vi vil i denne utredning benytte oss av statistikk programmet E-views som økonometrisk verktøy.

7.1. Forventninger til modellen

Når man skal utføre en statistisk analyse på økonomiske data er det viktig at forklaringsvariablene samsvarer med økonomisk teori. For å konstruere en pålitelig modell er det viktig å vite hvordan markedet fungerer og hvilke faktorer som påvirker hverandre. I noen tilfeller må man også inkludere faktorer som ikke er statistisk riktig, da de er sentrale i følge teorien. Det er derfor nyttig å avdekke forventninger til variablene før man foretar selve regresjonen.

Vi forventer at boligmasse har et positivt forhold til gjeldsvekst, da en større boligmasse betyr at byggevirksomheten har svart på økt etterspørsel etter boliger.

Renten er et instrument som brukes til å utjevne svingninger i økonomien. Høyere rente gir mindre insentiver til å investere og vil dermed bremse gjeldsvekst. Det samme gjelder større arbeidsledighet som skaper usikkerhet vedrørende fremtidig inntekt.

Boligomsetning, boligpris og inntekt er antatt å ha en positiv effekt på gjeldsvekst. Akselerasjon i kjøp og salg av boliger kan sees i sammenheng med økt etterspørsel. Dyrere boliger krever et høyere låneopptak og høyere lønninger gir bedre evne til å håndtere gjeld.

En siste variabel som er inkludert er andel studenter i alderen 20 til 24 år, som forventes å bidra til større gjeldsvekst.

7.2. Alternative variabler

I tillegg til variablene forklart, forsøkte J&N å inkludere antall misligholdte lån, samt ”en stokastisk trend for å fange opp effekter av endrede preferanser blant godt voksne aldersgrupper i estimeringsperioden” (Jacobsen & Naug, 2004, s. 94). De henviste til et stort mislighold i perioden etter bankkrisen, men i perioden som fulgte var ikke mislighold av signifikant betydning. På grunnlag av det valgte J&N å starte estimeringen første kvartal 1994, etter at misligholdsraten hadde jevnet seg ut. De valgte også å kutte ut trenden for endrede preferanser blant godt voksne aldersgrupper. De konkluderte med at den ikke hadde betydning utover det som variablene i modellen fanget opp.

7.3.Data til rekonstruksjon

Data til rekonstruksjonen har vi fått av Dag Henning Jacobsen. Da forfatterne ikke hadde beholdt det originale datasettet, fikk vi tilsendt et annet som ligger tett opptil med få revideringer. Sammen med datamaterialet var det vedlagt et resultat fra en estimering utført med disse data. Det er dette resultatet vi vil bruke som et sammenligningsgrunnlag i resten av analysen.

7.3.1. Stasjonaritet

Får å kunne oppnå pålitelige utfall fra en økonometrisk tidsserieanalyse ønsker man at variablene man bruker i modellen er stasjonære. Dette avsnittet om stasjonaritet er bygget på Brooks 2005.

Stasjonære tidsserier har konstant gjennomsnitt, varians og kovarians over tid, og blir i økonometrien omtalt som integrert av nulte orden, $x_t \sim I(0)$. Fordelen med slike serier er at dersom sjokk inntreffer, vil de med tiden dø ut og serien vil returnere til likevekt. I en serie kategorisert som ikke-stasjonær, vil ikke eventuelle sjokk dø ut med tiden, og i noen tilfeller kan sjokkene akkumuleres. En regresjon med ikke-stasjonære data gir ikke mening, og oppnår ofte spuriøse¹² resultater.

De fleste økonomiske data er integrert av første orden, $x_t \sim I(1)$. Det innebærer at data i utgangspunktet er ikke-stasjonær, men ved å differensiere tidsserien en gang oppnår man stasjonære tall. En variabel som trenger å bli differensiert i flere omganger blir omtalt som integrert av andreorden og så videre.

J&N diskuterer ikke de stasjonære egenskapene til datamaterialet i deres analyse. Vi ønsker derfor å se nærmere på variablene i datasettet og avdekke om de er stasjonære.

7.3.2. Forventning om serienes stasjonære egenskaper

Forventninger om stasjonære dataserier bygger på antakelsene om hva som skjer med variabelen hvis et sjokk forkommer. Vi vil her diskutere formodninger om hvordan variablene vil respondere til slike forstyrrelser.

Sjokk til kredittindikatoren K2, kan være eventuelle reguleringer, skatteomlegging eller eventuelt et skift i boligprisene. Langvarige sjokk vil antagelig skape robuste endringer og

¹² Spuriøse resultater innebærer at man finner en sammenheng mellom variablene som er falsk og egentlig ikke eksisterer (Brooks, 2005).

føre til dannelse av nye likevekter. På grunnlag av dette kan det være rimelig å anta at gjeld er ikke-stasjonær.

Boligmasse opplever flere positive endringer enn negative. Bolig er en langsiktig investering, og bygninger blir oftere renovert enn revet til grunn. Negative endringer kan være sjokk som for eksempel krig eller naturkatastrofe, noe som ikke har vært observert i større omfang i estimeringsperioden. Den siste tiden har vi vært vitne til en byggeboom her til lands, som kan betraktes som en trend. Vi antar da at boligmasse er stasjonær rundt en trend.

Renten er sentralbankenes hovedverktøy når det gjelder å stabilisere økonomien. Under en høykonjunktur ønsker man å sette en høy rente for å dempe den økonomiske veksten, mens i en lavkonjunktur vil det oppfordres til investering gjennom en lav rente. Økonomien og rentene vil stadig returnere til et normalt nivå. For lengre tidsserier vil renten være stasjonær.

Hastigheten på boligomsetning varierer med etterspørsel etter boliger. Variabelen vil da være konjunkturbestemt, og returnere til likevekt.

Økonomien kan ha en iboende evne til å rette opp ulikevekter i arbeidsledighet på egenhånd. Andre ganger må stabiliseringspolitikken bryte inn for å oppnå likevekt. Lønns- og prisdannelsen er rigid, og den egenskapen gjør at vi forventer at lønn kan være ikke-stasjonær på kort sikt og stasjonær over lengre tidsperioder (Røed, 2000).

Et eksempel på et sjokk som kan skape en permanent endring i boligprisene, er skattelegging av eierboliger. Boligprisene kan forventes å være av ikke-stasjonær karakter.

Arbeidsledighet er en annen konjunkturbestemt variabel. Teorien om den naturlige arbeidsledighetsraten mener at ledighet følger en stasjonær prosess, da sykliske variasjoner bringer ledigheten stadig tilbake til langsiktig likevekt. Hypotesen om hysteresis sier derimot at ettersom arbeidsmarkedet er rigid, vil sykliske forandringer ha varige effekter på antall sysselsatte. Dette temaet ble belyst av Camarero, Carrion-i-Sivestre, & Tamari (2006) i en analyse basert på flere OECD land. De konkluderte med at midlertidige sjokk som influerer sysselsettingen har høyst vedvarende, men ikke permanente effekter på arbeidsledigheten. I tillegg til endringer som skyldes konjunkturer vil også endringer i demografi påvirke de stasjonære egenskapene til arbeidsledighet. Trenden går mot en mindre arbeidsstyrke kontra befolkningen, og større etterspørsel etter arbeidskraft. Både et økende antall pensjonister, lengre utdanning og en stadig voksende andel innvandrere som er mindre yrkesaktive enn landsgjennomsnittet, bidrar til denne trenden (Jakobsen, 2006). Selv om dette skaper

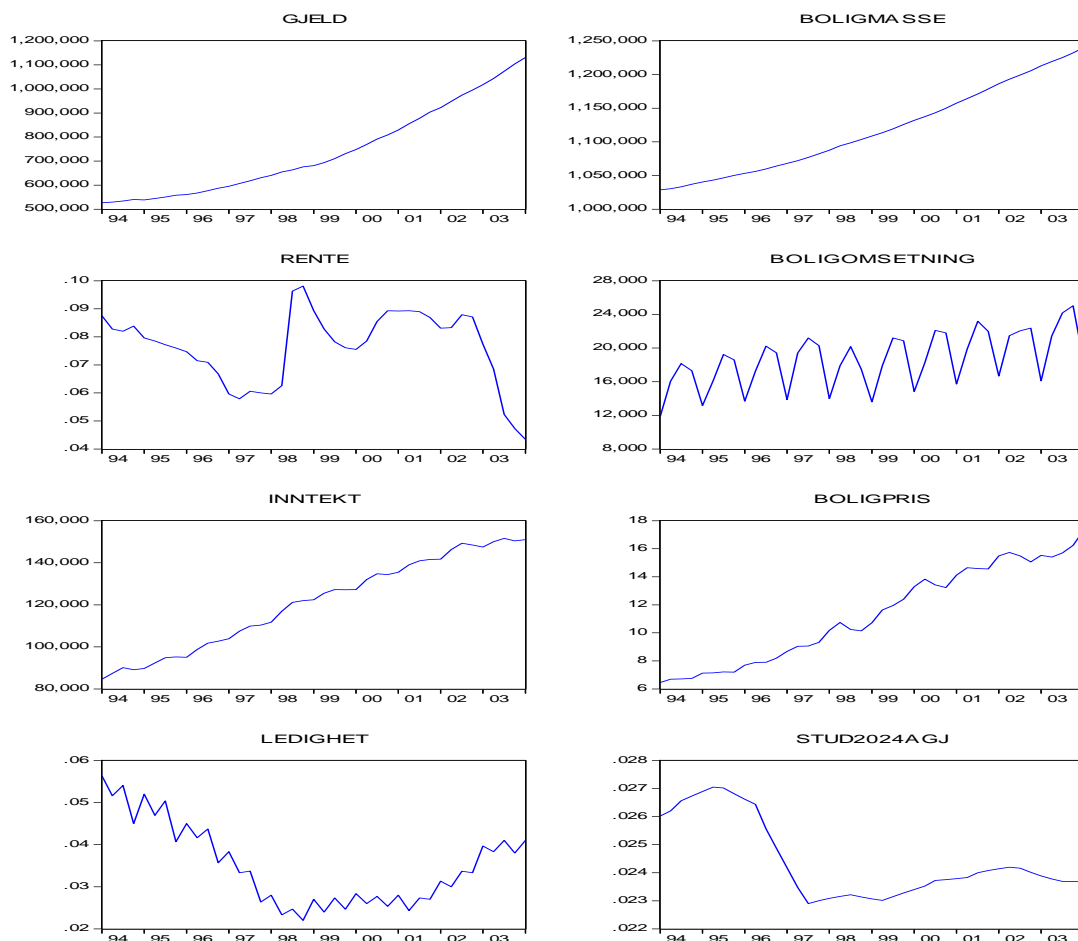
forandringer, er disse så langsiktige at de kan bli ansett som en trend. Vi støtter oss på den nevnte analysen som konkluderte med at arbeidsledighet er av stasjonær karakter, og da gjerne rundt en trend.

Studentandel vil følge etterspørselen etter arbeidskraft. Etter en periode med stor pågang etter ufaglærte vil lønningene for denne gruppen øke, og det kan bli mindre attraktivt å studere. Har det derimot vært stor etterspørsel etter fagkompetanse, kan flere bli lokket til studiebenken. Vi antar at studentandel er stasjonær da den stadig returnerer til likevekt.

7.4.Datamaterialet

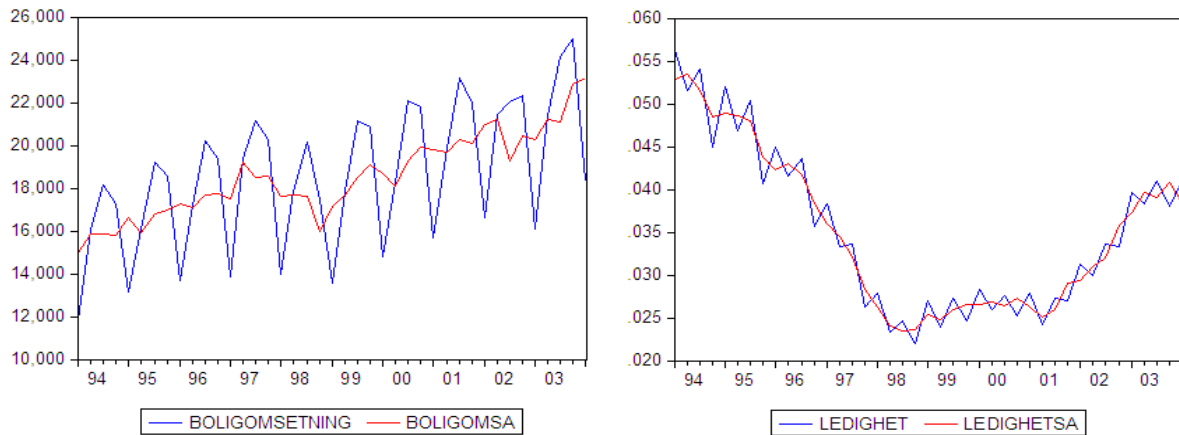
I tillegg til å være bevisst på forventninger, er det nyttig å se på en grafisk fremstilling av dataseriene. De kan avdekke om variabler inneholder trend, sesongvariasjon eller konstantledd. Man ønsker også å sjekke for eventuelle ekstremverdier eller sjokk.

Figur 22: Datamaterialet



Figuren med datamaterialet indikerer at gjeld, boligmasse, boligpris og inntekt kan inneholde et trendmønster. Arbeidsledighet og spesielt boligomsetning fremstår som hakkete i serien, og bør justeres for sesong. Det er ikke antydning til eventuelle sjokk i data.

Figur 23: Sesongjustering



Figur 23 viser hvordan sesongjusterte data glatter seg ut. De blå seriene er før sesongjustering og de røde seriene etter. Her er data justert ved hjelp av ”moving average”-metoden i statistikkprogrammet E-views. Et annet reelt alternativ som J&N benytter seg av, er å inkludere dummyer for sesong i regresjonen. Dummyvariablene vil da fange opp eventuelle sesongmønstre som kan påvirke regresjonen. Vi vil benytte oss av sesongdummyer i vår analyse.

7.5.Dickey-Fuller testen

Det er nyttig med en oversikt over datamaterialet, men det endelige kriteriet om seriene er stasjonære eller ikke, avdekkes ved hjelp av en statistisk test. En anerkjent metode er Dickey-Fuller testen, heretter kalt DF-testen.

DF-testen opererer på følgende måte:

$$\Delta x_t = \mu + \beta x_{t-1} + \lambda T + \varepsilon_t$$

Over symboliserer μ et konstantledd og T en eventuell deterministisk trend. For å avdekke om enhetsrot finnes i data, det vil si om en variabel er stasjonær, tester DF-testen nullhypotesen $\beta=0$ mot alternativhypotesen $\beta < 0$. Testen undersøker stasjonaritet rundt forskjellige utgangspunkt; nivåform, med konstantledd, og med trend i tillegg til konstantledd.

Hypotesetestingen blir ikke utført på grunnlag av normal t-fordeling, men en τ -test. Det gjør

at de kritiske verdiene er mye større i absolutte verdier, og man trenger sterkere bevis for å avslå nullhypotesen (Brooks, 2005).

DF-testen antar at restleddet er hvit støy (white noise), noe som insinuerer at u_t og Δx_t ikke innehar autokorrelasjon. Hvis restleddet er autokorrelert, blir hypotesetestingen feil. Dette problemet kan unngås ved å bruke en utvidet Dickey-Fuller test, heretter kalt ADF-testen (Augmented Dickey-Fuller).

7.5.1. Augmented Dickey-Fuller Test

ADF-testen inkluderer p laggede verdier for å forsikre at restleddet blir hvit støy. Ved å ta til seg spor av en potensiell dynamisk struktur fra den avhengige variabelen, vil de laggede verdiene fjerne all autokorrelasjon.

$$\Delta x_t = \mu + \beta x_{t-1} + \lambda T + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

Utfordringen er å finne optimalt antall laggede verdier. Inkluderer man for få blir ikke all autokorrelasjon fjernet, og tar man med for mange lags vil standardavviket til koeffisientene øke. I tillegg vil frihetsgradene bli brukt opp, noe som resulterer i en svakere styrke på testen.

Det finnes to måter å estimere hvor mange lags man skal inkludere i modellen.

Tommelfingerregelen innebærer at man tar med de antall lags som er signifikant ut i fra t -fordelingen. Den andre metoden er informasjonskriteriet, som statistisk kalkulerer en verdi som veier bedre passform på modellen (RSS) opp imot tap av frihetsgrader. Det vil være ønskelig å inkludere antall laggede verdier som minimerer informasjonskriteriet slik at gevinsten i form av bedre prediksjonsevne er større enn tapet som følge av færre frihetsgrader. Av de ulike typer informasjonskriterier har vi valgt å bruke Schwartz's Bayesian (SBIC) da den er litt strengere enn alternativene (Brooks, 2005).

7.5.2. Problemer med Dickey-Fuller Testene

Det mest vanlige problemet med enhetsrot-tester er at de ofte er av lav styrke, spesielt for dataserier med begrenset utvalg. I små serier er det lite som skiller ikke-stasjonære og stasjonære serier, og det kan det være vanskelig å avgjøre om en prosess er trend- eller differensiert-stasjonær. Resultatet er ofte at sanne nullhypoteser blir avslått og falske godtatt. Man skal være forsiktig med å trekke altfor bombastiske konklusjoner fra slike tester, og bør heller resonnerer at seriene inneholder enten stasjonære eller ikke-stasjonære attributter (Harris, 1995).

7.5.3. Resultat fra ADF Testene

Tabell 2: ADF Test på nivåform

Variabler	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lags	Sannsynlighet	Lags	Sannsynlighet	Lags
Gjeld	0.9901	2	1.0000	0	0.2038	0
boligmasse	0.9985	1	1.0000	1	0.0383**	0
gjeld - boligmasse	0.1441	2	1.0000	0	0.3448	0
RENTE	0.3294	1	0.2824	1	0.6316	1
boligomsetning	0.9768	4	0.9422	4	0.4782	4
inntekt	0.7513	9	0.0103**	8	0.9342	8
boligpris	0.9977	5	0.4631	5	0.9843	5
ledighet	0.7438	5	0.2067	5	0.8985	5
studentandel	0.8410	1	0.0060***	7	0.0579*	7
$\Delta 4$ inntekt	0.3163	5	0.8508	5	0.3755	5

Tabellen over viser sannsynligheten for at variablene er stasjonære, samt antall lags Schwartz's Bayesian informasjonskriteriet måtte inkluderte for å fjerne autokorrelasjon. * noterer sannsynlig på 10 prosent nivå, ** på 5 prosent nivå og *** på 1 prosent nivå.

Vi antok tidligere at gjeld og boligpris er ikke-stasjonære serier, samtidig som rente, boligmasse, boligomsetning, inntekt, ledighet og studentandel antas å være stasjonære.

Gjeld og boligpris ble som forventet ikke-stasjonære av karakter. Boligmasse antok vi å være stasjonær rundt en trend, men over kan vi se at serien krever i tillegg et konstantledd.

ADF-testen motstrider forventningene om at rente, boligomsetning og ledighet er stasjonære. Hvis ledigheten er ikke-stasjonær, kan det bygge oppunder teorien om hysteres. Det er imidlertid verdt å merke seg at datasettet strekker seg over en begrenset periode, noe som kan medføre at vi får ukorrekte resultater hvis vi ikke har fått med de naturlige svingningene i økonomien.

Inntekt og studentandel var begge forventet stasjonære. Studentandelen var antydnet stasjonær med overbevisende signifikans da konstantledd var inkludert, men det krevdes dog syv laggede verdier for å fjerne autokorrelasjon. Inntekter oppnår samme resultat med åtte laggede verdier.

Vi nevnte over at variabler som ikke er integrert av nulte orden, ofte oppnår stasjonære karaktertrekk som en differensiert variabel. Det er derfor naturlig å fortsette analysen med å utføre en enhetsrot-test på differensierte variabler for å avgjøre om seriene er I(1).

Tabell 3: ADF Test på differensierte data

Variabler	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lags	Sannsynlighet	Lags	Sannsynlighet	Lags
Δ gjeld	0.7181	1	0.3438	1	0.0006***	0
Δ boligmasse	0.7931	0	0.0961*	0	0.0113**	0
Δ (gjeld – boligmasse)	0.6132	1	0.0279**	0	0.0004***	0
Δ RENTE	0.0001***	0	0.0014***	0	0.0063***	0
Δ boligomsetning	0.0080***	3	0.0234**	3	0.0946*	3
Δ inntekt	0.3218	8	0.8780	8	0.3167	7
Δ boligpris	0.4825	6	0.0162**	4	0.0247**	4
Δ ledighet	0.0655*	4	0.3609	4	0.2366	4
Δ studentandel	0.0330**	0	0.2083	0	0.4349	0
Δ_4 inntekt	0.0111**	4	0.0873*	4	0.0000***	3

Tabellen over viser at samtlige variabler hadde antydning til stasjonære egenskaper som differensiert variabel, utenom inntekt.

Inntekter ble I(0) med konstant og trend, men ble ikke I(1). J&N løste dette ved å bruke en differensoperator $\Delta_4 X_t = (X_t - X_{t-4})$. Den nye variabelen Δ_4 inntekt ble ikke I(0) som vist i tabell 2, men fikk stasjonære drag da den ble differensiert en gang.

Arbeidsledighet fikk antydning til å ha stasjonære egenskaper med lav signifikans uten trend og konstant. Det er et litt svakt grunnlag å konkludere fra, men vi støtter oss på de empiriske resultatene fra Camarero, Carrion-i-Sivestre, & Tamari (2006) som vi nevnte tidligere, og velger å tro at variabelen er stasjonær.

Selv om det foreløpig ikke kommer frem i analysen hvilken rolle de forskjellige former for stasjonaritet spiller, vil det bli klarere etter en gjennomgang av feiljusteringsmodeller.

7.6. Feiljusteringsmodeller

Feiljusteringsmodeller er flittig brukt til å modellere langtidsløsninger, og ble også brukt av J&N.

Da problemene rundt stasjonære dataserier først ble kjent, løste man problemet ved å differensiere variablene til de ble stasjonære for å så bruke tallene videre i modelleringen. Dette er en enkel løsning, men ikke uten komplikasjoner. Når man differensierer dataserier fjerner man muligheten til å estimere eventuelle forhold mellom den avhengige og de uavhengige variablene på nivåform, noe som resulterer i at modellen ikke oppnår noen langtidsløsning. Dersom det i tillegg eksisterer en kointegrasjon mellom variablene, vil ikke denne forenklingen gi noe bilde av hva man kan forvente i virkeligheten (Davidson & MacKinnon, 1993).

I følgende modell er både Y_t og X_t I(1):

$$\Delta y_t = \beta \Delta x_t + u_t$$

I modellen har variablene konverget til langtidverdier, og vil ikke forandre seg mer.

$$y_t = y_{t-1} = y$$

$$x_t = x_{t-1} = x$$

$$\Delta y_t = 0$$

$$\Delta x_t = 0$$

Ettersom alle de differensierte variablene er null, vil modellen over lengre sikt utlignes. Modellen får ingen langtidsløsning og kan ikke si om x og y har et likevektsforhold (Brooks, 2005).

Dette problemet blir løst ved å bruke kombinasjoner av første differensierte og laggede kointegrerte variabler:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta x_t + \beta_3 \Delta x_{t-1} - \beta_4 (y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + u_t$$

$$\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\lambda} x_{t-1}$$

Feiljusteringsmodellen er en lineær modell som ved at parameterne er omgjort fra å være ikke-lineære, lett kan løses ved hjelp av minste kvadrats metode og andre standard prosedyrer (Davidson & MacKinnon, 1993).

Korttidseffektene i modellen blir estimert av de differensierte variablene. Man ønsker å avdekke hvordan endringer i de uavhengige variablene i denne periode og foregående periode ($\Delta x_t, \Delta x_{t-1}$) påvirker endringer i den avhengige variabel i denne periode (Δy_t). For å unngå problemer med autokorrelasjon og utelatte variabler, må man også inkludere laggede verdier av den avhengige variabel (Δy_{t-1}). J&N løste dette problemet ved å konstruere en variabel (*gjeld - boligmasse*) $_{t-1}$.

Feiljusteringsmekanismen i modellen, β_4 , kan tolkes som andel av ulikevekt som justeres inn i løpet av en periode. Hvis det har vært et avvik mellom y og x i forrige periode, vil denne mekanismen bidra til at den avhengige variabelen kommer tilbake til likevekt. β_4 vil være et tall mellom minus 1 og 0, der minus 1 betyr at all ulikevekt vil korrigeres i løpet av en periode, mens 0 betyr at ulikevekt aldri korrigeres (Davidson & MacKinnon, 1993) (Brooks, 2005).

I en feiljusteringsmodell ønsker man at de differensierte variablene er stasjonære av nulte orden, men variablene som inngår i langtidsløsningen trenger ikke å være det. Gitt at Y_t og X_t er kointegrert, så vil feiljusteringsleddet være I(0) selv om variablene er I(1). DF-testene som vi utførte tidligere gav variablene gjeld, boligpris, boligmasse, rente og omsetning tittel som I(1) variabler. Studentandel ble I(0). Gitt at variablene er kointegrert vil de sammen gi et feiljusteringsledd som er I(0) og kvalifiseres til å utføre en analyse uten spuriøse resultater.

Kointegrasjonsvektoren $\hat{\lambda}$ viser den langsiktige sammenhengen mellom x_t og y_t . I feiljusteringsmodeller er det reelt å bruke restriksjoner som at $\hat{\lambda} = 1$ dersom x_t og y_t er av samme størrelsesorden. Dette er mulig fordi enhver lineær transformasjon av kointegrasjonsvektoren vil også være en kointegrerende vektor, noe som blir vist på neste side (Davidson & MacKinnon, 1993) (Brooks, 2005).

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_{2t} - \hat{\beta}_3 x_{3t}$$

Likningen over kan gi en kointegrerende vektor som er $(1 - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_3)$.

J&N valgte også å bruke (gjeld – boligmasse – boligpris) som en variabel. En korrelasjonsanalyse viser at variablene er sterkt korrelert.

Tabell 4: Korrelasjonsanalyse fra første kvartal 1994 til første kvartal 2004

Korrelasjon	gjeld	boligmasse	boligpris
gjeld	1.000000		
boligmasse	0.998505	1.000000	
boligpris	0.963172	0.973639	1.000000

Sammenslåing av variabler kan gjøres for å lette tolkningen av dynamikken, men er også viktig for å unngå problemer med multikolaritet. Multikolaritet oppstår hvis høye korrelasjoner i en modell ikke blir slått sammen til en koeffisient. Regresjonen kan da se bra ut selv om de individuelle variablene egentlig ikke er statistisk signifikante, og har da uriktige koeffisienter.

7.7.Kointegrasjon

Kort oppsummert har vi nå bevist at de differensierte variablene er $I(0)$, og variablene som inngår i langtidssammenhengen er $I(0)$ eller $I(1)$. Det neste steget er da å utføre en kointegrasjonsanalyse med variablene i feiljusteringsmekanismen. Finner man ingen kointegrerende forhold vil ikke feiljusteringsleddet være stasjonært. J&N dokumenterte ikke en slik analyse, men vi ønsker å utføre en.

To variabler er kointegrert dersom de er påvirket av de samme faktorene og beveger seg sammen over tid. To kointegrerte ikke-stasjonære serier, vil sammen bli stasjonær som en lineær kombinasjon. Den lineære kombinasjonen vil da bli omtalt som en kointegrasjonsvektor (Brooks, 2005).

Det finnes en rekke tester som estimerer om en gruppe serier er kointegrert eller ikke. Metoden vi har benyttet oss av er Johansens Kointegrasjonstest som tester alle de kointegrerende relasjonene samtidig, slik at vi slipper å teste et og et par av gangen.

7.7.1. Johansens Kointegrasjonstest

For å bruke Johansen Kointegrasjonstest må en vektorautoregresjonsmodell med k laggede verdier gjøres om til en vektorfeiljusteringsmodell:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t$$

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

Hvor $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$, ($i = 1, \dots, k-1$) og $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$.

Estimatene $\hat{\Gamma}_i$ og $\hat{\Pi}$ inneholder informasjon om både kort- og langtidsjusteringer til endringer i y_t . Johansen-testen bygges rundt en studie av Π -matrisen. Kointegrasjon mellom y -ene er kalkulert ved å se på eigenverdiene (λ) for å så finne rangeringen på Π (Brooks, 2005). Hvis Π har full rangering, finnes det $r = n$ lineære uavhengige kolonner og variablene i y_t er $I(0)$. Når Π har null i rangering, vil det ikke eksistere kointegrerende forhold. Det vi ønsker å lokalisere er at Π har redusert rangering, da finnes det $r \leq (n - 1)$ kointegrerende vektorer (Harris, 1995).

Vi bruker "trace" statistikk som eigenverdi for å finne antall kointegrerende relasjoner.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Over indikerer r antall kointegrerende vektorer fra nullhypotesen, og $\hat{\lambda}_i$ estimerer verdi for den i 'ende eigenverdi fra Π matrisen.

λ_{trace} tester nullhypotesen om at antall kointegrerende vektorer er mindre eller lik r , mot alternativet mer enn r kointegrerende vektorer (Brooks, 2005).

7.7.2. Johansens Kointegrasjonstest i E-views

I vårt forsøk på å avdekke om feiljusteringsleddet er $I(0)$, bruker vi Johansens Kointegrasjonstest i E-views. For å gjennomføre dette må det foretas en antagelse om datasettet.

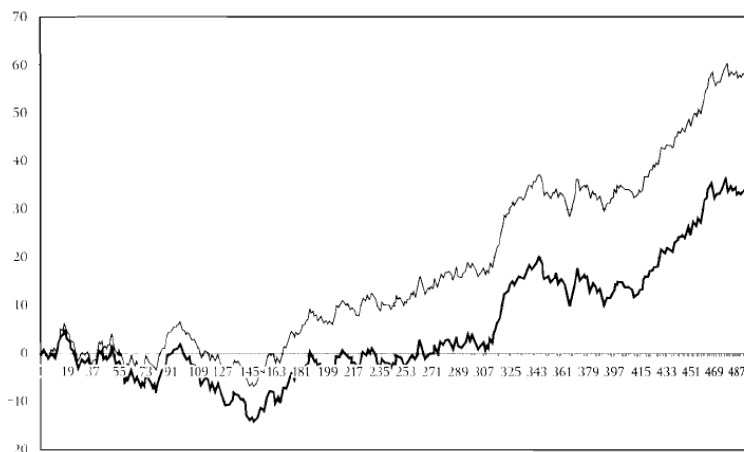
Seriene kan ha gjennomsnittsverdier forskjellig fra null, og deterministiske samt stokastiske trender. Likedan, kan den kointegrerende likningen ha konstantledd og deterministisk trend. Den asymptotiske fordelingen er uvanlig og avhenger av antagelser som blir gjort angående

den deterministiske trenden. Derfor må det foretas antagelser om eventuelle trender som kan forekomme i datasettet, og man har fem valgalternativer:

1. Nivådata y_t har ingen deterministisk trend og den kointegrerende likningen har ikke et konstantledd
2. Nivådata har ingen deterministisk trend men den kointegrerende likningen har konstantledd
3. Nivådata har ingen lineær trend men den kointegrerende likningen har konstantledd
4. Nivådata og den kointegrerende likningen har konstantledd
5. Nivådata har kvadratisk trend og den kointegrerende likningen har lineær trend

Kort oppsummert; nummer 1 og nummer 5 brukes sjeldent. Nummer 1 brukes dersom alle seriene har null i gjennomsnittlig verdi. Nummer 2 benyttes dersom ingen av seriene ser ut til å ha en trend. Hvis seriene inneholder trender og alle trendene ser ut til å være stokastiske¹³, skal nummer 3 velges, og nummer 4 dersom noen av seriene har stasjonære¹⁴ trender. Nummer 5 gir en god passform innen datasettet, men produserer dårlige estimeringer utenom (Vector Autoregression and Error Correction, 2007).

Figur 24: Stokastisk trend

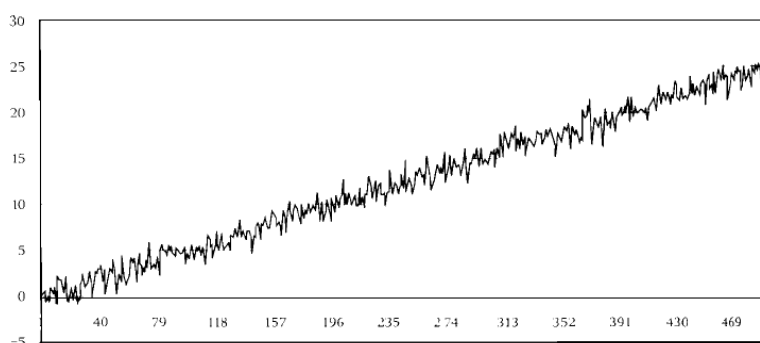


Kilde: (Brooks, 2005, s. 374)

¹³ En stokastisk trend innebærer at serien ser ut til å bevege seg tilfeldig, men det er større sannsynlighet for at serien vil bevege seg i en retning enn en annen (Brooks, 2005).

¹⁴ En stasjonær trend forekommer når en serie svinger tilfeldig rundt en trend (Brooks, 2005).

Figur 25: Stasjonær trend



Kilde: (Brooks, 2005, s. 374)

Sammenligner man den grafiske fremstillingen av seriene fra figur 22 med figurene over, kan man se at dataseriene i vår analyse ser ut til å inneholde stokastiske trender. Boligomsetning og ledighet kan ved første øyekast se ut til å ha stasjonære trender, men ikke for de sesongjusterte seriene vist i figur 23. På grunnlag av dette har vi valgt nummer tre (nivådata mangler lineær trend men den kointegrerende likningen har konstantledd) når vi utfører kointegrasjonstesten.

Johansens Kointegrasjonstest ble utført på variablene gjeld, boligpris, boligmasse, rente, boligomsetning og studentandel. Resultatene er vist under, og finner 4 kointegrerende likninger.

Tabell 5: Kointegrasjonstest

Kointegrasjon Ragerings Test uten Restriksjoner (Trace)				
Antatt antall Koint. Ligninger	Eigenvalue	Trace Statistikk	0.05 Kritisk Verdi	Sanns.**
Ingen *	0.818511	177.5133	95.75366	0.0000
Maksimalt 1*	0.694685	110.9574	69.81889	0.0000
Maksimalt 2*	0.543174	64.68737	47.85613	0.0006
Maksimalt 3 *	0.426335	34.13271	29.79707	0.0149
Maksimalt 4	0.273063	12.46002	15.49471	0.1362
Maksimalt 5	0.000572	0.022328	3.841466	0.8811

Trace test indikerer 4 kointegrerende likninger på 0.05 nivå
* noterer avslag på hypotesen på 0.05 nivå
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-verdier

Testen avdekker ikke hvilke variabler som er kointegrert, men fra resultatet vil vi konkludere med at variablene er kointegrert på lengre sikt.

I tillegg til antall kointegrerende likninger estimerer Johansens Kointegrasjonstest også kointegrasjonsvektorene. Disse er vist i tabellen under der den første raden viser den første kointegrerende vektoren, den andre raden viser den andre og så videre.

Tabell 6: Kointegrerende koeffisienter

Kointegrerende Koeffisienter uten Restriksjoner (normalisert med $b^*S^{-1}b=I$):					
Gjeld	Boligpris	Boligmasse	RENTE	omsetning	studentandel
-23.64321	-6.254724	141.7223	-17.47561	-14.63508	8.634696
-28.14148	-31.42449	236.2949	46.49209	-3.480411	-10.10474
3.455704	18.65723	-117.3455	-113.7364	-4.570554	12.02875
-106.7696	-5.770442	484.3490	-33.24490	4.860324	26.39296
-83.49071	-6.892260	379.0918	-10.53377	-1.709026	-15.83020
-11.56963	-16.08730	138.9455	-64.80443	-3.602690	-9.133746

I følge Brooks (2005) vil enhver lineær kombinasjon av kointegrerende vektorer også være en kointegrerende vektor. Det innebærer at en matrise med kointegrerende relasjoner kan bli multiplisert med hvilken som helst passende matrise for å finne et nytt sett med kointegrerende vektorer. E-views utfører en slik normalisering og beregner estimater med forskjellige normaliseringer for hver av de mulige relasjonene $r = 0, 1, \dots, k-1$.

Vi ønsker at variablene i modellen skal bli normalisert i henhold til gjeld, så i tabell 7 er gjeld satt lik en og blir uttrykt som en funksjon av de gjenværende $k-r$ variablene. Standardavvik er vist i parentesene.

Tabell 7: Kointegrerende koeffisienter normalisert på gjeld

1 Kointegrerende Likning:		Log likelihood		848.6314	
Gjeld	Boligpris	Boligmasse	RENTE	omsetning	studentandel
1.000000	0.264546 (0.13413)	-5.994207 (0.61347)	0.739139 (0.50659)	0.618997 (0.06052)	-0.365208 (0.12752)
2 Kointegrerende Likning:		Log likelihood		871.7665	
Gjeld	Boligpris	Boligmasse	RENTE	omsetning	studentandel
1.000000	0.000000	-5.248340 (0.18832)	1.481514 (0.59737)	0.772774 (0.08017)	-0.590066 (0.14369)
3 Kointegrerende Likning:		Log likelihood		887.0438	
Gjeld	Boligpris	Boligmasse	RENTE	omsetning	studentandel
1.000000	0.000000	0.000000	8.970065 (2.51705)	0.366911 (0.33755)	-0.388453 (0.59919)

Resultatene i tabellen over er fremstilt på følgende måte:

$$gjeld + \gamma_1 boligpris - \gamma_2 boligmasse + \gamma_3 RENTE + \gamma_4 omsetning - \gamma_5 studentandel = 0$$

Denne kointegrasjonslikningen gjøres om til et feiljusteringsledd ved å bli satt som en funksjon av gjeld. Da får vi følgende resultater fra henholdsvis første, andre og tredje kointegrerende likning:

1. $gjeld = -0,26 boligpris + 5,99 boligmasse - 0,74 RENTE - 0,61 omsetning + 0,37 studentandel$
2. $gjeld = boligpris - 5,25 boligmasse - 1,48 RENTE - 0,77 omsetning + 0,59 studentandel$
3. $gjeld = boligpris + boligmasse - 8,97 RENTE - 0,37 omsetning + 0,39 studentandel$

J&N estimerte feiljusteringleddet med restriksjonen (gjeld = boligpris + boligmasse), det gir:

$$\beta(\text{gjeld} - \text{boligpris} - \text{boligmasse} + \gamma_1 \text{RENTE} - \gamma_2 \text{omsetning} - \gamma_3 \text{studentandel})$$

Vi utførte en ny Johansens Kointegrasjonstest på variablene (gjeld – boligpris – boligmasse), rente, boligomsetning og studentandel. Resultatene fra testene er vist i appendiks under kapittel 11.1, men er kort oppsummert under.

Trace-statistikk kan konstatere at det finnes et kointegrasjonsforhold mellom variablene.

Kointegrasjonsvektoren normalisert med (gjeld – boligpris – boligmasse) og omregnet slik den vil fremstå i en feiljusteringsmodell er:

$$-\beta(\text{gjeld} - \text{boligpris} - \text{boligmasse} + 5,30 \text{ RENTE} + 1,26 \text{ omsetning} - 1,16 \text{ studentandel})$$

Resultatene skiller seg fra modellen vi ønsker å reprodusere. Det største avviket er at boligomsetning har feil fortegn. Videre har rente og studentandel fått større koeffisienter. Som nevnt tidligere sier økonomisk teori at stigende boligomsetning reflekteres gjennom økt gjeldsvekst.

Den grafiske illustrasjonen av variablene fra figur 23 at boligomsetning har store variasjoner i serien. For å se om de store sesongvariasjonene spiller et puss på feiljusteringsleddet, utførte vi en ny kointegrasjonstest med sesongjustert boligomsetning:

$$-\beta(\text{gjeld} - \text{boligpris} - \text{boligmasse} + 5,02 \text{ RENTE} + 1,02 \text{ omsetning} - 1,34 \text{ studentandel})$$

Forskjellene var små, og vi trekker slutningen at det ikke er sesongvariasjonene som skaper avvikene.

Dette resultatet gjør at vi ikke får reprodusert modellen ved hjelp av Johansens Kointegrasjonstest, men vi baserer videre analyse på at det finnes en kointegrerende likning.

7.7.3. Engle-Granger 2-steg metode

En alternativ metode å løse feiljusteringsmodeller er Engle -Granger 2-steg metode, som ikke overraskende utføres i to steg:

Steg-1

Først må man forsikre seg om at variablene i langtidssammenhengen er I(1). Man utfører en OLS for å finne kointegrasjonsvektoren $\hat{\lambda}$. Deretter sparer man feilleddene fra regresjonen \hat{u}_t , og tester om disse er I(0).

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\lambda}x_t$$

Dersom de er I(0) betyr det at de er kointegrert med kointegrasjonsvektoren og man kan fortsette til steg to. Hvis de er I(1) må man nøye seg med en modell med variabler på differanseform.

Steg-2

Restleddene man fikk i steg-1 brukes som variabel i feiljusteringsmodellen som blir løst ved hjelp av OLS.

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (\hat{u}_{t-1}) + v_t$$

Med Engle-Granger 2-steg metode medfølger flere statistiske problemer som bør nevnes. For det første mangler testene styrke. For det andre vil valget av forklarings- og forklart variabel kunne være avgjørende for resultatet. Det er heller ikke mulig å utføre hypotesetesting på det faktiske kointegrasjonsforholdet estimert i steg en. Et annet problem er at ved små utvalg kan denne metoden ofte estimere en $\hat{\lambda}$ som ikke gir gyldig resultat. De andre parameterne i modellen vil da bli ukorrekte (Brooks, 2005).

Fordelen med metoden er at ved større utvalg er estimatene av $\hat{\lambda}$ superkonsistent. Det innebærer at parametrene som man finner i steg 2 får de samme asymptotiske¹⁵ egenskaper som om den virkelige λ hadde vært kjent (Harris, 1995).

Vi utførte en minste kvadrats metode med variablene som inngår i feiljusteringsleddet. Vi fikk følgende likninger (estimerings resultater finnes i appendiks under kapittel 11.2).

¹⁵ Asymptotisk betyr å nærme seg en verdi eller en kurve som om en begrensning er satt (WolframMathWorld, 2008).

Kointegrasjonslikningen uten restriksjoner:

$$-\beta(\text{gjeld} + 0,09 \text{ boligpris} - 4,69 \text{ boligmasse} + 0,10 \text{ RENTE} - 0,003 \text{ omsetning} \\ - 0,08 \text{ studentandel})$$

Kointegrasjonslikningen med restriksjoner:

$$-\beta(\text{gjeld} - \text{boligpris} - \text{boligmasse} + 1,96 \text{ RENTE} + 0,15 \text{ omsetning} \\ - 2,05 \text{ studentandel})$$

Restleddene fra regresjonene ble spart og ADF-testen kunne konstatere at begge likningene så ut til å være $I(0)$, den siste bare med konstant og trend. Det indikerer at vi kan gå videre til steg to i analysen, men det kan vi imidlertid ikke da boligomsetning fremdeles har feil fortegn.

J&N brukte som sagt en ”generell-til-spesifikk” tilnærming for å komme frem til modellens spesifisering. Vi har utført to former for feiljusteringsmodeller i et forsøk på å gjenskape deres resultat. Begge forsøkene ga avvikende resultat. Vi konkluderer kointegrasjonsanalysen med at det finnes kointegrerende vektorer, og fortsetter med samme metode som J&N.

7.8. 1 –steg feiljusteringsmodell

En 1-steg feiljusteringsmodell estimerer alle koeffisientene samtidig, både nivå- og endringsdata.

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \gamma \Delta x_t + u_t$$

Sammenligner man med den generelle gjennomgangen av feiljusteringsmodeller tidligere der feiljusteringsleddet er $\beta(y_{t-1} - \lambda x_{t-1})$, kan δ bli tolket som $-\beta\lambda$.

I denne regresjonen er den avhengige variabelen $I(0)$, og to av de uavhengige variablene er $I(1)$. I modellen er γ oppgitt som en koeffisient av en $I(0)$ variabel. Ettersom x og y er kointegrert, kan β skrives som koeffisienten til $(y_{t-1} - \lambda x_{t-1})$, som også vil være $I(0)$. Ved å normalisere den kointegrerte regresjonen slik at x_{t-1} har en koeffisient som er lik en, vil i tillegg δ bli koeffisienten til en variabel som er $I(0)$. Man skulle tro at standard asymptotisk teori ikke vil gjelde for en eller flere av parametrene, men disse egenskapene gjør at den fremdeles er anvendbar selv om den ikke vil være standard. Man kan dra standard konklusjoner angående de individuelle koeffisientene, utover det bør man være forsiktig (Davidson & MacKinnon, 1993).

En 1-steg feiljusteringsmodell vil gi ekvivalente resultater med Engle-Granger sin 2-steg metode. Modellene vil ha samme passform og parameterne vil være av samme størrelsesorden. Hvis dette er tilfelle vil denne metoden gi samme svar som tidligere (Davidson & MacKinnon, 1993).

7.9.Rekonstruksjon

Tabellen under viser resultatene som vi fikk tilsendt av Dag Henning Jacobsen, samt utfallet fra reproduseringen.

Tabell 8: Minste kvadrats metode

Δ gjeld _t – Δ boligmasse _t	Jacobsen og Naug		Reestimering		
	Koeffisient ¹⁶	Sanns. ¹⁷	Koeffisient	Std. Avvik	Sanns.
$\Delta(\text{gjeld} - \text{boligmasse})_{t-1}$	-0.32**	0.010	-0.295**	0.132	0.035
Δ RENTE _t	-0.28***	0.000	-0.291***	0.058	0.000
Δ omsetning _{t-2}	0.02	0.219	0.017**	0.008	0.043
(Δ_4 inntekt _t + Δ boligpris _t)	0.01	0.552	0.021	0.019	0.262
Δ ledighet _t	-0.03***	0.001	-0.031***	0.010	0.004
(gjeld – boligpris – boligmasse) _{t-1}	-0.07***	0.000	-0.074***	0.012	0.000
RENTE _{t-1}	-0.12**	0.015	-0.142**	0.052	0.012
omsetning _{t-1}	0.01	0.315	0.008	0.008	0.356
studentandel _{t-1}	0.04***	0.002	0.050**	0.015	0.003
SES	0.004	0.118	0.003	0.003	0.324
SES1	0.006	0.137	0.005	0.004	0.292
SES2	0.019***	0.001	0.016***	0.005	0.005
C	-0.102	0.259	-0.079	0.092	0.400
R-squared	0.9574		0.9459		
S.E. of regression	0.0019		0.0020		
Sum squared resid	0.0001		9.16E-05		
Log likelihood	205.72		186.37		
F-statistic	52.45		34.89		
Prob(F-statistic)	0.0000		0.0000		
Schwarz criterion	-8.8576		-8.8027		
Durbin-Watson stat	2.3		2.21		

¹⁶ Koeffisienter fra e-mail som vi ble tilsendt fra Dag Henning Jacobsen

¹⁷ Sannsynligheter fra e-mail som vi ble tilsendt fra Dag Henning Jacobsen

Våre resultater ligger svært nær J&N sine funn. Eneste nevneverdige avvik er at vi fikk signifikante verdier for differensiert boligomsetning i motsetning til originalmodellen. Variablene ($\Delta_4 \text{inntekt}_t + \Delta \text{boligpris}_t$) og omsetning_{t-1} fikk ikke signifikante verdier i begge analysene.

I en 1-steg feiljusteringsmodell fremkommer ikke langtidseffektene fra modellen. Man må omregne parametrene ved å dele de på parameteren til feiljusteringsleddet $(\text{gjeld} - \text{boligpris} - \text{boligmasse})_{t-1}$. Hvordan dette samt t-verdiene i feiljusteringsleddet beregnes er vist i appendiks.

Vi får vi følgende modell:

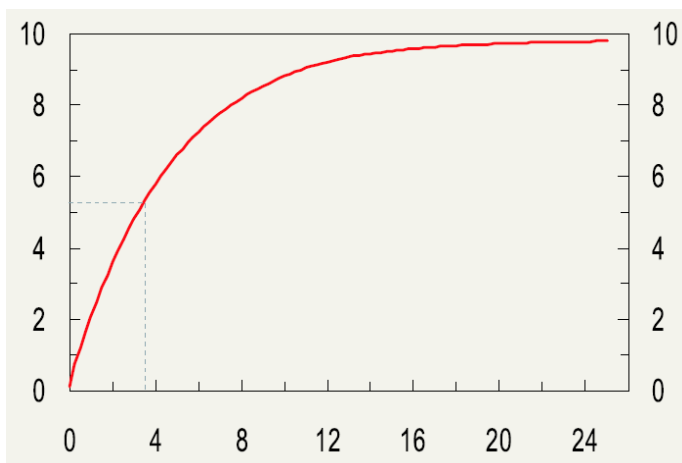
$$\begin{aligned} \Delta \text{gjeld}_t = & 1,00 \Delta \text{boligmasse}_t - 0,30 \Delta (\text{gjeld} - \text{boligmasse})_{t-1} - 0,29 \Delta \text{RENTE}_t \\ & + 0,02 \Delta \text{omsetning}_{t-2} + 0,02 (\Delta_4 \text{inntekt}_t + \Delta \text{boligpris}_t) \\ & - 0,03 \Delta \text{ledighet}_t \\ & - 0,07 [\text{gjeld} - \text{boligpris} - \text{boligmasse} + 1,92 \text{RENTE} \\ & - 0,11 \text{omsetning} - 0,68 \text{studentandel}]_{t-1} \end{aligned}$$

7.9.1. Tolkning av modellen

Modellen er reproduisert, og vi ønsker kort å oppsummere hvordan J&N tolket resultatene.

Hovedkonklusjonen var at økte boligpriser ville gi gjeldsvekst i en lang periode: ”Modellen impliserer at husholdningenes bruttogjeld vil øke med 1,75 prosent gjennom det første året og med 10 prosent på lang sikt dersom boligprisene øker permanent med 10 prosent og de øvrige faktorene ligger fast” (Jacobsen & Naug, 2004b, s. 94).

Figur 26: Endring i bruttogjeld når boligprisene øker permanent med ti prosent. Prosentvis økning over tid (0-25år).

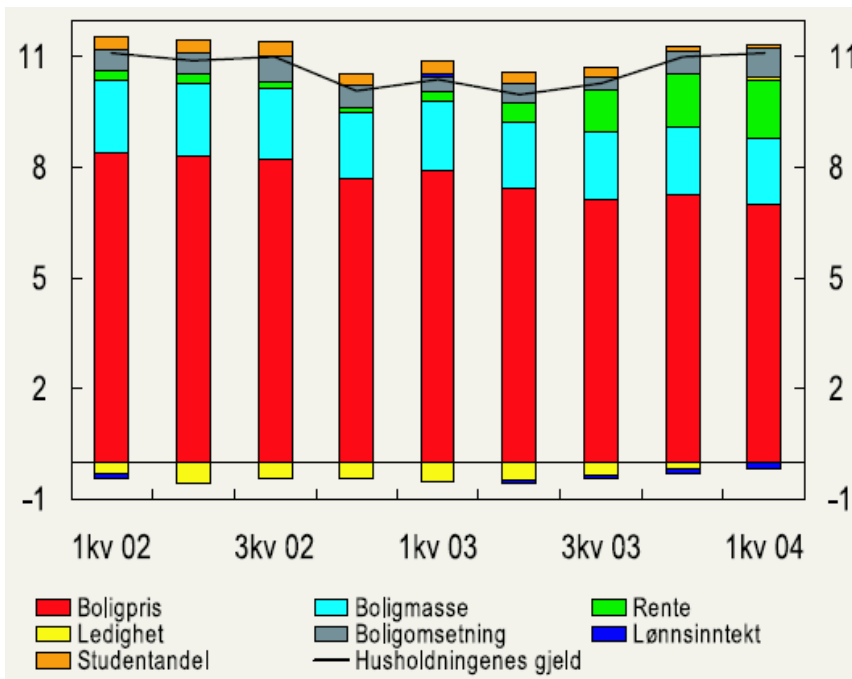


Kilde: Norges Bank (Jacobsen & Naug, 2004, s. 95)

Halveringstid på effektene er estimert til å være omtrent 3 år, og etter 10 1/2 år vil 90 prosent av følgene hatt sin virkning.

For å gi en dypere forståelse av hvilke faktorer som påvirker gjeldsvekst, valgte forfatterne å dekomponere gjeldsveksten for de to foregående årene til 2004.

Figur 27: Husholdningenes gjeld og beregnede bidrag fra forklaringsfaktorene i modellen. Bidrag i prosentpoeng til firekvartalsveksten



Kilde: Norges Bank (Jacobsen & Naug, 2004, s. 95)

Figuren over viser betydningen av boligprisveksten for husholdningenes gjeldsvekst. Den viser også at gjeldsveksten reagerer med et vesentlig etterslep på endrede boligpriser. Da boligprisene falt i 2002 og begynnelsen av 2003, var gjeldsveksten mer påvirket av den tidligere veksten i boligprisene og holdt seg stabil.

J&N konkluderte med at ”gjeldsveksten de siste 10-15 årene kan delvis tolkes som en tilpassning fra en situasjon med bankkrise, høy rente og høy ledighet til en ny situasjon med relativ lav rente, relativ lav ledighet og et velfungerende kredittmarked” (Jacobsen & Naug, 2004, s. 95).

8. Utvide modellen med nyere data

Etter å ha reprodusert modellen innenfor samme tidsperiode som J&N, ønsker vi å utvide tidsseriene i modellen for å se om modellen har forklaringssevne for nyere observasjoner.

Vi forsøkte å estimere modellen ved hjelp av Engle-Grangers 2-steg metode. Siden vi fikk like uforklarlige resultater som under reproduseringsforsøket, endte vi også her med en 1-steg feiljusteringsmodell. Utfallet fra forsøket er samlet i appendiks under kapittel 11.1.

Dataserien ble utvidet med tall fra andre kvartal 2004 til andre kvartal 2007. Når man utvider en dataserie er det viktig med glidende overganger. De stasjonære egenskapene kan også påvirkes av en utvidelse, og vi sjekket dette med ADF tester.

Hvis modellen er stabil vil vi oppnå tilsvarende parameterverdier som i J&N sin modell. Vi starter med å utvide serien med to år før vi fortsetter med all tilgjengelig data.

8.1.Datamateriale

Dataseriene har vi forlenget selv ved å oppdatere tallene fra samme kilder som ble brukt i det originale datasette. Dette ble dokumentert tidligere.

Boligpris, boligomsetning og rente ble utvidet med nyere tall da de bare hadde små avvik fra det originale datasettet. Kredittindikatoren K2, hadde store avvik de første årene av serien men konverterte til det originale datasettet. Vi valgte å beholde de eldre tallene og utvide serien med nye tall.

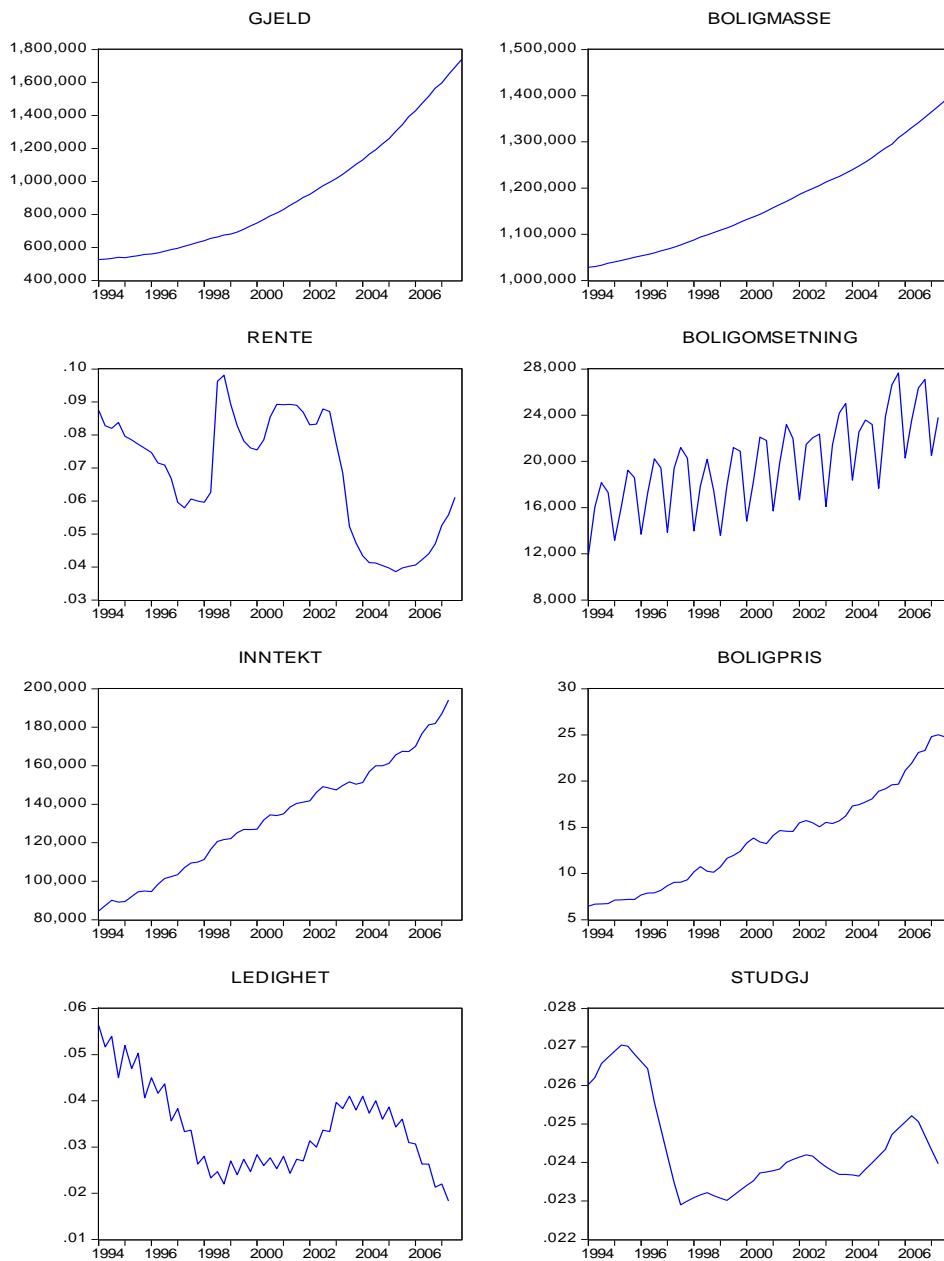
Nyere dataserier for inntekt og ledighet avvek den siste perioden før 2004, noe som kan tyde på at data har blitt revidert siden. Tallene ble oppdatert og forlenget.

J&N konstruerte variabelen studentandel ved hjelp av befolkning og studentandel i gitt alder som prosent av samlet befolkning. Etter omfattende søk i SSB sine databaser, fant vi omsider årlige antall studenter mellom 20 og 24 år i Statistisk Årbok. Da vi hadde årstall som skulle omgjøres til kvartalsdata, antok vi at studentandelen i hovedsak forandret seg en gang i året. Årstallet ble delt på kvartalsdata for befolkningen for å få sammenlignbare tall. Data konvergerer mot slutten av 2004, slik at vi fikk en glidende overgang.

Vi hadde også problemer med å finne tall for boligmasse. Av tilgjengelighet nå, var årstall i 2005 format. Ved hjelp av en skaleringsfaktor konverterte vi 2005 årstall til opprinnelig kvartalsdata i 2000 format. Da vi ikke kunne finne sesongfaktorer i dataserien, kunne vi fordele årsveksten på fire kvartaler. Omgjorte årlige data forekommer fra fjerde kvartal 2005.

På neste side er de utvidede dataseriene vist grafisk. Det ser ut som at overlappingen har vært glatt da det ikke har medført noen store brudd i dataseriene.

Figur 28: Utvidet dataserie



8.2.ADF Tester

Følgende stasjonaritetsanalyse er utført med tall fra første kvartal 1994 til første kvartal 2006.

Tabell 9: ADF Test på nivåform

Serier	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag
Gjeld	0.9984	4	0.9950	4	0.0119**	0
Boligmasse	0.9798	3	1.0000	1	0.9845	1
gjeld – boligmasse	0.0235**	4	0.9881	4	0.0089***	0
RENTE	0.2580	1	0.4971	1	0.5555	1
Boligomsetninger	0.9627	8	0.6735	8	0.0382**	4
Inntekter	0.9654	9	0.7868	9	0.0154**	8
Boligpris	0.9995	5	0.8405	5	0.8974	5
Ledighet	0.8565	5	0.3492	5	0.4853	5
Studentandel	0.7150	1	0.1285	1	0.4996	7
$\Delta 4$ inntekt	0.6091	5	0.5027	5	0.6044	5

Hvis vi sammenligner tallene over med tallene fra den originale analysen, kan vi avdekke en rekke endringer;

Gjeld hadde originalt ikke-stasjonære egenskaper på samtlige nivådata-tester, men får nå utslag for stasjonære egenskaper med konstant og trend. Boligmasse forandrer seg motsatt, og har ikke lenger stasjonære drag med konstant og trend. Begge disse seriene var forventet å være ikke-stasjonære.

Boligomsetning fikk utslag for stasjonære egenskaper, som kan underbygge forventningen om at den er stasjonær ved lengre tidsserier. Inntekt går fra å være stasjonær med konstant og uten trend, til å trenge begge for å bli av stasjonær karakter. Studentandel fikk ikke lenger utslag for stasjonære kvaliteter.

Tabell 10: ADF Test på differensierte data

Serier	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag
Δ gjeld	0.9634	3	0.3606	3	0.5828	3
Δ boligmasse	0.9841	2	0.7527	2	0.0023***	0
Δ (gjeld – boligmasse)	0.9171	3	0.3386	3	0.6695	3
Δ RENTE	0.0000***	0	0.0002***	0	0.0013***	0
Δ boligomsetninger	0.0039***	3	0.0163**	3	0.1087	3
Δ inntekter	0.6101	8	0.4937	8	0.7433	8
Δ boligpris	0.4274	6	0.0018***	4	0.0128**	4
Δ ledighet	0.0800*	4	0.3482	4	0.7610	4
Δ studentandel	0.0200**	0	0.1691	0	0.3132	0
$\Delta\Delta$ inntekt	0.0028***	4	0.0383**	4	0.1520	4

Det har oppstått en rekke endringer i de stasjonære egenskapene for de differensierte variablene også. Gjeld har ikke lenger stasjonære trekk, og da heller ei variabelen (gjeld – boligmasse). Ledighet og studentandel som inngår i feiljusteringsleddet fikk begge en relativ svak tendens til stasjonære kvaliteter.

Samlet sett er det dårligere uttelling nå enn ved bruk av originalt data, og resultatene gir ingen overbevisende indikasjon på at en regresjon med disse dataseriene vil unngå spuriøse resultater.

Tidligere diskuterte vi at disse testene har lav styrke, en svakhet som skal være mer dominerende ved små utvalg. Ved å utvide dataserien med to år skulle man strengt tatt forbedret styrken til testen. Når utvalget i utgangspunktet er lite, vil ikke åtte nye datapunkt være tilstrekkelig for å styrke testen. Vi antar at i dette tilfellet har testen for ofte avslått sanne nullhypoteser, og velger å fortsette analysen i bevissthet om at det finnes svakheter i utvalget.

8.3.Ett-steps feiljusteringsmodell

Vi startet analysen med å begrense den nye utvidede dataserien til samme tidsperiode som reproduksjonen. Det for å se om det nye datasettet får avvikende resultater. Da vi utvidet serien med ytterligere to år, skapte variabelen ($\Delta_4 \text{ inntekt}_t + \Delta \text{ boligpris}_t$) problemer. Variabelen fikk en negativ og usignifikant koeffisient. Økonomisk teori tilsier at inntekt og boligpris skal ha en betydelig positiv effekt på gjeldsvekst. Vi måtte derfor prøve å finne en måte å inkludere variablene som ga bedre føyning til teori.

Først inkluderte vi variablene hver for seg i modellen, men da fikk Δ_4 *inntekt*_t en negativ koeffisient. Det neste vi gjorde var å gjøre variabelen om til Δ_2 *inntekt*_t, uten at det skapte noe gjennombrudd. Suksessen kom da vi inkluderte boligpris og inntekt differensiert. Da fikk vi positive men dog ikke signifikante resultater for begge. Problemet med å bruke inntekt differensiert av første orden som variabel, er fravær av stasjonære resultater i ADF testen. På en annen side fikk heller ikke den avhengige variabelen, gjeld, stasjonære kvaliteter. Som tidligere, forklarer vi det med at enhetsrot-testen er kjent for å være svak på et begrenset utvalg.

Vi fikk følgende resultater fra modellen utført med data fra samme periode som originalt samt med data fra første kvartal 1994 til samme kvartal 2006.

Tabell 11: Minste Kvadrats Metode

	Modell 1: Modell tom 1 kvartal 2004			Modell 2: Modell tom 1 kvartal 2006		
	Koeffisient	Std. Avvik	Sanns	Koeffisient	Std. Avvik	Sanns
Δ <i>gjeld</i> _t - Δ <i>boligmasse</i> _t						
Δ (<i>gjeld</i> - <i>boligmasse</i>) _{t-1}	-0.3111**	0.1193	0.0146	-0.2799**	0.1246	0.0311
Δ <i>RENTE</i> _t	-0.2755***	0.0756	0.0011	-0.2936***	0.0828	0.0011
Δ <i>omsetning</i> _{t-2}	0.0202**	0.0077	0.0141	0.0200**	0.0083	0.0217
Δ <i>inntekt</i> _t	0.0203	0.0571	0.7249	0.0198	0.0611	0.7477
Δ <i>boligpris</i> _t	0.0113	0.0215	0.6032	0.0014	0.0222	0.9493
Δ <i>ledighet</i> _t	-0.0338***	0.0091	0.0009	-0.0345***	0.0101	0.0016
(<i>gjeld</i> - <i>boligpris</i> - <i>boligmasse</i>) _{t-1}	-0.0680***	0.0103	0.0000	-0.0656***	0.0099	0.0000
<i>RENTE</i> _{t-1}	-0.1098**	0.0497	0.0356	-0.0559	0.0378	0.1476
<i>omsetning</i> _{t-1}	0.0086	0.0083	0.3086	0.0027	0.0083	0.7411
<i>studentandel</i> _{t-1}	0.0402***	0.0121	0.0026	0.0295**	0.0127	0.0264
<i>SES</i>	0.0044	0.0031	0.1682	0.0044	0.0034	0.2110
SES1	0.0055	0.0040	0.1891	0.0041	0.0040	0.3139
SES2	0.0176***	0.0049	0.0012	0.0166***	0.0054	0.0039
C	-0.1081	0.0913	0.2471	-0.0872	0.0936	0.3574
R-squared		0.957734		0.935050		
Adjusted R-squared		0.937384		0.910926		
S.E. of regression		0.001967		0.002357		
Sum squared resid		0.000104		0.000194		
Log likelihood		205.8755		235.1871		
F-statistic		47.06277		38.75990		
Prob(F-statistic)		0.000000		0.000000		
Schwarz criterion		-8.774658		-8.487526		
Durbin-Watson stat		2.319550		1.833864		

Tabellen over viser at parametrene er relativt stabile, og har ikke forandret seg mye med utvidet dataserie. Passformen, målt ved R-squared, har gått fra 96 til 94 prosent, noe som betyr at Modell 2 ikke forklarer like mye som Modell 1.

Både inntekt og boligpris har en positiv effekt på gjeldsvekst, men gir dog ikke signifikante resultater. Rente i feiljusteringsleddet er den variabelen som har endret seg mest. Modell 1 estimerte koeffisienten til $RENTE_{t-1}$ til å ha negativ verdi 11, mens Modell 2 estimerte rundt halve verdien. Det betyr at rente har fått mindre langtidseffekt etter at dataserien ble utvidet.

8.4.Modellen forklart

Vi ønsker å se nærmere på resultatene fra Modell 2.

Igjen må parameterne som inngår i feiljusteringsleddet regnes inn i modellen. Vi får følgende modell:

$$\begin{aligned} \Delta gjeld_t = & 1,00 \Delta boligmasse_t - 0,28 \Delta (gjeld - boligmasse)_{t-1} - 0,29 \Delta RENTE_t \\ & + 0,02 \Delta omsetning_{t-2} + 0,02 \Delta inntekt_t + 0,001 \Delta boligpris_t \\ & - 0,03 \Delta ledighet_t \\ & - 0,07 [gjeld - boligpris - boligmasse + 0,85 RENTE \\ & - 0,04 omsetning - 0,45 studentandel]_{t-1} \end{aligned}$$

8.5.Økonomisk tolkning av resultater

For å tolke datasettet må estimatene uttrykkes som elastisiteter. Data som allerede er på logaritmisk form kan tolkes som elastisitet. Rente som er på nivåform må omdannes ved å multiplisere koeffisienten med snittet av renten. Gjennomsnittlig rente fra perioden første kvartal 1994 til første kvartal 2006 er 7,04 prosent. Vi får elastisitetskoeffisienter med negativ verdi 0,0207 for $\Delta RENTE_t$ og 0,0600 for $RENTE_{t-1}$.

8.5.1. Kortsiktig analyse

$\Delta gjeld_t - \Delta boligmasse_t$	Modell tom 1. kvartal 2006		
	Koeffisient	Std. Avvik	Sanns.
$\Delta(gjeld - boligmasse)_{t-1}$	-0.28**	0.12	0.031
$\Delta RENTE_t$	-0.29***	0.08	0.001
$\Delta omsetning_{t-2}$	0.02**	0.01	0.022
$\Delta inntekt_t$	0.02	0.06	0.748
$\Delta boligpris_t$	0.001	0.02	0.949
$\Delta ledighet_t$	-0.03***	0.01	0.002

Vi vil først se på de variablene som influerer gjeldsveksten umiddelbart. Ut i fra modellen har samtlige variabler unntatt inntekt og boligpris signifikant effekt på gjeldsvekst.

Den første variabelen $\Delta(gjeld - boligmasse)_{t-1}$, er som forklart tidligere, inkludert for å unngå problemer med autokorrelasjon og utelatte variabler. Denne variabelen fungerer også som et korreksjonsledd, slik at en økning i (gjeld – boligmasse) i en periode gir en mindre økning i gjeld neste periode. Modellen indikerer at dersom gjeld øker med 1 prosent og boligmassen holder seg stabil, gir det en korreksjon på 0,28 prosent i gjeldsvekst neste periode.

Når gjeld øker utover boligmassen, kan det tyde på at kreditt blir tatt opp til andre formål enn å kjøpe nyoppførte boliger. Prisvekst for brukte boliger, opptak av forbrukslån, studielån, og oppbelåning på eksisterende bolig kan være eksempler på dette. Rammelån som vi diskuterte tidligere er et typisk eksempel på noe som kan påvirke denne variabelen.

Renten betegnes som en driver for investeringer og sparing, og har her svært signifikant koeffisient. En 1 prosent økning i utlånsrenten vil i følge modellen medføre at gjeldsveksten avtar med 0,02 prosent på kort sikt. Med utgangspunkt i situasjonen i første kvartal 2006, forventet Norges Bank i sine renteprognoser en økning fremover (Bergo, 2006). Utlånsrenten var på det tidspunktet rundt fire prosent, og en prosent høyere rente ville tilsvare en økning på $\frac{0,05-0,04}{0,04} = 25$ prosent. I følge modellen medfører en slik økning at gjeldsveksten vil minke med $0,0207 \times 25 = 0,52$ prosent. Det som er verdt å merke seg er at J&N valgte ikke å justere renten for skatteletten som oppstår når man betaler gjeldsrenter, da denne er konstant

gjennom hele estimeringsperioden. I Norge får man 28 prosent skattelette for renteutgifter. Man betaler derfor bare 72 prosent av hva lånet koster i henhold til utlånsrenten.

Boligomsetning er i lagget med to perioder. Det innebærer at en 1 prosent økning i boligomsetning i en periode, vil gi 0,02 prosent økning i gjeld to perioder senere.

Inntekt fikk ikke signifikante verdier, men vil i følge modellen gi en 0,02 prosent økning i gjeld dersom inntekt øker med 1 prosent.

Boligpris fikk heller ikke signifikante effekter. Modellen tilsier at en 1 prosent økning i boligpris vil gi en 0,001 prosent økning i gjeldsvekst. Denne effekten er liten, men gitt at man gjerne selger en bolig når man kjøper en ny, har man ofte en boligprisøkning i ryggen da lånet skal finansieres på nytt.

Dersom økonomien opplever økt arbeidsledighet tilsvarende 1 prosent, kan vi forvente en 0,03 prosent negativ effekt på gjeldsvekst. I begynnelsen av 2006 var ledigheten så lav som 3 prosent, og det var forventet en ytterligere nedgang grunnet de økonomiske utsiktene. Hvis arbeidsledigheten hadde minket fra 3 til 2 prosent, det vil si et fall på 33 prosent, ville gjeldsvekst blitt redusert med omtrent 1 prosent på kort sikt (Regjeringen, 2005).

8.5.2. Langsiktig analyse

$\Delta gjeld_t - \Delta boligmasse_t$	Modell tom 1. kvartal 2006		
	Koeffisient	Sanns	T-verdi
$(gjeld - boligpris - boligmasse)_{t-1}$	-0.07***	0.000	
$RENTE_{t-1}$	-0.06		0.26
$omsetning_{t-1}$	0.002		0.03
$studentandel_{t-1}$	0.03**		0.21

Hvordan langtidskoeffisienten og de tilhørende t-verdier er beregnet vises i appendiks.

Den langsiktige analysen forklarer hvordan korreksjonsleddet i en feiljusteringsmodell opererer.

$$- 0,07 [gjeld - boligpris - boligmasse + 0,85 RENTE - 0,04 omsetning - 0,45 studentandel]_{t-1}$$

Justeringsparameteren sier at 7 prosent av mulig ulikevekt blir justert inn hvert kvartal. Dette betyr at en ulikevekt som oppstår i et kvartal vil korrigeres med 7 prosent i neste kvartal, og ytterligere $(1 - 0,07) \times 0,07 = 6,5$ prosent i følgende kvartal. Etter to kvartaler vil 13,5 prosent av ulikevekten som oppstod være korrigert for, og etter tredje kvartal vil det være en korreksjon på 19,6 prosent. Halveringstiden, altså den tid det tar før 50 prosent av justeringen har funnet sted, er i underkant av $2^{1/2}$ år.

Med utgangspunkt i en modell som befinner seg i likevekt, får vi at en 1 prosent økning i omsetning eller studentandel vil øke gjeld med henholdsvis 0,04 og 0,45 prosent. Begge variablene har fortegn i tråd med økonomisk teori.

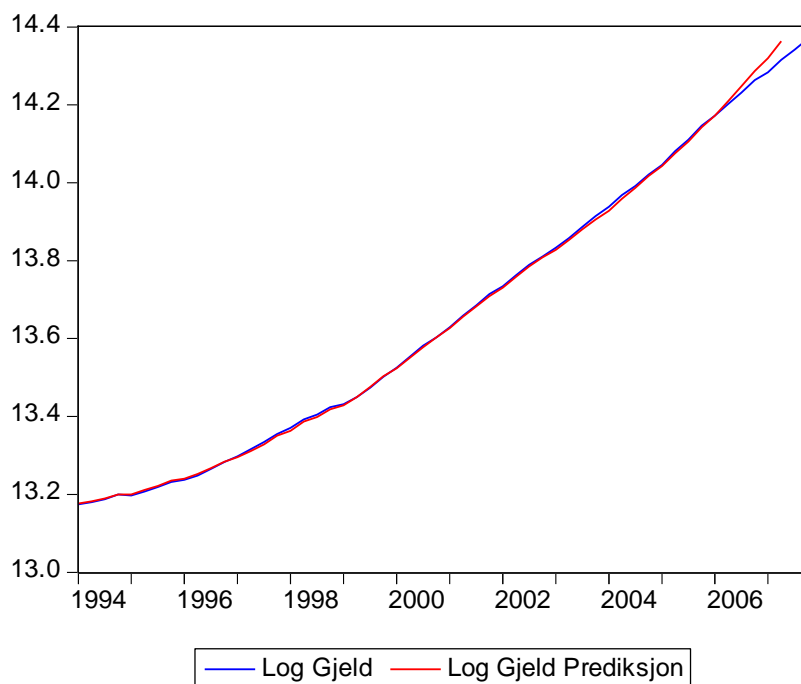
Renten lagget med en periode er som sagt den parameteren som forandret seg mest fra Modell 1 til Modell 2. Renten har fått mindre betydning på lang sikt. I henhold til parameteren omregnet til elastisitet, vil en renteøkning på 1 prosent medføre 0,06 prosent gjeldsvekst i neste periode. I 2006 var det forventet en renteøkning. Hvis renten hadde steget med 1 prosent, noe som tilsvarer 25 prosent økning, ville det skapt et fall i gjeldsvekst på 1,5 prosent i neste periode. Denne effekten er større enn renteeffekten i korttidssammenhengen, og presiserer at gjeldsvekst tregt tilpasser seg endringer.

J&N fremhevet betydningen av boligprisvekst i sin analyse, som ble vist i Figur 27. De to årene de dekomponerte gjeldsvekst, økte boligprisindeksen fra 15,49 til 17,32 som er en økning på cirka 12 prosent. I løpet av utvidelsen av Modell 2 steg boligprisindeksen til 21,15, det vil si en økning på rundt 22 prosent. Koeffisienten i feiljusteringsleddet har holdt seg stabil, det tyder på at boligprisene har vært en større bidragsyter de siste årene enn tidligere.

8.5.3. Prediksjon fra modell

Ved hjelp av E-views kan man bruke modellresultater til å estimere fremtidig gjeldsvekst. Vi brukte Modell 2 til å utføre en dynamisk prediksjon for å estimere hvordan gjeldsveksten ville utarte seg utover første kvartal 2006. Under er resultatet fremstilt sammen med faktisk gjeldsvekst.

Figur 29: Prediksjon av fremtidig gjeldsvekst



Vi ser at modellen estimerer en høyere gjeldsvekst i 2006 og 2007 enn faktisk gjeldsvekst. Vi hadde forventet at modellen ville underestimere gjeldsvekst, da det var disse årene veksten virkelig tok av. Det ser man fra de grafiske tidsseriene i figur 22. En nærmere studie av de andre tidsseriene, viser at flere av variablene har gjennomgått store endringer de gjeldende år. Både boligpris, boligmasse, arbeidsledighet og inntekt har endret seg med positiv virkning for gjeldsvekst. Samlet vil disse variablene da ha endret seg så mye at Modell 2 faktisk overestimerer gjeldsvekst.

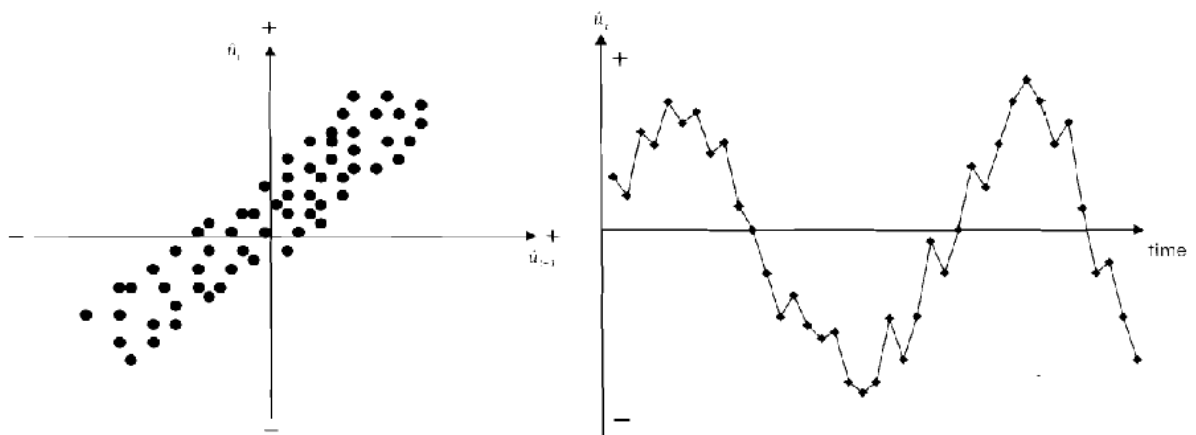
Dette strider mot hva vi forventet, og en sjekk av modellens gyldighet kreves.

Er modellen gyldig?

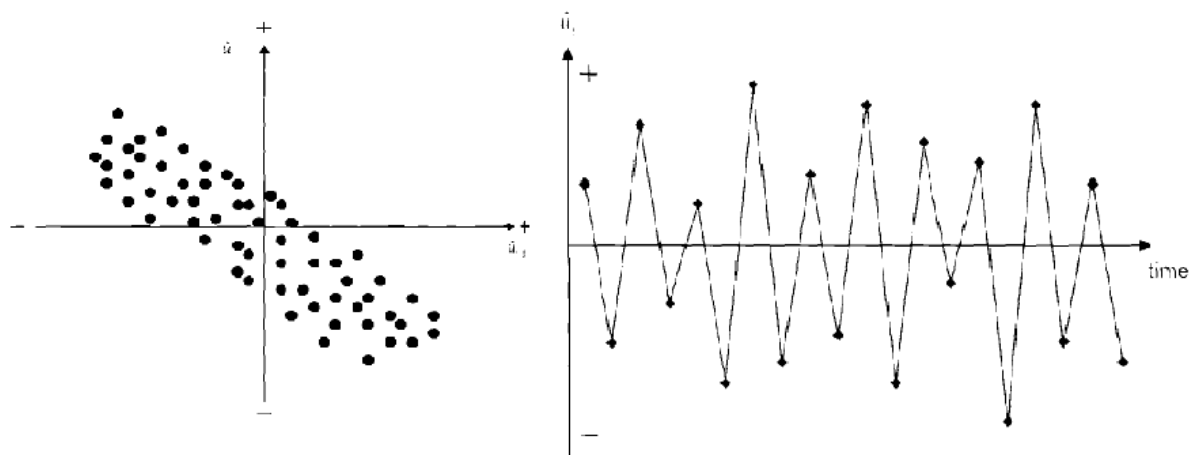
8.6. Autokorrelasjon

Autokorrelasjon innebærer at feilleddet er korrelert mellom ulike tidsperioder. Det er ofte et problem med tidsseriedata siden det gir koeffisienter som ikke er gyldige. Modellen man ender opp med er ikke nødvendigvis den med minst varians (Brooks, 2005).

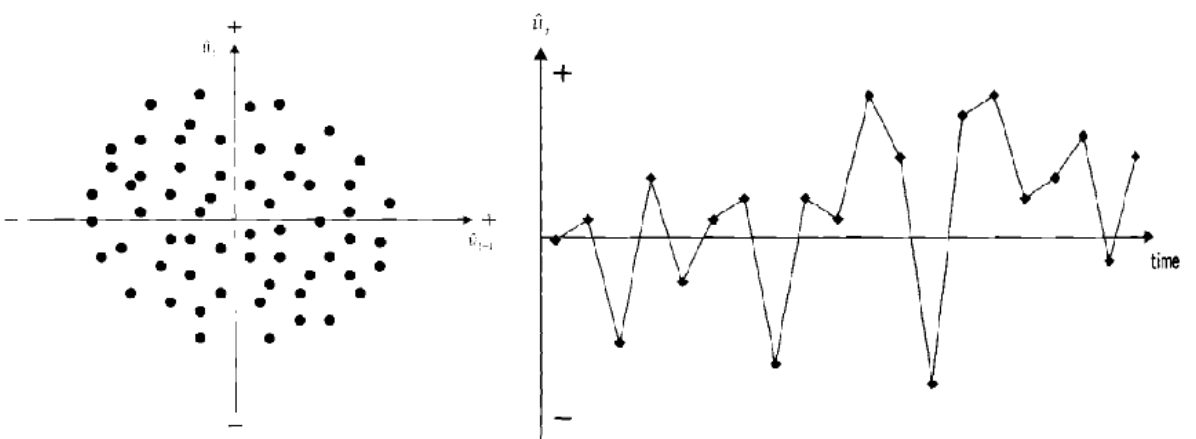
Figur 30: Positiv Autokorrelasjon



Figur 31: Negativ Autokorrelasjon



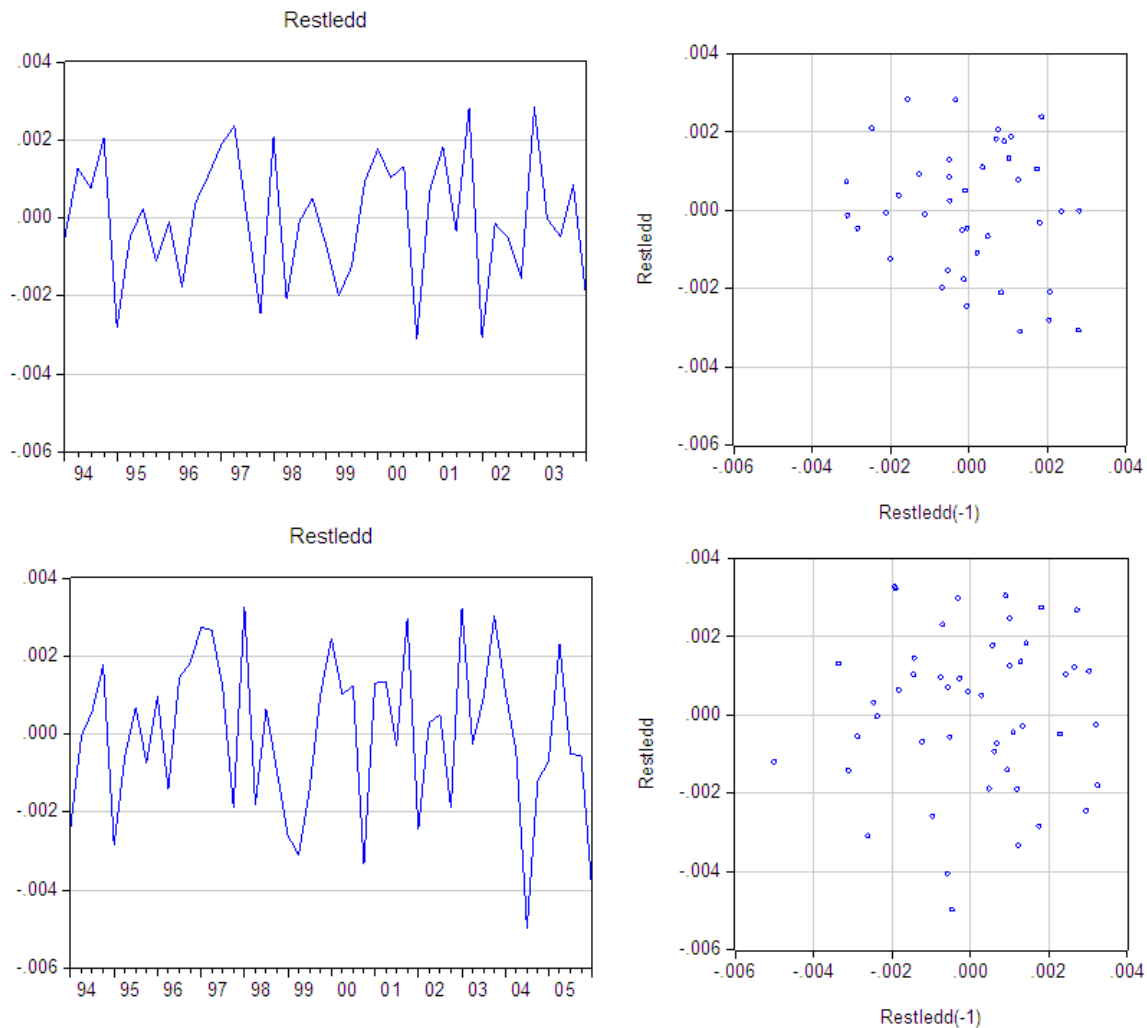
Figur 32: Ingen Autokorrelasjon



Figurene over viser et plot av feilleddene og feilleddene lagget, samt en grafisk fremstilling av feilleddene. Eksemplene viser ekstreme tilfeller av de forskjellige formene for

autokorrelasjon. Det vil normalt være vanskeligere for det blotte øye å avdekke autokorrelasjon enn i tilfellene vist over.

Figur 33: Feilleddene fra modell 1 er vist øverst og modell 2 nederst



Figurene basert på modellene viser en tilfeldig spredning av feilleddene innenfor fire kvadranter. For Modell 2 er det større spredning mellom restleddene, men de fremstår likevel relativt samlet. Restleddene krysser x-aksen jevnlig, noe som tyder på at man ikke vil finne positiv eller negativ autokorrelasjon i feilleddene. Som sagt er det utfordrende å konkludere fra grafiske fremstillinger, derfor vil vi utføre en statistisk test for autokorrelasjon.

Ljung-Box testen avdekker autokorrelasjon i modellen, og er spesielt god på små utvalg. Den tester nullhypotesen om alle av de gitte autokorrelasjons-koeffisientene er null (Brooks, 2005). Vi testet opptil fjerdeordens autokorrelasjon siden vi har kvartalsdata. Resultatene fra testen er vist i under tester for autokorrelasjon i appendiks. Alle hypotesene kunne forkastes, unntatt fjerdeordens i Modell 1. Vi ønsker derfor å teste modellene for riktig funksjonell form.

8.7. Feilspesifikasjon

Autokorrelasjon kan forekomme dersom modellen er feilspesifisert. Feilspesifikasjon kan komme i form av utelatte variabler, irrelevante variabler, feil funksjonsform (en som ikke er lineær) eller hvis man har utelatt sesongfaktorer eller trender.

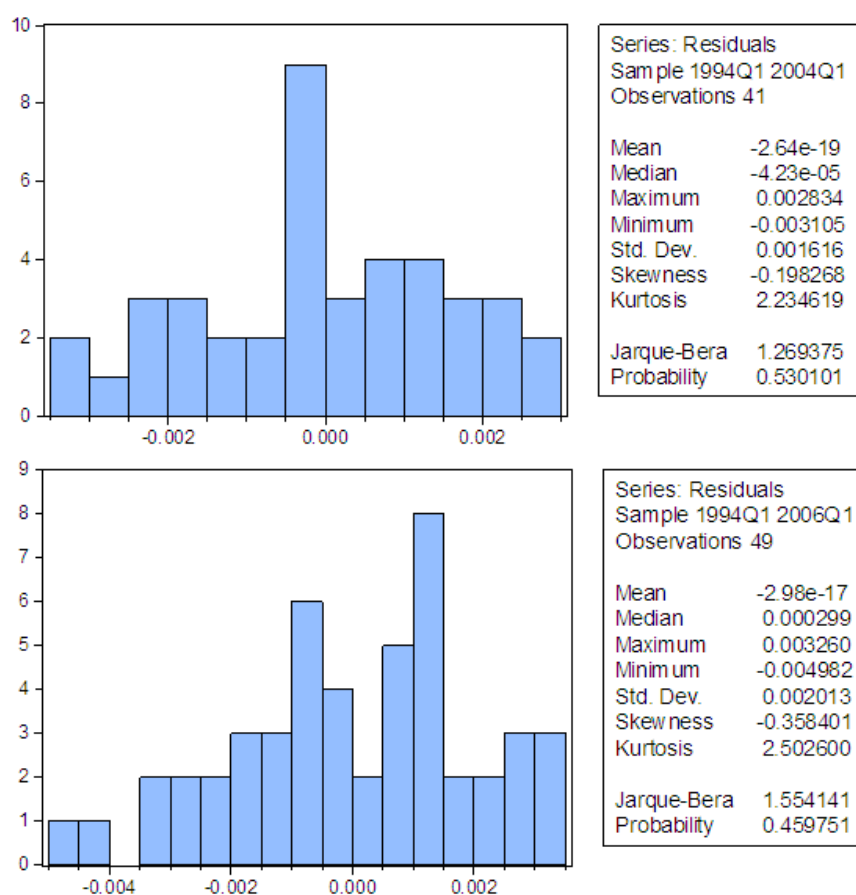
Ramsey RESET-testen har som formål å avdekke eventuelle misspesifiseringer. Den tester forholdet mellom den avhengige- og de uavhengige variablene, og om forholdet er lineært eller ikke (Brooks, 2005).

I følge Ramsey RESET-testen kan vi forkaste hypotesen utført på Modell 1. For Modell 2 kan vi med 10 prosent signifikans ikke forkaste hypotesen. Det indikerer at modellen ikke passer like godt for den utvidede dataserien som i utgangspunktet. Resultatene fra denne testen finnes i appendiks.

8.7.1. Fordeling av feilleddene

Det er nyttig å se på fordelingen av feilleddene, da normalfordeling er en forutsetning for hypotesetesting. I figuren under er fordelingen vist, for Modell 1 øverst og Modell 2 nederst.

Figur 34: Normalfordeling av feilleddene for Modell 1 (øverst) og Modell 2 (nederst)



Feilleddene ser ut til å være normalfordelt for Modell 1, mens Modell 2 har en mer spredt fordeling med to topper.

Ut i fra de tre testene som er utført konkluderer vi med at modellene er gyldige, men Modell 1 er mer robust enn Modell 2.

8.8.Utvide modellen til nyere data

Vi vil i denne delen utvide modellen ytterligere for å se om den beholder styrken. Vi avdekket tendenser til feilspesifikasjon i Modell 2. Dersom dette tilfelle vil trolig koeffisientestimatene endre seg når modellen utvides.

Før vi startet med modellestimeringen testet vi nok en gang de stasjonære egenskapene (se appendiks kapittel 11.6). Alle variablene oppnådde stasjonære egenskaper enten på nivåform eller som differensiert.

Nedenfor er modellen estimert med data fra første kvartal 1994 til tredje kvartal 2006, deretter andre kvartal 2007.

Tabell 12: Minste kvadrats Metode

$\Delta gjeld_t - \Delta boligmasse_t$	Modell 3: Modell tom 3. kvartal 2006			Modell 4: Modell tom 2. kvartal 2007		
	Koeffisient	Std. Avvik	Sanns	Koeffisient	Std. Avvik	Sanns
$\Delta(gjeld - boligmasse)_{t-1}$	-0.1849	0.1393	0.1926	-0.0115	0.1410	0.9355
$\Delta RENTE_t$	-0.3295***	0.0940	0.0012	-0.2995***	0.1057	0.0072
$\Delta omsetning_{t-2}$	0.0134	0.0092	0.1543	0.0081	0.0098	0.4106
$\Delta inntekt_t$	0.0120	0.0694	0.8633	-0.0375	0.0740	0.6148
$\Delta boligpris_t$	-0.0206	0.0242	0.3988	-0.0035	0.0264	0.8941
$\Delta ledighet_t$	-0.0321***	0.0115	0.0084	-0.0197	0.0121	0.1109
$(gjeld - boligpris - boligmasse)_{t-1}$	-0.0576***	0.0109	0.0000	-0.0443***	0.0112	0.0003
$RENTE_{t-1}$	-0.0535	0.0429	0.2194	-0.0545	0.0477	0.2598
$omsetning_{t-1}$	-0.0004	0.0092	0.9684	-0.0019	0.0100	0.8534
$studentandel_{t-1}$	0.0135	0.0135	0.3233	0.0018	0.0143	0.9012
SES	0.0036	0.0039	0.3635	-0.0013	0.0040	0.7377
$SES1$	0.0019	0.0044	0.6613	0.0022	0.0045	0.6316
$SES2$	0.0118*	0.0059	0.0549	0.0077	0.0061	0.2154
C	-0.0925	0.1041	0.3797	-0.0837	0.1123	0.4603
R-squared		0.912580		0.884092		
Adjusted R-squared		0.881865		0.846422		
S.E. of regression		0.002695		0.003055		
Sum squared resid		0.000269		0.000373		
Log likelihood		237.5505		244.1992		
F-statistic		29.71119		23.46936		
Prob(F-statistic)		0.000000		0.000000		
Schwarz criterion		-8.236382		-8.010234		
Durbin-Watson stat		1.585630		1.605840		

Den ytterligere utvidelsen av modellen skapte store forandringer både når det gjelder størrelsene på koeffisientene og signifikansnivå, noe som kan tyde på feilspesifikasjon.

I Modell 3 mistet korttidsvariablene (gjeld – boligmasse), omsetning samt langtidsvariabelen studentandel signifikans. Variabelen (gjeld – boligmasse) fikk en mye lavere koeffisient enn tidligere. Boligpris fikk en negativ koeffisient som ikke kan forklares med økonomisk teori.

I Modell 4 var det bare differensiert rente og feiljusteringsleddet som ble signifikante. Inntekt og boligpris fikk feil fortegn.

8.8.1. Gyldighet av modellen

I denne delen vil vi teste gyldighet av Modell 3 og Modell 4. Tilhørende resultater og tabeller ligger i appendiks, men under er et sammendrag.

Ljung-Box testen kunne forkaste autokorrelasjons-hypotesene for begge modellene.

Restleddene har en mer spredt fordeling enn ved kortere dataperioder. Ramsey RESET-testen har blitt ytterligere forverret, og man kan ikke forkaste hypotesene at formen på funksjonen i modellene er korrekt.

Vi kan konkludere med at modellen til J&N ikke er robust for perioder som strekker seg utover første kvartal 2006.

8.8.2. Hvorfor modellen ikke føyer utover 2006?

Det neste steget er å teste på hvilket tidspunkt modellen slutter å føye. Videre vil vi prøve å identifisere om eventuelle sjokk har svekket gjeldsvekstmodellen.

Vi konstruerte dummyskiftvariabler for de ulike kvartalene for å se om det har forekommet skift i modellen de siste årene.

Tabell 13: Minste kvadrats metode med dummyskiftvariabler for å finne eventuelle skift i data

$\Delta gjeld_t - \Delta boligmasse_t$	Koeffisient	Std. Avvik	t-Statistikk	Sanns.
$\Delta(gjeld - boligmasse)_{t-1}$	-0.2591**	0.1176	-2.20	0.0344
$\Delta RENTE_t$	-0.2797***	0.0782	-3.58	0.0011
$\Delta omsetning_{t-2}$	0.0190**	0.0079	2.42	0.0209
$\Delta inntekt_t$	0.0467	0.0586	0.80	0.4313
$\Delta boligpris_t$	0.0061	0.0210	0.29	0.7727
$\Delta ledighet_t$	-0.0394***	0.0097	-4.05	0.0003
$(gjeld - boligpris - boligmasse)_{t-1}$	-0.0640***	0.0093	-6.87	0.0000
$RENTE_{t-1}$	-0.0357	0.0366	-0.97	0.3365
$omsetning_{t-1}$	0.0083	0.0081	1.02	0.3152
$studentandel_{t-1}$	0.0337***	0.0121	2.78	0.0088
SES1	0.0058*	0.0033	1.76	0.0879
SES2	0.0052	0.0038	1.38	0.1755
SES3	0.0172***	0.0051	3.39	0.0018
DUMMY 06K1	-0.0067**	0.0028	-2.35	0.0249
DUMMY 06K2	-0.0024	0.0034	-0.71	0.4836
DUMMY 06K3	-0.0007	0.0035	-0.20	0.8393
DUMMY 06K4	0.0015	0.0035	0.42	0.6741
DUMMY 07K1	-0.0068*	0.0036	-1.86	0.0713
DUMMY 07K2	0.0015	0.0036	0.42	0.6751
C	-0.1246	0.0895	-1.39	0.1727
R-squared	0.948039	Mean dependent var	0.015573	
Adjusted R-squared	0.919002	S.D. dependent var	0.007795	
S.E. of regression	0.002218	Akaike info criterion	-9.105972	
Sum squared resid	0.000167	Schwarz criterion	-8.369311	
Log likelihood	265.8612	Hannan-Quinn criter.	-8.821871	
F-statistic	32.64914	Durbin-Watson stat	2.080063	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Modellen over er estimert med data til og med andre kvartal 2007. Dummyskiftvariabler er lagt inn for hvert kvartal fra det første i 2006. Signifikante dummyer indikerer et skift i data. Dummyene første kvartal 2006 og første kvartal 2007 fikk signifikante verdier. For å teste om det var disse som skaket modellen, estimerte vi en ny modell uten de usignifikante dummyvariablene.

Tabell 14: Minste kvadrats metode med dummyskiftvariabler for første kvartal 2006 og første kvartal 2007

$\Delta gjeld_t - \Delta boligmasse_t$	Koeffisient	Std. Avvik	t-Statistikk	Sanns.
$\Delta(gjeld - boligmasse)_{t-1}$	-0.2551**	0.1060	-2.40	0.0212
$\Delta RENTE_t$	-0.2839***	0.0741	-3.83	0.0005
$\Delta omsetning_{t-2}$	0.0184**	0.0071	2.59	0.0134
$\Delta inntekt_t$	0.0460	0.0535	0.86	0.3952
$\Delta boligpris_t$	0.0013	0.0191	0.07	0.9472
$\Delta ledighet_t$	-0.0414***	0.0090	-4.58	0.0000
$(gjeld - boligpris - boligmasse)_{t-1}$	-0.0627***	0.0083	-7.56	0.0000
$RENTE_{t-1}$	-0.0297	0.0335	-0.89	0.3806
$omsetning_{t-1}$	0.0095	0.0072	1.32	0.1943
$studentandel_{t-1}$	0.0317***	0.0113	2.81	0.0078
SES1	0.0065**	0.0030	2.12	0.0402
SES2	0.0057*	0.0032	1.79	0.0818
SES3	0.0173***	0.0045	3.82	0.0005
DUMMY 06K1	-0.0085***	0.0017	-5.04	0.0000
DUMMY 07K1	-0.0061***	0.0021	-2.89	0.0063
C	-0.1420*	0.0794	-1.79	0.0820
R-squared	0.946287	Mean dependent var		0.015573
Adjusted R-squared	0.925085	S.D. dependent var		0.007795
S.E. of regression	0.002133	Akaike info criterion		-9.220970
Sum squared resid	0.000173	Schwarz criterion		-8.631641
Log likelihood	264.9662	Hannan-Quinn criter.		-8.993689
F-statistic	44.63122	Durbin-Watson stat		2.132789
Prob(F-statistic)	0.000000			

Denne modellen er veldig lik Modell 2 som inkluderte data til og med første kvartal 2006. Det kan tyde på at dummyskiftvariablene har fanget opp mye av det som svekket modellen. Vi viste tidligere at Modell 2 overestimerte gjeldsvekst. Det gjenspeiles i de negative koeffisientene til dummyskiftvariablene, og betyr at de andre variablene i modellen foreslår at gjeldsveksten burde vært større enn det som har vært tilfelle.

I appendiks er fordelingen av feilleddene og test for feilspesifikasjon vist.

Dummyskiftvariablene har bidratt til å gi en mer samlet fordeling av feilleddene, men bidrar ei til å forkaste nullhypotesen om at modellen ikke er feilspesifisert på ti prosent nivå.

Modellen omregnet blir:

$$\begin{aligned}\Delta gjeld_t = & 1,00 \Delta boligmasse_t - 0,26 \Delta (gjeld - boligmasse)_{t-1} - 0,28 \Delta RENTE_t \\ & + 0,02 \Delta omsetning_{t-2} + 0,05 \Delta inntekt_t + 0,001 \Delta boligpris_t \\ & - 0,04 \Delta ledighet_t \\ & - 0,06 [gjeld - boligpris - boligmasse + 0,47 RENTE \\ & - 0,15 omsetning - 0,51 studentandel]_{t-1}\end{aligned}$$

Denne modellen og Modell 2 oppnår svært like resultater som original modellen. Parameterne har tilsvarende koeffisienter med unntak av rente på nivåform. Regresjonene med dummyvariabler bedret også signifikansnivået til renten som kommer frem i appendiks under kapittel 11.7.

Det originale datasettet inneholdt kun en periode med stigende renter. Datamaterialet viser at utlånsrenten var på sitt laveste andre kvartal 2005, fulgt av en ny renteoppgang. Det innebærer at den utvidede dataserien gir et bedre bilde av svingningene i renten.

Det at en dataserie dominert av rentenedganger gir en større koeffisient enn et mer balansert datamateriale, kan tyde på en asymmetrisk effekt. Med det mener vi at en rentenedgang vil ha større effekt enn en renteoppgang på gjeldsvekst. En annen mulig forklaring er at et balansert datasett gir mer robuste resultater. Ut fra økonomisk teori skulle man tro at renten ga samme effekt uavhengig av konjunktur. Gjeld er i hovedsak langsiktig av karakter, og rentenivå ved gjeldsopptagelse bør ikke være avgjørende for gjeldsvekst.

8.8.3. Faktorer som kan ha frembrakt skift i modellen

Prediksjon fra Modell 2 og dummyskiftvariablene viser at den siste perioden har faktorer bidratt til å senke gjeldsvekst utover det modellen fanger opp. Vi vil her se på faktorer som kan ha frembrakt skift i modellen.

RAMSEY Reset testen viser at modellen kan være feilspesifisert. Hvis man har utelatt en eller flere variabler som forklarer gjeldsvekst, vil modellen gi feil estimat. Mye kan tyde på at vi i dette tilfellet har utelatt viktige forklaringsfaktorer.

Tidligere i utredningen fastslo vi at fastrentelån har egenskaper som gjør husholdninger mindre følsomme for renteendringer. Hadde vi sett en økt andel av slike lån, kunne det ha gitt en forklaring på skiftene vi har observert. Da andelen derimot har blitt mindre, antar vi at fastrentelån ikke er årsak til endringene.

Vi nevnte tidligere at forfatterne av modellen vurderte å inkludere mislighold og gjeldsvekst for eldre husholdninger som forklaringsvariabler. Variablene ble utelatt, men de kan tenkes å være av større signifikans i et utvidet datasett.

Misligholdsraten på gjeld har vært stabil hele estimeringsperioden. Det er først i skrivende stund vi har observert økt mislighold. Selv om faktoren ikke er det som driver skiftet i modellen, vil den med stor sannsynlighet spille inn på gjeldsvekst i fremtiden dersom trenden fortsetter.

Vi har sett fra den økonomiske analysen at blant annet produkter som rammelån har bidratt til å øke gjelden blant mer modne husholdninger. Vi vet at den største økningen i dette lånesegmentet har forekommet etter 2004. Avdragsfrihet og økt løpetid på lån har i tillegg gjort at låntakerne er bundet opp mot gjeld i lengre perioder. Disse lånealternativene reduserer muligheten til å ta opp ytterligere gjeld på et senere tidspunkt. Hvis mer langsiktig gjeld bidrar til å holde gjelden på et høyt nivå, vil ikke disse produktene gi negativt effekt for gjeldsvekst.

Globaliseringen i finansmarkedet har medført større konkurranse internasjonalt. Utenlandske aktører med filialer i Norge er inkludert i K2. Kredittindikatoren fanger derimot ikke opp nordmenns opptak av lån i utlandet. Dersom mange velger kreditt fra utlandet kan det ha skapt skiftet i modellen.

For å kunne gi en endelig konklusjon på hva som har forårsaket skiftet i modellen, må man utføre en ny regresjon med potensielle variabler. Utviklingen i kredittmarkedet har skapt nye trender der data finnes fra en begrenset periode. Det har derfor vært vanskelig å inkludere de nye trendene i denne utredningen. Et annet problem som oppstår når data kun finnes i begrenset utvalg er at sammenligningsgrunnlag er fraværende.

8.8.4. Kritikk til modellen

Vi endte opp med å løse modellen ved hjelp av en 1-steg feiljusteringsmodell, da mer etablerte metoder som Johansens kointegrasjonstest og Engle-Grangers 2-steg metode ga avvikende resultater i forhold til J&Ns versjon. Vi synes det er merkelig at J&N har benyttet

seg av 1-steg feiljusteringsmodell, da det er lite økonometrisk empiri å oppdrive om denne metoden. I følge Davidson og MacKinnon (1993) vil en 1-steg feiljusteringsmodell gi ekvivalente resultater til Engle-Grangers 2-steg metode. Dette viste seg å ikke være tilfelle, ut fra det kan vi spørre oss selv om denne metoden er tilstrekkelig robust.

Vi identifiserte tidligere, stasjonære tidsserier som en svakhet ved modellen. Et annet problem er at datamaterialet strekker seg over en periode som har vært dominert av økonomiske oppgangstider. Modellen vil derfor estimere gjeldsvekst kun under "gode" forhold. Det vi ønsker er en modell som fanger opp de naturlige svingningene i økonomien, og som fungerer vel så godt i dårlige som i gode tider. Det er lett å kritisere J&N for å starte estimeringsperioden etter en turbulent økonomisk periode, men vi har selv erfart at innhenting av data lengre tilbake i tid er problematisk.

I tillegg til denne gjeldsvekstmodellen publiserte forfatterne en boligprismodell samme år i Penger og Kreditt 4/04. Disse to modellene har motstridende effekt av boligmasse, arbeidsledighet og lønn. Gjeldsvekstmodellen impliserer at boligmassen øker tilsvarende med gjeld på lang sikt, gitt at boligprisene holdes fast. Boligprismodellen mente derimot at en større boligmasse vil ha en negativ effekt på boligprisene på sikt.

Økt arbeidsledighet og lønn skal i følge gjeldsvekstmodellen ha liten langtidseffekt på gjeld, men i følge boligprismodellen er gjeldsvekst likevel sensitiv til forandringer i disse variablene da de opererer gjennom boligprisene.

I makroøkonomi er kausalitet et kjent fenomen. Som i modellene forklart, kan flere av faktorene henge sammen og påvirke hverandre. Da disse to modellene ble utført med samme metode, nemlig feiljusteringsmodell, kan vi dra konklusjonen at effektene til faktorene vil variere med spesifikasjonene i modellen.

Dette leder oss inn på en annen mulig svakhet ved modellen, vanskeligheter med simultanitet. Simultanitetsproblemer oppstår når flere faktorer i modellen blir påvirket av den avhengige variabel. I vår modell kan det være tenkelig at gjeldsvekst påvirker bankenes utlånsrente gjennom begrenset tilgang på kapital. Hvis det er tilfelle vil renten være korrelert med feilledet og antagelsen bak minste kvadrats metode blir brutt. Det skaper estimater som ikke er konsistente og ofte også forventningskjevne.

Simultanitetsproblemer kan løses ved å finne et instrument for den uavhengige variabelen som er tett knyttet til variabelen, men ikke korrelert med feilledet. I vår modell vil det bety at vi må finne et instrument med de samme egenskapene som bankenes utlånsrente, og som

samtidig ikke bestemmes av gjeldsvekst. Et eksempel kan være styringsrenten, men som vi har sett tidligere, kan det være store variasjoner i påslaget mellom styringsrenten og andre renteinstrumenter. Måten å fjerne simultanitetsproblemer er å finne en slik variabel, og ved hjelp av 2SLS¹⁸ konstruere et instrument som man kan brukes sammen med de andre variablene i minste kvadrats metode. Det å finne en erstatter for bankenes utlånsrente, er svært vanskelig og tidskrevende, og er utenfor kontekst i denne utredningen. Vi velger å bemerke det som en svakhet ved modellen (Nygaard, 2007).

8.9.Konklusjon del 2

Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug estimerte i 2004 faktorene som har drevet gjeldsveksten i norske husholdninger i en tiårsperiode. Vi reproduiserte deres modell og forsøkte deretter å utvide modellen ved hjelp av en mer omfattende metode. Da denne metoden ga avvikende resultater, valgte vi å fortsette analysen med samme metode de benyttet seg av. Ulempen med dette, er at Johansens metode som vi i utgangspunktet ville bruke, hadde løst eventuelle simultanitetsproblemer.

Vi har hatt problemer med å forstå på hvilket grunnlag faktorene i feiljusteringsmodellen er valgt. Vi ønsker ikke å spekulere om forfatterne har benyttet seg av kreativ økonometri, men et gjennomgående problem i økonometrien er selektivt utvalg. Det innebærer at endringer blir foretatt til en modell føyer, og har ikke nødvendigvis rot i økonomisk teori.

Sett bort fra disse utfordringene, har vi i analysen funnet at modellen får stabile parametre med data fram til 1.kvartal 2006. Deretter har ikke modellen tilstrekkelig forklaringssevne. Modellen overestimerte fremtidig gjeldsvekst, noe vi finner merkelig i og med at det er de seneste årene opptaket av gjeld virkelig har eksplodert.

En videre utvidelse av modellen med inkludering av dummyskiftvariabler, estimerte en antydning til negative skift første kvartal både i 2006 og 2007. Utredningen vår er ikke omfattende nok til å estimere hvilke faktorer som kan ha fremkalt dette, men vi har nevnt opptak av gjeld i utlandet som en mulig forklaring.

Et annet funn fra utvidelsen, var antydninger til at renten har en asymmetrisk effekt på gjeldsvekst. En lavere rente vil bidra til å øke gjelden mer enn en høyere rente vil dempe den.

¹⁸ 2SLS står for "two stage least squares" og er en metode som omgjør en endogen variabel til en eksogen variabel ved utføre en regresjon på denne variabelen mot alle de andre eksogene variablene i modellen (Nygaard, 2007).

Det innebærer at husholdninger i perioder med et lavt rentenivå tar opp mer gjeld enn de begrenser seg når rentenivået er høyt. Hvis denne oppførselen er et resultat av en overoptimistisk forventning til renten, kan det dannes bobletendenser.

9. Hovedkonklusjon

Gjeldsveksten i norske husholdninger har økt sterkt siden 1990-tallet. Vi har i denne utredningen drøftet økonomiske aspekter ved gjeldsvekst samt lagt hovedvekt på en grundig økonometrisk analyse. Resultatene viser at drivkreftene bak kredittvekst har endret seg de siste årene.

Innledningsvis stilte vi en rekke spørsmål rundt gjeldsveksten i norske husholdninger. Det har vært kraftig vekst i kredittmarkedet og vi stilte oss spørsmålet om denne veksten er faretruende høy. Vi kom frem til at selv om gjeldsgraden er høy, vil en stabil pengepolitisk styring sammen med et sterkt arbeidsmarked og et høyt inntektsnivå gjøre Norge i stand til å ri stormen av.

Bankene i Norge har en mer restriktiv utlånspolitikk enn USA. Vi har ikke sett og tror heller ikke vi vil komme ut for tilsvarende tilstander med tvangssalg og stupende boligpriser. Utviklingen i boligprisene har riktignok bremsset, og tvangssalg har forekommet særlig innenfor segmentet for boliger med lavt innskudd og høy fellesgjeld. Likevel ser det ut til at denne bremsen er en korreksjon i markedet snarere enn en boble som vil sprekke.

Foreløpig ser det ut til at Norge har sluppet relativt billig unna uroen i de internasjonale kredittmarkedene. Oljefondets første kvartalsrapport av 2008 viser derimot at store tap er lidd grunnet finansuroen, og tiden vil vise om vi er rammet på flere områder.

Vi ville avdekke hva som driver gjeldsveksten. Det må i stor grad sies å være boligmarkedet. Aldri har så mange eid sin egen bolig, og de fleste finansierer kjøpet med en stor andel gjeld. Etterspørselen etter bopel har skapt flere nyoppføringer og presset prisene i annenhåndsmarkedet. Arbeidsmarkedet har nådd et rekordlavt ledighetsnivå, noe som har bidratt til økt lønnspress. Selv om bankenes utlånsrente har økt siden midten av 2005 har det ikke dempet kredittopptaket tilstrekkelig.

I den empiriske analysen utvidet vi en modell for veksten av gjeld. Vi kunne med det avdekke at renten har en asymmetrisk effekt på gjeldsvekst, der en rentenedgang har større effekt enn en høyere rente. Funnet indikerer at Sentralbanken må være mer forsiktig med rentenedsettelse enn hevinger hvis målet er å styre gjeldsvekst. Spesielt gjelder dette hvis konkurranseforholdet i kredittmarkedet gjør at bankene er tilbakeholden med å heve sine renter. Man må her være forsiktig med å dra konklusjoner da dataserien er for kort i forhold til optimalt.

Vi fant også antydninger til at det har oppstått et negativt skift i hva som genererer gjeld. Den originale modellen føyet bra med data til og med første kvartal 2006, men utover denne periode ble parameterne ustabile. Skiftene oppsto i første kvartal 2006 og 2007, og er vanskelig å forklare da de fleste nye trender taler for økt gjeld. Eneste reelle forklaring kan være at globaliseringen har skapt låneformer som ikke fanges opp av de opprinnelige faktorene i modellen. Denne forklaringen er ikke bunnsolid, da vi tror at trauste nordmenn har en preferanse for det kjente.

Modellen er sannsynligvis feilspesifisert. Eventuelle anbefalinger til en videreføring av vår analyse er å lage en mer parameterfattig modell med økt fokus på tilbudssiden.

10. Bibliografi

- Aamo, B. S. (2008). "Rikets tilstand 2008". *Kredittilsynet*. Oslo: Kredittilsynet.
- Almklov, G., Tørum, E., & Skjæveland, M. (2006, 7). Utviklingstrekk i kredittmarkedet - nye utlånstyper og omfanget av fastrentelån i Norge. *Penger og Kreditt* , 184-193.
- Andresen, I., & Gerdrup, K. R. (2004, 4). Kredittrisikooverføring. *Penger og Kreditt* , ss. 218-228.
- Benito, A., Thompson, J., Waldron, M., & Woods, R. (2001, Spring). House prices and consumer spending. *Bank of England Quarterly Bulletin*, ss. 110-120.
- Berge, I. (2008, 23. mai). NA24. Hentet 4. juni 2008, fra:
<http://arkiv.na24.no/NewsItem.asp?ItemID=51473&Title=Gjedrem+tapte+160+milliarder>
- Berge, T. O., & Boye, K. G. (2007, 1). Faktorer bak bankenes problemlån. *Penger og Kreditt*, ss. 15-26.
- Bergo, J. (2004, 2). Fleksibel inflasjonsstyring. *Penger og Kreditt* , ss. 76-83.
- Bergo, J. (2006, 27. januar). *Norges Bank*. Hentet 6. mai 2008, fra Prognoser, usikkerhet og valg av renteforutsetning i pengepolitikken: <http://www.norges-bank.no/upload/import/front/pakke/no/foredrag/2006/2006-01-27/figurer/figurer-2006-01-27.pdf>
- Bernanke, B., & Gertler, M. (1999). *Monetary Policy and Asset Price Volatility*. Cambridge: NBER Working Series.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2005). *Investments*. New York: Mc Graw Hill.
- Brooks, C. (2005). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: The Press Syndicate of the University of Cambridge.
- Camarero, M., Carrion-i-Silvestre, J. L., & Tamari, C. (2006, 4). Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries: New Evidence using Stationarity Panel Tests with Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* , ss. 167-182.
- Chomsisengphet, S., & Pennington-Cross, A. (2006, January/February). The Evolution of the Subprime Mortgage Market. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* , ss. 31-56.

- Dagens Næringsliv. (2008, 30. april). Nye rekorder fra bankene. *Dagens Næringsliv* .
- Dagens Næringsliv. (2008, 19. mars). Verste siden depresjonen i 30-årene. *Dagens Næringsliv* .
- Davidson, R., & MacKinnon, J. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.
- Finansiell stabilitet (2007, 2). *Finansiell stabilitet 2/2007*. Oslo: Norges Bank.
- Finansnæringsens hovedorganisasjon. (2007, 14. november). *Rammelån gir økt frihet, men også økt ansvar*. Hentet 23. januar 2008, fra:
<http://www.fnh.no/FullStory.aspx?m=1758&amid=962910>
- Gjedrem, S. (2007, 4). Uro i kredittmarkedene - boligfinansiering ute og hjemme. *Penger og Kreditt* , ss. 133-140.
- Gjerdrup, K. (2004). *Three booms and busts involving banking crises in Norway since the 1890s*. Oslo: Norges Bank.
- Gjerdrup, K., Hammersland, R., & Naug, B. (2006, 2). Finansielle størrrelser og utviklingen i realøkonomien. *Penger og Kreditt* , ss. 129-240.
- Halvorsen, E. (2003, 6). Kredittilgang og husholdningers sparing. *Økonomiske analyser* , ss. 26-31.
- Hancock, M., & Wood, R. (2004, Autumn). Householdsecured debt. *Bank of England Quarterly Bulletin* , ss. 291-299.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Hertfordshire: Prentice Hall.
- Helm, T., & Hope, C. (2007, 21. september). Northern Rock made Mervyn King panic. *Telegraph.co.uk*. Hentet 5. juni 2008, fra:
<http://www.telegraph.co.uk/money/main.jhtml?xml=/money/2007/09/21/cnrock121.xml>.
- Hove, S. I., & Moum, K. (1997, 8). Fra Kjøpefest til ledighetskø -Kredittliberalisering, konsumutvikling og konjunktursvingninger 1983-1993. *Økonomiske analyser* , ss. 6-14.

Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004a, 04). Hva driver boligprisene? *Penger og Kreditt* , ss. 229-240.

Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004b, 02). Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene? *Penger og Kreditt* , ss. 91-98.

Jakobsen, E. (2006, 02). Det som betyr mest er hvor mange som jobber. *Horisont* , ss. 1-14.

Kredittilsynet (2007). *Rapport for finansinstitusjoner 1. - 3. kvartal 2007*. Oslo: Kredittilsynet.

Langbraaten, N., & Lohrmann, H. (2001, 01). Formuespriser og konjunkturer - Internasjonale erfaringer. *Penger og Kreditt* , ss. 19-28.

Lund, E. (2007, 4. desember). *Utvikling av Forventningsindikatoren*. Hentet 29. april 2008, fra Økonomisk Rapport:

http://www.orapp.no/20071204/utvikling_av_forventningsindikatoren/

Myklebust, G. (2005, 3). Risikopremier i det norske rentemarkedet. *Penger og Kreditt* , ss. 197-205.

Nasjonalbudsjettet (2008). *Nasjonalbudsjettet 2008*. Oslo: Det kongelige finansdepartement.

Norges Bank (2004). Norske finansmarkeder - pengepolitikk og finansiell stabilitet. *Norges Banks skriftserie nr. 34* , 1-113.

Norges Bank (2008). *Ord og uttrykk*. Norges Bank.

NOU-2. (2002, 2). *6 Kredittmarkedet og Husbankens rolle - et tilbakeblikk*. Hentet 9. januar 2008, fra: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/krd/dok/NOUer/2002/NOU-2002-2/7.html?id=366288>

Nygaard, K. (2007, 23. oktober). An introduction to applied econometrics. *Forelesning NHH* . Bergen.

Pengepolitisk rapport (2008). *Pengepolitisk rapport*. Oslo: Norges Bank.

Regjeringen (2005, 13. oktober). *Fortsatt økt sysselsetting og lavere ledighet i 2006*. Hentet 6. mai 2008, fra: http://www.regjeringen.no/en/archive/Bondeviks-2nd-Government/Arbeids--og-sosialdepartementet/252469/234470/fortsatt_okt_sysselsetting_og_lavere.html?id=256802

- Røed, K. (2000, 30. juni). *Arbeidsledighet, stabiliseringspolitikk og lønnsdannelse – Er kollektiv lønnsmoderasjon er farbar vei mot lav arbeidsledighet?* Hentet 8. april 2008, fra Finansdepartementet: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/NOUer/2000/NOU-2000-21/16.html?id=360358#note1>
- Røisland, Ø., & Sveen, T. (2005). Pengepolitikk under et inflasjonsmål. *Norsk Økonomisk Tidsskrift 119*, ss. 16-38.
- Schiller, T. (2006, Q4). Housing: Boom or bubble? *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, ss. 9-18.
- Sjølie, Ø. (2008, 25. mars). *Tåken letter i kredittmarkedet. E24* Hentet 3. mai 2008, fra: <http://e24.no/makro-og-politikk/article2326629.ece>.
- Statistisk sentralbyrå. (2007, november). *K2 fordelt på kilder*. Hentet 12. januar 2008, fra: <http://www.ssb.no/emner/11/01/k2/tab-03.html>
- Statistisk sentralbyrå. (2008). *Statistisk sentralbyrå*. Hentet 4. mai 2008, fra: <http://www.ssb.no>
- Statistisk sentralbyrå. (2006). *Verdipapirer, kredittindikatorer og pengemengde*. Hentet 7. april 2008, fra Om statistikken: <http://www.ssb.no/vis/emner/11/01/k2/om.html>
- Sæther, J. M. (2008, 1. februar). Spekulantene har skylda for prisfall. *Dagsavisen*.
- Sæther, J.-P. (2007). *Stadig dyrere å etablere seg med egen bolig*. Oslo: Statistisk Sentralbyrå.
- Takle, M., & Monsrud, I. (2007, 24. april). *Kvadratmeterpriser for eneboliger, 2005 og 2006*. Hentet 30. januar 2008, fra Statistisk Sentralbyrå: <http://www.ssb.no/emner/08/02/30/kvadenebol/>
- Thøgersen, Ø. (2007a, 6. februar). Forelesning 06.02.2007 Konjunkturanalyse. *Forelesning NHH*. Bergen.
- Thøgersen, Ø. (2007b, 25. januar). Forelesning 25.01.2007 Konjunkturanalyse. *Forelesning NHH*. Bergen.
- Tilstanden i Kredittmarkedet (2007). *Tilstanden i Kredittmarkedet*. Oslo: Kredittilsynet.

Vale, B. (2004). *The Norwegian Banking Crisis*. Oslo: Norges Bank.

Valseth, S. (2003, 1). Renteforventninger og betydningen av løpetidspremier. *Penger og Kreditt*, ss. 41-47.

Vector Autoregression and Error Correction (2007). *E-Views 6 User's Guide* (ss. 345-383). Irvine: Quantitative Micro Software.

WolframMathWorld. (2008). Hentet 5. mai 2008, fra:
<http://mathworld.wolfram.com/Asymptotic.html>

11. Appendix

11.1. Kointegrasjonstester

Tabell 15: Kointegrasjonstest for variablene (gjeld – boligmasse – boligpris), rente, omsetning og studentandel fra originaldata

Kointegrasjon Ragerings Test uten Restriksjoner (Trace)				
Antatt antall Koint. Ligninger	Eigenvalue	Trace Statistikk	0.05 Kritisk Verdi	Sanns.**
Ingen *	0.735375	91.79506	63.87610	0.0000
Maksimalt 1	0.394288	39.94685	42.91525	0.0961
Maksimalt 2	0.310442	20.39418	25.87211	0.2066
Maksimalt 3 *	0.140344	5.897687	12.51798	0.4734
Trace test indikerer 1 kointegrerende likning på 0.05 nivå * noterer avslag på hypotesen på 0.05 nivå **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-verdier				
Kointegrerende Koeffisienter uten Restriksjoner (normalisert med $b^*S_{11}^{-1}b=I$):				
(gjeld-boligpris-boligmasse)	RENTE	omsetning	studentandel	
-10.57873	-56.01575	-13.30392	12.31189	
9.209524	18.83229	-5.584937	-30.08864	
2.492298	95.64623	2.200772	5.431948	
2.541217	-63.10527	-2.356811	7.773724	
Kointegrerende Likning:		Log likelihood	426.8380	
(gjeld-boligpris-boligmasse)	RENTE	omsetning	studentandel	
1.000000	5.295129 (1.18448)	1.257610 (0.13856)	-1.163834 (0.22538)	

Tabell 16: Kointegrerende likning med variablene (gjeld – boligmasse – boligpris), rente, sesongjustert boligomsetning og studentandel fra originaldata

Kointegrerende Likning:	Log likelihood	455.6826	
Normalisert kointegrerende koeffisient (standard avvik i parantesene)			
gjeld – boligpris - boligmasse	RENTE	omsetning sesongjustert	studentandel
1.000000	5.020017	1.020643	-1.341584
	(0.80572)	(0.11858)	(0.18280)

Tabell 17: Kointegrasjonstest for variablene (gjeld – boligmasse – boligpris), rente, omsetning og studentandel fra utvidet data. Første kvartal 1994 til første kvartal 2004.

Kointegrasjon Rank Test Uten Restriksjoner (Trace)				
Antatt Nr. KE	Eigenverdier	Trace Statistikk	0.05 Kritiske Verdier	Sanns. **
Ingen *	0.755173	83.09410	47.85613	0.0000
Maksimalt 1	0.266830	25.39871	29.79707	0.1477
Maksimalt 2	0.164530	12.67324	15.49471	0.1274
Maksimalt 3 *	0.121327	5.303048	3.841466	0.0213
Trace test indikerer 1 kointegrerende likning på 0.05 nivå * noterer avslag på hypotesen på 0.05 nivå **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-verdier				
Kointegrerende Koeffisienter Uten Restriksjoner (normalisert med $b^*S11*b=I$):				
(gjeld – boligmasse – boligpris)	RENTE	Omsetning	studentandel	
-9.620036	-53.89032	-12.82519	10.63969	
7.094192	-17.46463	-5.771366	-28.99604	
-2.581251	-91.88211	0.415428	1.460921	
-2.673819	54.49084	1.880519	-8.571553	
Kointegrerende Likning:		Log likelihood	450.1888	
Normalisert kointegrerende koeffisient (standard avvik i parentes)				
(gjeld – boligmasse – boligpris)	RENTE	Omsetning	studentandel	
1.000000	5.601883	1.333175	-1.105992	
	(1.14565)	(0.12824)	(0.22300)	

Tabell 18: Kointegrasjonstest for variablene (gjeld – boligmasse – boligpris), rente, omsetning og studentandel fra utvidet data. Første kvartal 1994 til første kvartal 2006.

Kointegrasjon Rank Test Uten Restriksjoner (Trace)				
Antatt Nr. KE	Eigenverdier	Trace Statistikk	0.05 Kritiske Verdier	Sanns.**
Ingen *	0.699329	80.60608	47.85613	0.0000
Maksimalt 1	0.223550	21.72090	29.79707	0.3143
Maksimalt 2	0.147888	9.322793	15.49471	0.3364
Maksimalt 3	0.029772	1.480971	3.841466	0.2236
Trace test indikerer 1 kointegrerende likning på 0.05 nivå * noterer avslag på hypotesen på 0.05 nivå **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-verdier				
Kointegrerende Koeffisienter Uten Restriksjoner (normalisert med $b^*S_{11}^{-1}b=I$):				
(gjeld – boligmasse – boligpris)	RENTE	Omsetning	Studentandel	
-9.494562	-46.37459	-12.42989	10.06352	
6.848305	-38.93578	-3.861008	-29.34707	
-5.385006	5.408011	3.822207	2.244541	
0.006717	-52.85020	0.455196	11.15637	
Kointegrerende Likning:		Log likelihood	537.8972	
Normalisert kointegrerende koeffisient (standard avvik i parentes)				
(gjeld – boligmasse – boligpris)	RENTE	omsetning	Studentandel	
1.000000	4.884332 (0.84014)	1.309158 (0.13064)	-1.059925 (0.23986)	

11.2. Estimering av kointegrasjonsvektoren i henhold til Engle-Grangers 2-steg metode

Tabell 19: Minste kvadrats metode for å finne kointegrasjonsvektoren

Gjeld	Koeffisient	Std. Avvik	t-Statistikk	Sanns.
Boligpris	-0.094384	0.029968	-3.149511	0.0033
Boligmasse	4.690464	0.147630	31.77176	0.0000
RENTE	-0.100746	0.124383	-0.809961	0.4234
Omsetning	0.002925	0.009654	0.302947	0.7637
Studentandel	0.079200	0.046946	1.687044	0.1005
C	-51.33463	2.082579	-24.64955	0.0000
R-squared	0.998685	Mean dependent var		13.48442
Adjusted R-squared	0.998497	S.D. dependent var		0.240992
S.E. of regression	0.009344	Akaike info criterion		-6.373694
Sum squared resid	0.003056	Schwarz criterion		-6.122928
Log likelihood	136.6607	Hannan-Quinn criter.		-6.282379
F-statistic	5314.403	Durbin-Watson stat		0.279948
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabell 20: Minste kvadrats metode for å finne kointegrasjonsvektoren med restriksjon

gjeld – boligpris –boligmasse	Koeffisient	Std. Avvik	t-Statistikk	Sanns.
RENTE	-1.960916	1.079358	-1.816743	0.0774
Omsetning	-0.146563	0.081901	-1.789511	0.0817
Studentandel	2.047465	0.268750	7.618467	0.0000
C	6.371942	1.077886	5.911519	0.0000
R-squared	0.679092	Mean dependent var		-2.821438
Adjusted R-squared	0.653072	S.D. dependent var		0.150316
S.E. of regression	0.088537	Akaike info criterion		-1.918321
Sum squared resid	0.290037	Schwarz criterion		-1.751144
Log likelihood	43.32559	Hannan-Quinn criter.		-1.857445
F-statistic	26.09922	Durbin-Watson stat		0.596242
Prob(F-statistic)	0.000000			

11.3. Tester for autokorrelasjon

Tabell 21: Ljung-Box Test for Modell 1

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.182	-0.182	1.4630	0.226
2	-0.030	-0.065	1.5033	0.472
3	-0.048	-0.068	1.6105	0.657
4	-0.417	-0.460	9.8800	0.042

Tabell 22: Ljung-Box Test for Modell 2

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.026	0.026	0.0358	0.850
2	0.068	0.067	0.2793	0.870
3	-0.178	-0.182	1.9911	0.574
4	-0.206	-0.208	4.3525	0.360

Tabell 23: Ljung-Box Test for Modell 3

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.131	0.131	0.9273	0.336
2	0.052	0.035	1.0742	0.584
3	-0.146	-0.161	2.2822	0.516
4	-0.249	-0.221	5.8443	0.211

Tabell 24: Ljung-Box Test for Modell 4

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.130	0.130	0.9610	0.327
2	0.096	0.081	1.4991	0.473
3	0.009	-0.013	1.5044	0.681
4	-0.068	-0.078	1.7869	0.775

Tabell 25: Ljung-Box Test for regresjon med dummyskiftvariabler

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.078	-0.078	0.3475	0.556
2	0.079	0.073	0.7085	0.702
3	-0.142	-0.132	1.9080	0.592
4	-0.277	-0.310	6.5454	0.162

11.4. Tester for feilspesifikasjon

Tabell 26: Ramsey RESET Test for Modell 1

Ramsey RESET Test:			
F-statistic	0.863231	Prob. F(1,26)	0.3614
Log likelihood ratio	1.339140	Prob. Chi-Square(1)	0.2472

Tabell 27: Ramsey RESET Test for Modell 2

Ramsey RESET Test:			
F-statistic	2.981708	Prob. F(1,34)	0.0933
Log likelihood ratio	4.119081	Prob. Chi-Square(1)	0.0424

Tabell 28: Ramsey RESET Test for Modell 3

Ramsey RESET Test:			
F-statistic	7.832990	Prob. F(1,36)	0.0082
Log likelihood ratio	10.04026	Prob. Chi-Square(1)	0.0015

Tabell 29: Ramsey RESET Test for Modell 4

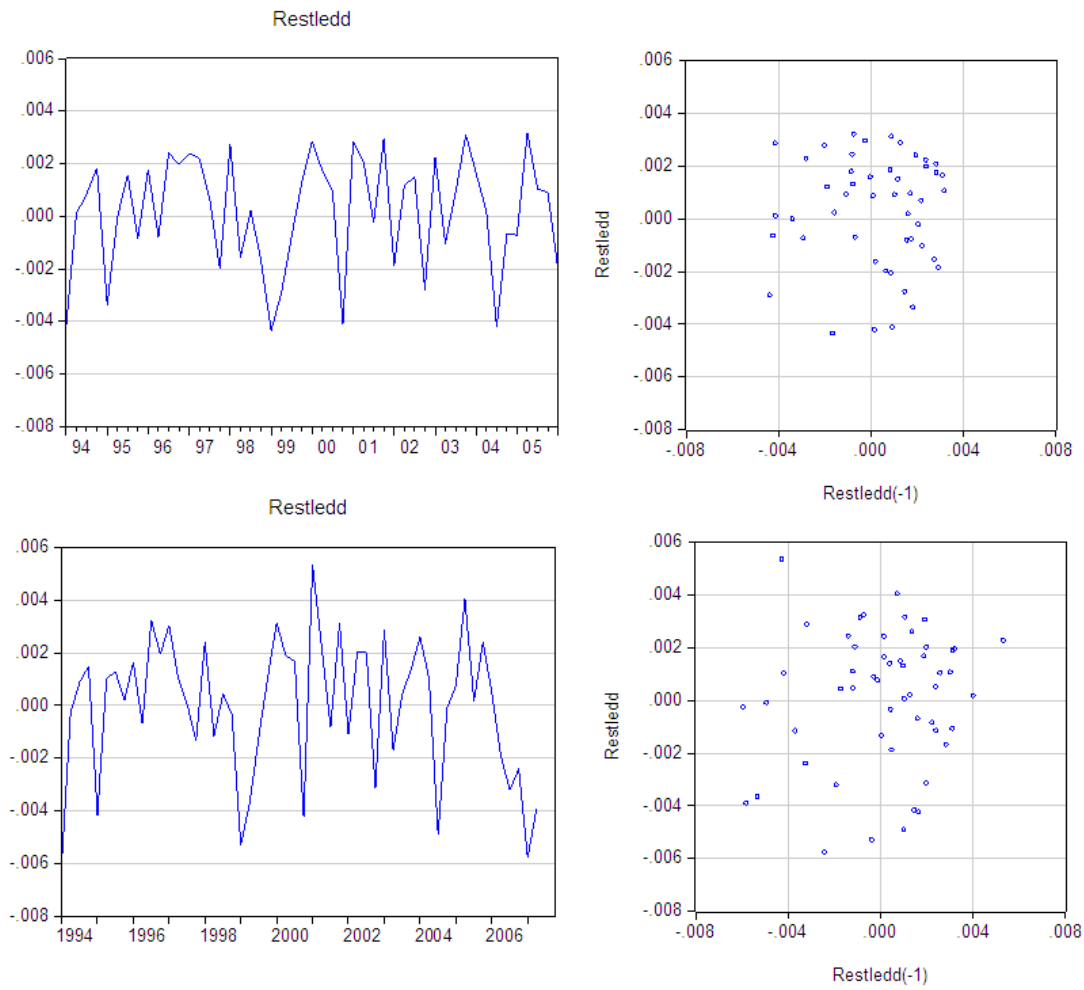
Ramsey RESET Test:			
F-statistic	10.06295	Prob. F(1,39)	0.0029
Log likelihood ratio	12.39529	Prob. Chi-Square(1)	0.0004

Tabell 30: Ramsey RESET Test for regresjon utført med dummieskiftvariabler

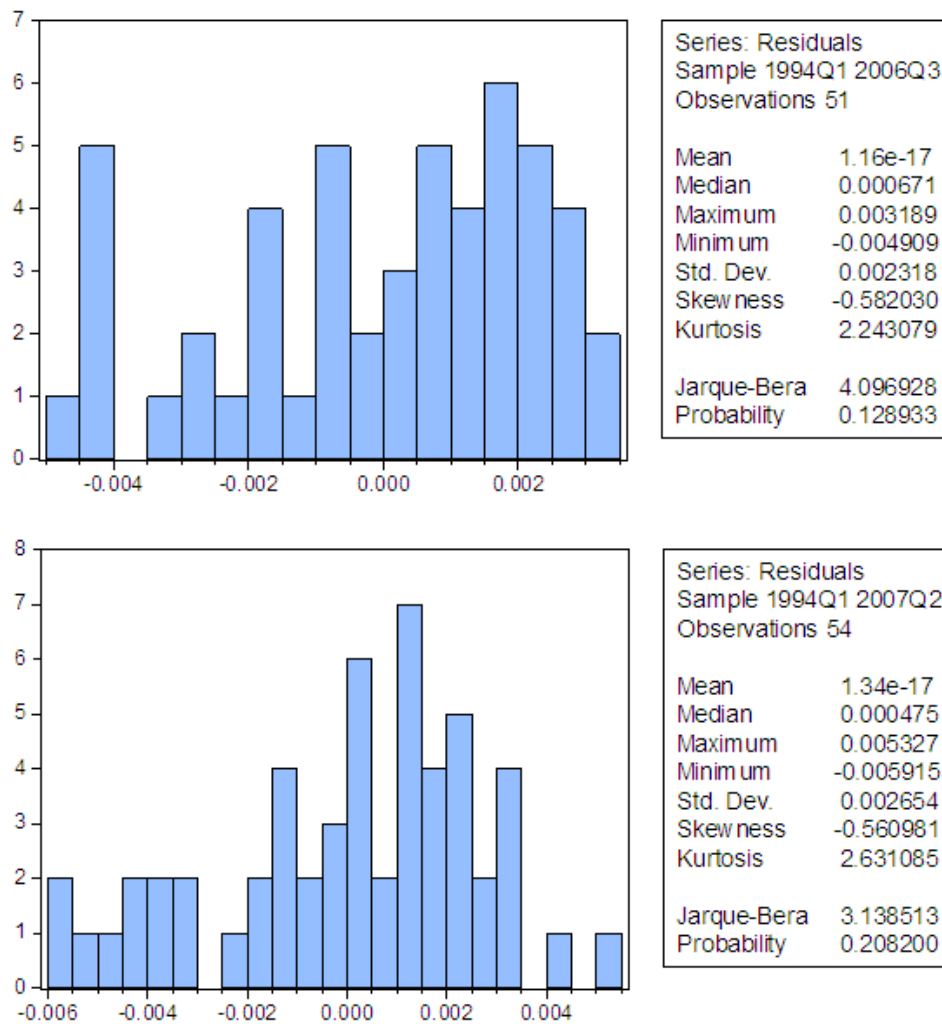
Ramsey RESET Test:			
F-statistic	2.949485	Prob. F(1,37)	0.0943
Log likelihood ratio	4.141684	Prob. Chi-Square(1)	0.0418

11.5. Fordeling til feilleddene

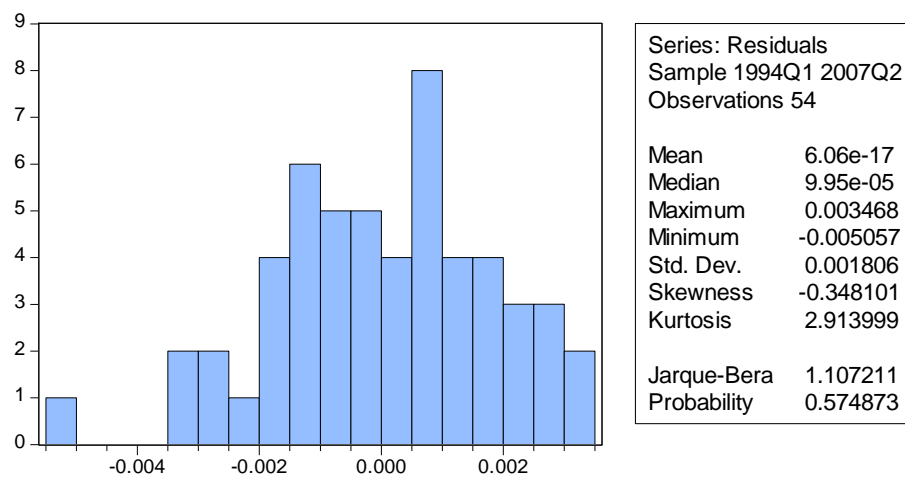
Figur 35: Grafisk fremstilling av feilleddene, samt plot av feilledd og lagget feilledd. Modell 3 er vist øverst og Modell 4 nederst



Figur 36: Normalfordeling av feilleddene for Modell 3 (øverst) og Modell 4 (nederst)



Figur 37: Normalfordeling for regresjon utført med dummyskiftvariabler



11.6. Tester for stasjonaritet

Tabell 31: ADF tester for dataperiode første kvartal 1994 til tredje kvartal 2006

Serier	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag
Gjeld	0.9988	4	0.9917	4	0.0061***	0
Boligmasse	0.9865	3	1.0000	1	0.9903	1
gjeld – boligmasse	0.0170**	4	0.9784	4	0.0038***	0
RENTE	0.2677	1	0.4482	1	0.4949	1
Boligomsetninger	0.9524	8	0.5266	8	0.0148**	4
Inntekter	0.9677	9	0.8894	9	0.0045***	8
Boligpris	0.9997	5	0.9190	5	0.8461	5
Ledighet	0.8717	5	0.4060	5	0.4419	5
Studentandel	0.7756	1	0.1044	1	0.3198	1
$\Delta 4$ inntekt	0.6519	5	0.5114	5	0.7353	5

Serier	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag
Δ gjeld	0.9522	3	0.2740	3	0.6220	3
Δ boligmasse	0.9653	2	0.6424	2	0.0016***	0
Δ (gjeld – boligmasse)	0.8935	3	0.2627	3	0.7370	3
Δ RENTE	0.0000***	0	0.0001***	0	0.0010***	0
Δ boligomsetninger	0.0013***	3	0.0826*	7	0.3134	7
Δ inntekter	0.6788	8	0.5153	8	0.8167	8
Δ boligpris	0.5022	6	0.0020***	4	0.0178**	4
Δ ledighet	0.0972*	4	0.3763	4	0.7796	4
Δ studentandel	0.0146**	0	0.1329	0	0.3042	0
$\Delta\Delta 4$ inntekt	0.0022***	4	0.0307**	4	0.1266	4

Tabell 32: ADF tester for dataperiode første kvartal 1994 til andre kvartal 2007

Serier	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag
Gjeld	0.9995	4	0.9508	4	0.0537*	5
Boligmasse	0.9888	3	1.0000	1	0.9957	1
gjeld – boligmasse	0.0054***	4	0.8921	4	0.0002***	0
RENTE	0.3564	1	0.2856	1	0.4411	1
Boligomsetninger	0.9620	4	0.5228	4	0.0098***	4
Inntekter	0.9626	9	0.9639	9	0.0022***	8
Boligpris	0.9995	5	0.8300	5	0.8588	5
Ledighet	0.8902	5	0.5434	5	0.0453**	4
Studentandel	0.8494	1	0.0756*	1	0.1513	1
$\Delta 4$ inntekt	0.7372	5	0.5771	5	0.8912	5

Serier	Uten konstant og trend		Med konstant og uten trend		Med konstant og trend	
	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag	Sannsynlighet	Lag
Δ gjeld	0.8103	4	0.1120	3	0.8436	3
Δ boligmasse	0.9717	2	0.6370	2	0.0007***	0
Δ (gjeld – boligmasse)	0.7281	4	0.1313	3	0.9089	3
Δ RENTE	0.0000***	0	0.0001***	0	0.0008***	0
Δ boligomsetninger	0.0009***	3	0.0062***	3	0.0332**	3
Δ inntekter	0.7554	8	0.6028	8	0.8929	8
Δ boligpris	0.2589	6	0.0006***	4	0.0033***	4
Δ ledighet	0.1504	4	0.4577	4	0.8013	4
Δ studentandel	0.0237**	0	0.1733	0	0.4366	0
$\Delta\Delta 4$ inntekt	0.0018***	4	0.0234**	4	0.0871*	4

11.7. Utregning av T-verdier for koeffisienter i feiljusteringsleddet

$$\text{Langsiktskoeffisient} = \frac{\beta \text{ hs var}}{-\beta \text{ vs var}}$$

Varians langsiktskoeffisient

$$= \left[\left(\frac{1}{\beta \text{ vs var}} \right)^2 \times \text{var}(\beta \text{ hs var}) \right] + \left[\left(\frac{\beta \text{ hs var}}{\beta \text{ vs var}^2} \right)^2 \times \text{var}(\beta \text{ vs var}) \right]$$

$$+ \left[2 \times \frac{1}{\beta \text{ vs var}} \times \frac{\beta \text{ hs var}}{\beta \text{ vs var}^2} \times \text{cov}(\beta \text{ hs var}, \beta \text{ vs var}) \right]$$

$$\text{Std avvik langtidskoeffisient} = \sqrt{\text{Varians langsiktskoeffisient}}$$

$$t - \text{verdi langtidskoeffisient} = \frac{\text{Langtidskoeffisient}}{\text{Std avvik langtidskoeffisient}}$$

Tabell 33: Langtidskoeffisienter fra original data

Kovarians	gjeld – boligmasse - boligpris	RENTE	omsetning	studentandel
gjeld – boligmasse - boligpris	0,0220			
RENTE	-0,0001	0,0002		
omsetning	-0,0108	-0,0003	0,0322	
studentandel	0,0064	0,0001	-0,0032	0,0030

	RENTE	omsetning	studentandel
Beta-hs.var	-0,142	0,008	0,050
Beta-vs.var	-0,074	-0,074	-0,074
Var(Beta-hs.var)	0,052	0,008	0,015
Var(Beta-vs.var)	0,012	0,012	0,012
Cov(Beta-hs.var,Beta vs.var)	0,000	-0,011	0,006
Langsiktskoeffisient:	-1,919	0,108	0,676
Varians langsiktskoeffisient:	17,637	1,058	5,328
Std.dev langsiktskoeffisient:	4,200	1,029	2,308
T-verdi langsiktskoeffisient:	-0,457	0,105	0,293

Tabell 34: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie. Første kvartal 1994 til første kvartal 2004

Kovarians	gjeld – boligmasse - boligpris	RENTE	omsetning	studentandel
gjeld – boligmasse - boligpris	0,0220			
RENTE	-0,0001	0,0002		
omsetning	-0,0108	-0,0003	0,0322	
studentandel	0,0064	0,0001	-0,0032	0,0030

	RENTE	omsetning	studentandel
Beta-hs.var	-0,110	0,009	0,040
Beta-vs.var	-0,068	-0,068	-0,068
Var(Beta-hs.var)	0,050	0,008	0,012
Var(Beta-vs.var)	0,010	0,010	0,010
Cov(Beta-hs.var,Beta vs.var)	0,000	-0,011	0,006
Langsiktkskoeffisient:	-1,615	0,126	0,591
Varians langsiktkskoeffisient:	16,627	1,237	5,041
Std.dev langsiktkskoeffisient:	4,078	1,112	2,245
T-verdi langsiktkskoeffisient:	-0,396	0,114	0,263

Tabell 35: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie. Første kvartal 1994 til første kvartal 2006

Kovarians	gjeld – boligmasse - boligpris	RENTE	omsetning	studentandel
gjeld – boligmasse - boligpris	0,0203			
RENTE	0,0005	0,0003		
omsetning	-0,0124	-0,0013	0,0367	
studentandel	0,0054	0,0001	-0,0027	0,0026

	RENTE	omsetning	Studentandel
Beta-hs.var	-0,056	0,003	0,030
Beta-vs.var	-0,066	-0,066	-0,066
Var(Beta-hs.var)	0,038	0,008	0,013
Var(Beta-vs.var)	0,010	0,010	0,010
Cov(Beta-hs.var,Beta vs.var)	0,000	-0,012	0,005
Langsiktkskoeffisient:	-0,852	0,041	0,450
Varians langsiktkskoeffisient:	10,262	1,696	4,544
Std.dev langsiktkskoeffisient:	3,203	1,302	2,132
T-verdi langsiktkskoeffisient:	-0,266	0,032	0,211

Tabell 36: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie. Første kvartal 1994 til tredje kvartal 2006

Kovarians	gjeld – boligmasse - boligpris	RENTE	omsetning	studentandel
gjeld – boligmasse - boligpris	0,0205			
RENTE	0,0006	0,0003		
omsetning	-0,0136	-0,0015	0,0381	
studentandel	0,0050	0,0001	-0,0023	0,0025

	RENTE	omsetning	Studentandel
Beta-hs.var	-0,054	0,000	0,014
Beta-vs.var	-0,058	-0,058	-0,058
Var(Beta-hs.var)	0,043	0,009	0,014
Var(Beta-vs.var)	0,011	0,011	0,011
Cov(Beta-hs.var,Beta vs.var)	0,001	-0,014	0,005
Langsiktskoeffisient:	-0,929	-0,007	0,234
Varians langsiktskoeffisient:	15,410	2,830	4,955
Std.dev langsiktskoeffisient:	3,926	1,682	2,226
T-verdi langsiktskoeffisient:	-0,237	-0,004	0,105

Tabell 37: Langtidskoeffisienter for utvidet dataserie. Første kvartal 1994 til andre kvartal 2007

Kovarians	gjeld – boligmasse - boligpris	RENTE	omsetning	studentandel
gjeld – boligmasse - boligpris	0,0212			
RENTE	0,0008	0,0003		
omsetning	-0,0147	-0,0017	0,0390	
studentandel	0,0048	0,0000	-0,0021	0,0024

	RENTE	omsetning	studentandel
Beta-hs.var	-0,055	-0,002	0,002
Beta-vs.var	-0,044	-0,044	-0,044
Var(Beta-hs.var)	0,048	0,010	0,014
Var(Beta-vs.var)	0,011	0,011	0,011
Cov(Beta-hs.var,Beta vs.var)	0,001	-0,015	0,005
Langsiktskoeffisient:	-1,230	-0,043	0,041
Varians langsiktskoeffisient:	31,984	5,749	7,493
Std.dev langsiktskoeffisient:	5,655	2,398	2,737
T-verdi langsiktskoeffisient:	-0,218	-0,018	0,015

Tabell 38: Langtidskoeffisienter for regresjon med dummyskiftvariabler

Kovarians	gjeld – boligmasse - boligpris	RENTE	omsetning	studentandel
gjeld – boligmasse - boligpris	0,0212			
RENTE	0,0008	0,0003		
omsetning	-0,0147	-0,0017	0,0390	
studentandel	0,0048	0,0000	-0,0021	0,0024

	RENTE	omsetning	Studentandel
Beta-hs.var	-0,030	-0,010	0,032
Beta-vs.var	-0,063	-0,063	-0,063
Var(Beta-hs.var)	0,003	0,007	0,011
Var(Beta-vs.var)	0,008	0,008	0,008
Cov(Beta-hs.var,Beta vs.var)	0,001	-0,015	0,005
Langsiktskoeffisient:	-0,474	-0,152	0,506
Varians langsiktskoeffisient:	1,142	3,020	4,630
Std.dev langsiktskoeffisient:	1,069	1,738	2,152
T-verdi langsiktskoeffisient:	-0,443	-0,087	0,235

11.8. Datamateriale

	Boligpris	Rente	Inntekt	Ledighet	Boligmasse	Bolig- omsetning	Gjeld	Studenter 20-24år	Befolkning	Studentandel
90Q1	6,89	14,78 %	71 011	4,53 %	1 007 759		518 234	85	4 236	2,01 %
90Q2	6,60	14,93 %	73 892	4,16 %	1 010 741		524 880	85	4 239	2,01 %
90Q3	6,37	14,81 %	76 549	4,57 %	1 013 527		527 168	92	4 243	2,17 %
90Q4	6,05	14,69 %	75 703	3,90 %	1 016 055		539 814	92	4 248	2,17 %
91Q1	6,09	14,76 %	74 783	4,63 %	1 018 159		537 836	92	4 253	2,16 %
91Q2	6,03	14,53 %	76 833	4,40 %	1 019 711		537 661	92	4 259	2,16 %
91Q3	5,87	14,36 %	79 752	5,11 %	1 020 966		533 729	102	4 264	2,39 %
91Q4	5,89	14,19 %	78 720	4,70 %	1 022 046		538 977	102	4 271	2,39 %
92Q1	5,66	14,17 %	77 616	5,43 %	1 023 058	8 506	534 418	102	4 277	2,38 %
92Q2	5,63	14,05 %	79 170	5,33 %	1 023 624	9 783	531 011	102	4 283	2,38 %
92Q3	5,39	14,14 %	82 802	5,63 %	1 024 379	11 587	527 361	109	4 290	2,54 %
92Q4	5,24	14,27 %	81 583	5,07 %	1 025 005	12 170	535 324	109	4 296	2,55 %
93Q1	5,36	13,12 %	81 305	5,83 %	1 025 021	9 302	527 267	110	4 302	2,55 %
93Q2	5,71	11,54 %	83 077	5,50 %	1 025 027	11 907	526 933	110	4 309	2,55 %
93Q3	5,97	10,05 %	85 301	5,80 %	1 025 796	15 687	523 759	114	4 315	2,64 %
93Q4	6,26	9,17 %	85 261	5,03 %	1 027 658	15 757	530 788	114	4 321	2,64 %
94Q1	6,46	8,75 %	84 588	5,63 %	1 028 695	11 869	526 766	114	4 328	2,64 %
94Q2	6,69	8,28 %	87 343	5,17 %	1 030 289	16 060	529 514	114	4 334	2,64 %
94Q3	6,71	8,20 %	90 117	5,40 %	1 033 133	18 162	533 814	118	4 340	2,73 %
94Q4	6,75	8,38 %	89 117	4,50 %	1 037 182	17 311	540 211	118	4 345	2,72 %
95Q1	7,12	7,96 %	89 456	5,20 %	1 040 331	13 168	538 647	118	4 351	2,72 %
95Q2	7,14	7,85 %	92 041	4,70 %	1 043 258	16 112	544 540	118	4 356	2,72 %
95Q3	7,21	7,72 %	94 545	5,03 %	1 046 421	19 231	550 628	114	4 362	2,62 %
95Q4	7,19	7,60 %	94 911	4,07 %	1 050 195	18 599	557 828	115	4 367	2,62 %
96Q1	7,69	7,47 %	94 663	4,50 %	1 053 283	13 688	560 958	115	4 373	2,63 %
96Q2	7,89	7,15 %	98 429	4,17 %	1 056 131	17 252	567 219	115	4 378	2,63 %
96Q3	7,90	7,09 %	101 449	4,37 %	1 059 726	20 234	576 727	100	4 384	2,28 %
96Q4	8,19	6,68 %	102 350	3,57 %	1 063 989	19 430	587 421	100	4 390	2,28 %
97Q1	8,68	5,96 %	103 442	3,83 %	1 067 888	13 861	595 567	100	4 396	2,28 %
97Q2	9,04	5,79 %	107 060	3,33 %	1 072 146	19 409	606 873	100	4 402	2,28 %
97Q3	9,06	6,06 %	109 435	3,37 %	1 076 915	21 199	618 051	103	4 408	2,34 %
97Q4	9,33	6,00 %	109 936	2,63 %	1 082 294	20 284	631 069	103	4 415	2,33 %
98Q1	10,18	5,96 %	111 305	2,80 %	1 087 512	13 990	640 725	103	4 421	2,32 %
98Q2	10,74	6,26 %	116 559	2,33 %	1 094 162	17 890	655 092	102	4 427	2,31 %
98Q3	10,24	9,63 %	120 717	2,47 %	1 098 578	20 174	663 305	102	4 435	2,30 %
98Q4	10,14	9,81 %	121 622	2,20 %	1 103 622	17 485	675 924	102	4 443	2,30 %
99Q1	10,72	8,93 %	122 096	2,70 %	1 108 710	13 584	680 947	102	4 450	2,30 %
99Q2	11,64	8,28 %	125 209	2,40 %	1 113 597	17 890	693 579	102	4 458	2,29 %
99Q3	11,95	7,82 %	126 900	2,73 %	1 119 193	21 202	710 469	106	4 466	2,38 %
99Q4	12,40	7,61 %	126 848	2,47 %	1 125 856	20 878	730 910	106	4 473	2,37 %

00Q1	13,29	7,55 %	126 991	2,83 %	1 132 029	14 829	748 018	106	4 481	2,36 %
00Q2	13,83	7,85 %	131 806	2,60 %	1 137 391	18 270	769 483	106	4 488	2,36 %
00Q3	13,42	8,55 %	134 491	2,77 %	1 143 143	22 092	791 422	108	4 495	2,40 %
00Q4	13,23	8,93 %	134 082	2,53 %	1 149 933	21 809	808 649	108	4 500	2,39 %
01Q1	14,12	8,92 %	134 928	2,80 %	1 157 422	15 714	829 603	108	4 506	2,39 %
01Q2	14,65	8,93 %	138 487	2,43 %	1 164 312	19 871	855 276	108	4 512	2,38 %
01Q3	14,58	8,90 %	140 393	2,73 %	1 171 257	23 194	877 869	110	4 517	2,44 %
01Q4	14,56	8,69 %	141 058	2,70 %	1 178 492	21 990	903 907	110	4 524	2,43 %
02Q1	15,49	8,31 %	141 749	3,13 %	1 186 280	16 659	921 832	110	4 530	2,42 %
02Q2	15,74	8,33 %	146 159	3,00 %	1 193 113	21 472	948 499	110	4 536	2,41 %
02Q3	15,50	8,79 %	149 139	3,37 %	1 199 139	22 052	974 137	107	4 542	2,37 %
02Q4	15,06	8,71 %	148 261	3,33 %	1 205 545	22 370	995 414	108	4 549	2,37 %
03Q1	15,53	7,74 %	147 381	3,97 %	1 212 875	16 095	1 017 618	108	4 555	2,37 %
03Q2	15,41	6,85 %	149 764	3,83 %	1 219 171	21 433	1 043 407	108	4 561	2,37 %
03Q3	15,70	5,23 %	151 626	4,10 %	1 225 178	24 171	1 073 570	108	4 568	2,37 %
03Q4	16,24	4,73 %	150 429	3,80 %	1 232 138	25 027	1 104 160	108	4 575	2,37 %
04Q1	17,32	4,34 %	151 282	4,10 %	1 239 869	18 382	1 130 944	108	4 582	2,36 %
04Q2	17,45	4,13 %	156 950	3,73 %	1 247 941	22 542	1 165 635	108	4 588	2,36 %
04Q3	17,74	4,12 %	160 002	4,00 %	1 256 092	23 587	1 192 495	113	4 595	2,46 %
04Q4	18,08	4,04 %	159 945	3,60 %	1 265 776	23 196	1 228 368	113	4 602	2,45 %
05Q1	18,90	3,97 %	161 194	3,87 %	1 276 456	17 666	1 258 909	113	4 606	2,45 %
05Q2	19,16	3,86 %	165 593	3,43 %	1 286 350	23 887	1 304 168	113	4 613	2,45 %
05Q3	19,60	3,97 %	167 417	3,60 %	1 294 994	26 628	1 342 892	118	4 621	2,55 %
05Q4	19,67	4,02 %	167 316	3,10 %	1 308 864	27 654	1 393 261	118	4 632	2,54 %
06Q1	21,15	4,06 %	170 071	3,07 %	1 319 746	20 294	1 428 385	118	4 640	2,54 %
06Q2	21,94	4,22 %	176 730	2,63 %	1 330 717	23 566	1 472 392	118	4 649	2,53 %
06Q3	23,10	4,40 %	181 221	2,63 %	1 341 780	26 363	1 516 241	110	4 660	2,37 %
06Q4	23,33	4,70 %	181 961	2,13 %	1 353 121	27 095	1 565 683	110	4 672	2,37 %
07Q1	24,82	5,26 %	187 026	2,20 %	1 364 869	20 497	1 597 006	110	4 681	2,36 %
07Q2	25,02	5,58 %	194 066	1,83 %	1 376 718	23 802	1 648 704	110	4 692	2,36 %
07Q3	24,79	6,11 %			1 388 670		1 692 763		4 705	
07Q4	23,81				1 400 936		1 740 316			