

Boble i boligmarkedet?

av

Ann Kristin Aure

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi
Juni 2012

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Denne oppgaven markerer slutten på min utdanning ved Universitetet i Bergen. Arbeidet med masteroppgaven har vært en utfordrende og lærerik prosess.

Først og fremst vil jeg rette en stor takk til mine veiledere Erling Vårdal og Espen Bratberg for gode råd og tilbakemeldinger under hele prosessen. I tillegg vil jeg takke Dag Henning Jacobsen for hjelp med datamateriale. Martin Svedman i TNS Gallup og Eilev S. Jansen i Statistisk Sentralbyrå fortjener også en takk for hjelpen med å skaffe datamateriale. Sist, men ikke minst takker jeg Haakon Søndrol Silberg og Per Anders Aure for å ha lest gjennom oppgaven min.

Ann Kristin Aure, Bergen 12. juni 2012

Sammendrag

Boble i boligmarkedet?

av

Ann Kristin Aure, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2012

Veiledere: Erling Vårdal og Espen Bratberg

I denne utredningen ønsker jeg å få klarhet i hvordan boligmarkedet fungerer, og ut fra det undersøke om det er grunn til å si at vi har en boble i det norske boligmarkedet.

I første del av utredningen presenterer jeg aktuell teori for oppgaven, hvor både pengepolitiske regler, tilbud og etterspørsel i boligmarkedet og teori om boligbobler blir gjennomgått. Jeg går også igjennom tidligere studier som er gjort rundt økonometrisk modellering av boligmarkedet og hvordan sentralbanken bør reagere på veksten i boligprisene.

Videre presenterer jeg en modell for boligprisene, en feiljusteringsmodell som har til hensikt å vise hvordan de viktigste forklaringsfaktorene virker på boligprisene både på kort og lang sikt. Deretter går jeg igjennom nødvendig teori om økonometrisk metode som er benyttet i analysen.

I den empiriske analysen går jeg nærmere inn på modellen for boligprisene og datamaterialet som brukes i analysen. Jeg finner at modellen ikke har like god forklaringskraft når jeg utvider datasettet. Likevel forklarer modellen 80 prosent av endringer i boligprisene. Ut i fra estimeringen av boligprismodellen for perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011 finner jeg ikke holdepunkter for at boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentale forklaringsfaktorer som rente, arbeidsledighet, nybygging, forventninger og inntekt. Et stabilt forhold mellom boligpriser og leiepriser fra og med 2009 kan også tyde på at det ikke finnes en boble i det norske boligmarkedet.

I tillegg finner jeg at boligprisene reagerer raskt på renteendringer, og at renten har en mye sterkere effekt på boligprisene på lang sikt enn det Jacobsen og Naug presenterte i sin artikkel i 2004. Dermed har Norges Bank et verktøy som i teorien kan brukes til å bremse veksten i boligprisen. Men jeg vil trekke frem to argumenter for hvorfor ikke sentralbanken bør fokusere for mye på å stabilisere veksten i boligprisene. For det første indikerer min analyse at boligprisene ikke er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, inntekter, ledighet, forventninger og nybygging. Dermed er det ikke noe grunnlag for å si at det finnes en boble i boligmarkedet. For det andre kan sentralbanken miste tillit hos publikum dersom den fokuserer for mye på boligprisene. Jeg mener at det er mer hensiktsmessig at de forbereder seg på forskjellige scenarioer, ved hjelp av stresstester og makroøkonomiske modeller.

Estimering av samtlige modeller og økonometriske tester er utført i STATA 11. Øvrig databehandling er gjort i Excel.

Innholdsfortegnelse

FORORD	II
SAMMENDRAG	III
FIGURER	VII
TABELLER	VIII
1. INNLEDNING	1
2. TEORI	1
2.1. Pengepolitiske regler	1
2.1.1. <i>Hvilke pengepolitiske regler benytter Norges Bank seg av?</i>	2
2.2. Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet	3
2.2.1. <i>Tilbud</i>	4
2.2.2. <i>Etterspørsel</i>	6
2.2.3. <i>Likevekt i boligmarkedet</i>	8
2.3. Boligboble	10
2.3.1. <i>Definisjon</i>	10
2.3.2. <i>Teori</i>	11
2.3.3. <i>P/R-koeffisienter</i>	13
2.3.4. <i>Tidligere boligbobler i Norge</i>	13
2.4. Hvordan forhindre en eventuell boligboble	14
3. TIDLIGERE STUDIER	16
3.1. McCarthy og Peach (2004)	16
3.2. IMF (2004)	17
3.3. Mishkin (2007)	19
3.4. Andre studier	21
4. EN EMPIRISK MODELL FOR BOLIGPRISENE	22
5. ØKONOMETRISK METODE	25
5.1. Stasjonaritet	25
5.1.1. <i>Testing for stasjonaritet</i>	26
5.2. Kointegrasjon	28
5.2.1. <i>Tester for kointegrasjon</i>	29
5.3. Autokorrelasjon	29
5.4. Feiljusteringsmodeller	30
5.4.1. <i>Estimering av feiljusteringsmodeller</i>	32
5.5. Datamining	33
6. EMPIRISK ANALYSE	34
6.1. En empirisk modell for boligprisene	34
6.2. En modell for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi	35
6.3. Data	37
6.4. Reestimering av boligprismodellen	38
6.4.1. <i>Reestimering over samme estimeringsperiode</i>	39
6.5. Estimering over perioden 2. kv. 1990 – 4. kv. 2011	44
6.6. Tester	47
6.6.1. <i>Testing for stasjonaritet</i>	47

6.6.2.	<i>Testing for kointegrasjon</i>	48
6.6.3.	<i>Testing for autokorrelasjon</i>	48
6.7.	TOLKNING AV KOEFFISIENTENE FRA ESTIMERINGEN	49
6.7.1.	<i>Feiljusteringsmekanismen</i>	49
6.7.2.	<i>Rente</i>	50
6.7.3.	<i>Nybygging</i>	51
6.7.4.	<i>Husholdningenes innteker</i>	52
6.7.5.	<i>Arbeidsledighet</i>	53
6.7.6.	<i>Husholdningenes forventninger</i>	53
6.8.	DISKUSJON AV MODELLEN	55
6.9.	HVORDAN REAGERER BOLIGMARKEDET PÅ EN PERMANENT ENDRING I RENTEN?.....	57
6.10.	RELEVANS FOR PENGEPOLITIKKEN	59
6.11.	BOLIGMARKEDET I UTLANDET (SAMMENLIGNET MED NORGE).....	60
6.12.	FINNES DET EN BOBLE I DET NORSKE BOLIGMARKEDET?	63
6.12.1.	<i>P/R-koeffisienter</i>	64
6.12.2.	<i>Realboligprisindeksen</i>	65
6.12.3.	<i>Case og Shillers kriterier for boligboble</i>	66
6.12.1.	<i>Boligprismodellen</i>	68
6.13.	FREMTIDSUTSIKTER	69
7.	KONKLUSJON	71
	REFERANSELISTE	72
	APPENDIKS	76
A.1.	AUTOKORRELASJON	76
A.1.1.	<i>Durbin-Watson testen</i>	77
A.1.2.	<i>Box-Pierce og Ljung-Box testene</i>	78
A.2.	REGRESJONSRESULTATER	79

Figurer

FIGUR 1: TILBUD OG ETTERSPOERSEL I BOLIGMARKEDET PÅ KORT SIKT	9
FIGUR 2: P/R-KOEFFISIENTER FOR NORGE, 1871-2009	14
FIGUR 3: FORKLARINGSFAKTORER FOR DE ULIKE LANDENE	18
FIGUR 4: TNS GALLUPS FORVENTNINGSINDIKATOR, 3. KV. 1992 – 1. KV. 2012	36
FIGUR 5: DATA FOR PERIODEN 1. KV. 1990 – 4. KV. 2004, KVARTALSDATA	38
FIGUR 6: TNS GALLUPS FORVENTNINGSINDIKATOR OG DEN KONSTRUERTE FORVENTNINGSINDIKATOREN, 2. KV. 1990 – 1. KV. 2004	40
FIGUR 7: PREDIKERT OG SANN VERDI AV BOLIGPRISENE, 2. KV. 1990 – 1. KV. 2004	42
FIGUR 8: DATA FOR PERIODEN 1. KV. 1990 – 4. KV. 2011	44
FIGUR 9: PLOTT AV FEILLEDDENE OVER TID OG I ET PUNKTDIAGRAM	48
FIGUR 10: DEN KONSTRUERTE FORVENTNINGSVARIABLEN. KVARTALSTALL, 1. KV. 1990 – 4. KV. 2011	54
FIGUR 11: SANN VERDI OG PREDIKERT VERDI AV LOGARITMEN TIL BOLIGPRISENE	56
FIGUR 12: ETT PROSENTPOENGS ØKNING I UTLÅNSRENTEN. PROSENTVIS ENDRING DE 40 FØRSTE KVARTALENE ETTER SKIFTET	57
FIGUR 13: ETT PROSENTPOENGS PERMANENT ØKNING I UTLÅNSRENTEN. PROSENTVIS ENDRING DE 80 FØRSTE KVARTALENE ETTER SKIFTET	58
FIGUR 14: BOLIGPRISENE I UTVALGTE LAND. INDEKSERT, 1. KV. 1995=100. 1. KV. 1995 – 4. KV. 2011	60
FIGUR 15: BOLIGPRISENE DEFLATERT MED BOLIGBYGGEINDEKSEN, MÅNEDSTALL. DES. 2002 – DES. 2012	61
FIGUR 16: DRIFTSBALANSEN I PROSENT AV BNP FOR UTVALGTE LAND. ÅRSTALL, 2005-2011	62
FIGUR 17: ARBEIDSLEDIGHET FOR UTVALGTE LAND, PROSENT. ÅRSTALL, 2005-2011	62
FIGUR 18: LANGSIKTIGE RENTER FOR UTVALGTE LAND, PROSENT. ÅRSTALL, 2005-2011	62
FIGUR 19: DISPONIBEL REALINNTÉKT FOR UTVALGTE LAND, PROSENT. ÅRSTALL, 2005-2010	62
FIGUR 20: P/R-KOEFFISIENTER, 1. KV. 1990 – 4. KV. 2011	64
FIGUR 21: REALBOLIGPRISINDEKSEN. MÅNEDSTALL, DES. 2002 – DES. 2011	65
FIGUR 22: BOLIGPRIS DEFLATERT MED HUSHOLDNINGENES SAMLEDE LØNNSINNTÉKTER. ÅRSTALL, 1990 - 2011	67
FIGUR 23: PROSENTANDELEN AV HUSHOLDNINGENE MED SAMLET GJELD STØRRE ENN 3 GANGER SAMLET INNTÉKT, 2004 – 2010	67
FIGUR 24: AVVIKET MELLOM FAKTISK OG ANSLÅTT BOLIGPRIS, PROSENT. 2. KV. 1990 – 4. KV. 2011	69
FIGUR 25: ANSLAG FOR STYRINGSRENTEN FREMOMER	70

Tabeller

TABELL 1: RESULTATER FRA ARTIKKELEN, SAMT ESTIMERING I ETT OG TO STEG. ESTIMERING OVER PERIODEN 2. KV. 1990 – 1. KV. 2004.....	41
TABELL 2: ESTIMERING OVER PERIODEN 2. KV. 1990 – 1. KV. 2004.....	43
TABELL 3: EN MODELL FOR HUSHOLDNINGENES FORVENTNINGER TIL EGEN OG LANDETS ØKONOMI. ESTIMERING OVER PERIODEN 4. KV. 1992 – 4. KV. 2011 SAMMENLIGNET MED REESTIMERINGEN OVER PERIODEN 4. KV. 1992 – 1. KV. 2004	45
TABELL 4: BOLIGPRISMODELLEN. ETT-STEGS ESTIMERING OVER PERIODEN 2. KV. 1990 – 4. KV. 2011, SAMMENLIGNET MED ETT-STEGS ESTIMERING OVER PERIODEN 2. KV. 1990 – 1. KV. 2004	46
TABELL 5: UTVIDET DICKEY-FULLER TEST FOR STASJONARITET.....	47
TABELL 6: MODELL FOR DEN KONSTRUERTE FORVENTNINGSVARIABLEN, ESTIMERINGSPERIODE 2. KV. 1990 – 1. KV. 2004	79

1. Innledning

Den sterke veksten i boligprisene har de siste årene vært et mye omdiskutert tema, både i litteraturen og ikke minst i media. I motsetning til de fleste andre land i Europa og USA, har Norge hatt en annen konjunkturutvikling i form av lav arbeidsledighet, lav rente og god inntektsvekst, som har skapt optimisme og vekst i forbruket. Dette har bidratt til å øke boligpriser og opplåningen i husholdningssektoren. (Finanstilsynet, 2011b)

I perioden 1970 til 1985 hadde vi negativ realrente etter skatt i Norge, noe som stimulerte til boligprisvekst. Men strenge reguleringer av boligmarkedet og kredittmarkedet, som for eksempel leiepriskontroll og prisleisninger, begrenset denne veksten. Boligmarkedet var dermed forholdsvis stabilt i denne perioden.

Fra 1985 til 1988 ble bolig- og kredittmarkedet liberalisert, samtidig som sentralbanken drev lavrentepolitikk. Dette førte til en boom i boligmarkedet. I perioden 1984 til 1988 økte boligprisene nominelt sett med nesten 60 prosent. I 1988 stoppet veksten opp, og Norge var på vei inn i en lavkonjunktur. Realrenten nådde rekordhøye nivåer og oljeprisen falt dramatisk. I perioden etter bankkrisen rundt 1990 har økonomien blitt mer stabil, spesielt etter at Norges Bank innførte inflasjonsmålet på 2,5 prosent for pengepolitikken i 2001. Lav inflasjon bidrar til et lavt rentenivå. I 1992 ble den nye skattereformen innført, hvor kapitalinntekter skulle beskattes med en flat sats på 28 prosent. (NOU 2003:9)

Boligmarkedet i Norge har siden 1993 steget mer eller mindre kontinuerlig, og volatiliteten i boligprisene har økt betraktelig etter dereguleringen på 1980-tallet. I perioden fra 1991 til 2007 økte prisen på bruktboliger med mer enn 270 prosent, mens den generelle prisveksten i samme periode var om lag om lag 34 prosent. (Statistisk Sentralbyrå, 2011)

I januar 2006 ble rammelånet introdusert (Statistisk Sentralbyrå, 2010). Rammelånet har gjort det enklere å frigjøre boligkapitalen, men den har også gjort husholdningene mer sårbare for renteøkninger eller fall i boligmarkedet. Et fall i boligprisene kan få alvorlige følger for økonomien, siden boligprisene har betydning for både aktiviteten i byggebransjen og for husholdningenes etterspørsel. I boliglånsundersøkelsen til Finanstilsynet (2011a) fant de at 26,3 prosent av en rapportert portefølje¹ hadde en belåningsgrad på over 90 prosent av boligens verdi. Dersom boligprisene faller, kan panteverdiene falle under verdien av

¹ En undersøkelse gjennomført av Finanstilsynet i august/september 2011 hvor de 15 største boliglånsbankene

boliglånene for en del husholdninger. Dette kan føre til at bankene blir mer tilbakeholdne med å gi lån til husholdninger, og dermed kan boligprisene falle ytterligere. For at sentralbanken skal kunne reagere adekvat på utviklingen i boligprisene, er det en fordel å kjenne til årsaken til prisveksten. Selv om det er svært vanskelig å måle avvik i boligprisene fra fundamentale verdier, finnes det modeller som forsøker å besvare dette spørsmålet.

I utredningen vil jeg bruke en boligprismodell som er utviklet av Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug for Norges Bank for å se om det finnes holdepunkter for at boligprisene er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, inntekt, forventninger, arbeidsledighet og nybygging. Jacobsen og Naug estimerte boligprismodellen for perioden andre kvartal 1990 til første kvartal 2004. Jeg vil utvide estimeringsperioden til å inkludere data for til og med fjerde kvartal 2011. Resultatene skal jeg bruke til å avklare om det finnes en boble i boligmarkedet og se på hvordan boligprisene reagerer på en renteendring. Videre vil jeg ta for meg andre kjente metoder for å undersøke om det finnes en boligboble, blant annet P/R-koeffisienter og realboligprisindeksen. Ut i fra dette ønsker jeg å få mer klarhet i situasjonen i det norske boligmarkedet.

I slutten av oppgaven vil jeg gå nærmere inn på hvordan sentralbanken bør reagere på utviklingen i boligprisene, og hvorvidt de bør ta større hensyn til den sterke veksten når de setter styringsrenten. Formålet med oppgaven er å få klarhet i hvordan boligmarkedet fungerer, både på kort og lang sikt, og undersøke om det finnes en boligboble i det norske boligmarkedet. Dette vil jeg bruke til å drøfte om Norges Bank bør ta mer hensyn til boligprisene i deres rentesetting.

2. Teori

Den første delen av dette kapittelet tar for seg pengepolitiske regler med den hensikt å kunne forstå mer av rentesettingen til sentralbanken. Deretter går jeg nærmere inn på akkurat hvilke pengepolitiske regler Norges Bank benytter seg av. Andre del av kapittelet går grundig igjennom en modell som forklarer prisutviklingen i boligmarkedet, både på kort og lang sikt. Siste del av kapittelet går nærmere inn på hva en boligboble er og hvordan en boligboble kan forhindres.

2.1. Pengepolitiske regler

Det skilles i hovedsak mellom to typer regler i litteraturen om pengepolitiske regler: målsetningsregler² og instrumentregler³ (Norges Bank, 2000). Dersom sentralbanken tar i bruk en målsetningsregel, tar den utgangspunkt i målet for pengepolitikken i form av en målfunksjon. Målsetningsregelen sier at sentralbanken skal sette renten slik at tapet blir minimert. Dette kan for eksempel være å minimere avviket mellom faktisk inflasjon og inflasjonsmålet, samt avviket mellom produksjon og produksjonskapasitet over tid. En slik tapsfunksjon kan formuleres som:

$$2.1) \quad L = (\pi - \pi^*)^2 + \lambda(y - \bar{y})^2$$

der π er faktisk inflasjon og π^* er inflasjonsmålet til sentralbanken. $y - \bar{y}$ viser avviket mellom faktisk produksjonsnivå og produksjonsnivået når økonomien er i likevekt. Dette kalles produksjonsgapet, og er positivt (negativt) når økonomien er i en høykonjunktur (lavkonjunktur). Parameteren λ gir uttrykk for hvor mye sentralbanken vektlegger å minimere produksjonsgapet i forhold til inflasjonsstabilitet. Sentralbanken setter renten slik at tapet blir minst mulig.

I motsetning til målsetningsregler som er fremoverskuende, tar instrumentregler utgangspunkt i historiske verdier. En instrumentregel uttrykker renten eller et annet pengepolitisk

² "Targeting rules".

³ "Instrument rules".

instrument som en eksplisitt funksjon av en begrenset mengde informasjon som er tilgjengelig på beslutningstidspunktet. McCallums (1988) regel for pengemengden og Taylors (1993) regel for renten er klassiske eksempler på instrumentregler. Slike regler avhenger kun av få variabler, og omtales gjerne som enkle regler. Taylors regel for enkel rentesetting kan skrives som:

$$2.2) \quad i = r^* + \pi^* + \alpha(\pi - \pi^*) + \beta(y - \bar{y})$$

der i er den korte nominelle renten og r^* er nøytral realrente i likevekt. $\pi - \pi^*$ er inflasjonsgapet, der π er faktisk inflasjon og π^* er inflasjonsmålet. $y - \bar{y}$ er produksjonsgapet, der y er faktisk produksjon og \bar{y} potensiell produksjon som er det maksimale produksjonsnivået som kan holdes i økonomien uten å få inflasjonspress. α og β er reaksjonskoeffisienter. (Norges Bank, 2001)

2.1.1. Hvilke pengepolitiske regler benytter Norges Bank seg av?

Norges Bank setter renten med sikte på lav og stabil inflasjon. Fra 2001 ble det besluttet å sette inflasjonsmålet til å være 2,5 prosent. Det vil si at det skal være en årsvekst i konsumprisene som over tid er 2,5 prosent. Ved avvik fra inflasjonsmålet, må sentralbanken sørge for at inflasjonen bringes tilbake til målet. Samtidig som at renten bør settes slik at inflasjonen stabiliseres, bør rentebanen gi en rimelig avveining mellom forløpet for inflasjonen og forløpet for den samlede kapasitetsutnyttningen i økonomien. I denne avveiningen tar sentralbanken hensyn til at formuespriser som boligpriser, aksjekurser og kronekursen også kan påvirke stabiliteten i produksjon, inflasjon og sysselsetting. Endringer i renten bør normalt endres gradvis og konsistent med bankens tidligere reaksjonsmønster for å unngå sjokk i økonomien, og eventuelle store og systematisk avvik fra enkle pengepolitiske regler bør begrunnes. (Norges Bank, 2001)

Disse kriteriene kan uttrykkes ved følgende formel:

$$2.3) \quad L_t = (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - \bar{y})^2 + \delta(i_t - i_{t-1})^2 + \kappa(i_t - i_t^{enkel})^2$$

Denne tapsfunksjonen er en forenklet representasjon av de mer omfattende avveiningene som ligger bak rentebeslutningene. Funksjonen tilsvareer ligning 2.1, men inkluderer to ekstra ledd. Parametrene λ , δ og κ uttrykker hvor mye sentralbanken vektlegger de ulike hensynene i

forhold til kostnadene ved å avvike fra inflasjonsmålet. Det er svært vanskelig å oppfylle alle kriteriene på kort sikt, og derfor må de ulike hensynene veies opp mot hverandre. De to første leddene representerer kriteriene om å holde veksten i konsumprisene nært inflasjonsmålet og produksjonsgapet så lavt som mulig. Det tredje leddet representerer ønsket om at endringer i renten bør endres gradvis, altså at renten i dag ikke bør avvike for mye fra renten i forrige periode. Det siste leddet kan tolkes som om det er en risiko å sette en rente som avviker mye fra den renten som følger fra enkle pengepolitiske regler, i_t^{enkel} ⁴. Ved å vektlegge at sentralbanken ikke må avvike for mye fra slike regler, blir prognosen mer robust for svakheter i modellen. Norges Bank har en fleksibel inflasjonsstyring, det vil si at i tillegg til å sørge for lav og stabil inflasjon, ønsker de også å stabilisere produksjonen. Dette medfører at inflasjonen bringes tilbake til inflasjonsmålet tregere enn dersom de kun fokuserte på å holde inflasjonen lav og stabil. (Norges Bank, 2012)

2.2. Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet

Denne delen av kapittelet går nærmere inn på en modell som forklarer prisutviklingen i boligmarkedet. Modellen er basert på Tobins q-teori (James Tobin, 1969), som brukes til å estimere merverdien av selskaper. Tobins q er forholdet mellom markedsverdien av selskapet og gjenanskaffelsesverdien av selskapet. Dersom forholdet er lik 1, har ikke selskapet noen merverdi.

Selv om det ikke er like utbredt å bruke denne teorien i boligmarkedet, er det mulig å vise at boliginvesteringer kan forklares på lik linje som q-teorien for verdipapirinvestering. Dersom forholdet mellom prisen på en brukt bolig og prisen på en ny bolig er større enn 1, tilsier dette at det lønner seg å bygge nye boliger. Modellen i dette kapittelet er en q-teori for boliginvestering, og forklarer likevekt i boligmarkedet på kort og lang sikt. Jeg bygger fremstillingen min på Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010).

⁴ Jfr. Taylors regel for enkel rentesetting.

2.2.1. Tilbud

Tilbudet av boliger på kort sikt antas å være konstant da det tar tid å bygge nye boliger og nybyggingen per år er lav i forhold til den totale boligmassen. På lengre sikt vil boligmassen tilpasse seg boligetterspørselen. Grunnet tregheten på tilbudssiden, vil prisen øke når etterspørselen øker og dermed vil nybyggingen øke. Men i mellomtiden kan etterspørselen gå ned igjen, og da vil boligprisen gå ned.

Nybyggingen av boliger antas gitt ved produktfunksjonen:

$$2.4) \quad I^H = A * X^\beta, \quad 0 < \beta < 1$$

der I^H er bygging av nye boliger, X er innsatsfaktoren og A er en konstant som avhenger av produksjonskapasiteten til bygningssektoren. Antagelsen om at β er mindre enn 1 sier at produksjonen har avtagende skalaavkastning. For å forenkle antas det at entreprenøren kombinerer arbeid (L) og bygningsmaterial (Q) i faste proporsjoner:

$$2.5) \quad L = aX$$

$$2.6) \quad Q = bX.$$

For hver enhet X inngår det a enheter arbeid, og b enheter material.

Bygningskostandsindeksen, altså prisen på en innsatsfaktor X kan gis ved:

$$2.7) \quad P = aW + bP^Q$$

hvor W er lønnsraten og P^Q er prisen på material. Salgsinntektene til entreprenøren er $P^H I^H$, hvor P^H er markedsprisen på en enhet bolig. Dermed er profitten til entreprenøren gitt ved:

$$2.8) \quad \Pi = P^H I^H - PX$$

Brukes ligning 2.4, kan dette skrives om til:

$$2.9) \quad \Pi = P^H I^H - P \left(\frac{I^H}{A} \right)^{\frac{1}{\beta}}.$$

For en gitt boligpris P^H og bygningskostnadsindeks P , velger entreprenøren bygningsaktiviteten I^H med den hensikt å maksimere profitten.

Førsteordensbetingelsen for et maksimum er gitt ved:

$$2.10) \quad \frac{d\Pi}{dI^H} = 0$$

$$2.11) \quad P^H - \frac{1}{\beta} P \left(\frac{I^H}{A} \right)^{\frac{1}{\beta}-1} * \frac{1}{A} = 0,$$

som impliserer at:

$$2.12) \quad P^H = \frac{P}{\beta A} \left(\frac{I^H}{A} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}}.$$

Det første leddet i 2.11 er marginalinntekten og det andre leddet er den marginale konstruksjonskostnaden til entreprenøren.

Ved å sette I^H for seg selv, vil vi få tilbudskurven til entreprenørsektoren. Dette oppnås ved å gange med $\frac{\beta A}{P}$ på begge sider av ligning 2.12:

$$2.13) \quad \frac{P^H \beta A}{P} = \left(\frac{I^H}{A} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}}.$$

Opphøyer begge sider med $\frac{\beta}{1-\beta}$:

$$2.14) \quad \left(\frac{P^H \beta A}{P} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} = \frac{I^H}{A}.$$

Multipliserer med A på begge sider, for å få I^H alene:

$$2.15) \quad I^H = A \left(\frac{P^H \beta A}{P} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$$

$$2.16) \quad I^H = \beta^{\frac{\beta}{1-\beta}} A^{\frac{1}{1-\beta}} \left(\frac{P^H}{P} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$$

For å forenkle kan vi definere en konstant $k \equiv \beta^{\frac{\beta}{1-\beta}} A^{\frac{1}{1-\beta}}$:

$$2.17) \quad I^H = k \left(\frac{P^H}{P} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$$

Den relative prisvariabelen $\frac{P^H}{P}$ kan i følge Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010, s. 406-415) sammenlignes med Tobins q for verdipapirinvesteringer, der P^H er prisen på en brukt bolig

og P er prisen det koster å bygge en helt ny bolig. Jo høyere P^H er i forhold til P , jo høyere vil I^H være, siden entreprenøren da vil tjene mer profit.

2.2.2. Etterspørsel

Husholdningenes boliggetterspørsel kan deles inn i to deler, etterspørsel etter boliger for boformål og etterspørsel etter boliger som rene investeringsobjekter. Det antas at den første komponenten er betydelig større enn den andre (Jacobsen og Naug, 2004). Dersom boliger blir sett på som et investeringsobjekt heller enn et konsumobjekt for boformål, øker faren for en boligboble. Jeg vil forklare nærmere hva som menes med en "boligboble" i kapittel 2.3.

På etterspørselssiden ser vi på en representativ konsument som har kjøpt en boligmasse H til markedsprisen P^H per enhet bolig. Dersom konsumenten har lånefinansiert boligen vil renten på lånet være gitt ved r , og dermed vil rentekostnadene hver periode være gitt ved rP^H . Hvis konsumenten derimot ikke har lånefinansiert kjøpet av boligen, kan $rP^H H$ sees på som en alternativkostnad ved å investere pengene i bolig istedenfor å investere de i banken eller i andre rentebærende verdipapir.

For å opprettholde verdien av boligen, må konsumenten bruke $\delta P^H H$ på reparasjon og vedlikehold i hver periode. Depresieringsraten er gitt ved $\delta = \hat{\delta} - g^e$, hvor $\hat{\delta}$ er utgiftsraten på reparasjon av boligen og vedlikehold av boligverdien når boligprisene er stabile, mens g^e er den forventede vekstraten i boligprisene, som også kan være negativ. Konsumentens totale kostnader tilknyttet konsumet av bolig vil da være $(r + \delta)P^H H$. Hvis markedsprisen på boliger faller i verdi en periode, vil det kreve at konsumenten bruker en større andel på vedlikehold for å opprettholde verdien på boligen.

I tillegg til boligkonsum, antas det også at konsumenten konsumerer andre ikke-varige goder, C . Inntekten til konsumenten er gitt ved Y . Vi ser bort i fra sparing, da dette ikke vil påvirke resultatet. Budsjettbetingelsen til konsumenten vil da være gitt ved:

$$2.18) \quad Y = C + (r + \delta)P^H H$$

For enkelhetsskyld settes prisen på ikke-varige goder lik 1. En økning i boligprisene relativt til det generelle prisnivået vil da implisere en reell stigning i boligprisene, altså en

realkapitalgevinst ved boligkonsum. Siden modellen ikke tar hensyn til inflasjon, kan renten r tolkes som en realrente⁵.

Konsumenten ønsker å maksimere sin nytte, som er gitt ved Cobb-Douglas funksjonen:

$$2.19) \quad U = H^\eta C^{1-\eta}, \quad 0 < \eta < 1.$$

Konsumenten må altså allokere sitt konsum mellom å konsumere bolig og ikke-varige goder.

Vi kan ved hjelp av budsjettbetingelsen eliminere ikke-varige goder, C , fra nyttefunksjonen.

Setter inn for $C = Y - (r + \delta)P^H H$ i nyttefunksjonen og får:

$$2.20) \quad U = H^\eta [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta}$$

Konsumentens optimale boliggetterspørsmål finner vi ved å maksimere nyttefunksjonen.

Førsteordensbetingelsen er gitt ved:

$$2.21) \quad \frac{dU}{dH} = 0$$

Løsningen på maksimeringsproblemet blir da:

$$2.22) \quad \underbrace{\frac{\partial U}{\partial H}}_{\eta H^{\eta-1} [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta}} - \underbrace{\frac{\partial C}{\partial H}}_{(r + \delta)P^H} \underbrace{\frac{\partial U}{\partial C}}_{(1 - \eta)H^\eta [Y - (r + \delta)P^H H]^{-\eta}} = 0,$$

som kan skrives om til:

$$2.23) \quad \frac{\partial U}{\partial H} - (r + \delta)P^H \frac{\partial U}{\partial C} = 0.$$

Dermed får vi:

$$2.24) \quad \frac{\partial U / \partial H}{\partial U / \partial C} = (r + \delta)P^H.$$

Dette er den marginale substitusjonsraten mellom boligkonsum og konsum av ikke-varige goder. Når konsumenten har gjort et optimalt valg, er denne lik den relative prisen på boliger, $(r + \delta)P^H$. Denne refereres ofte til som brukerkostnaden på boliger.

⁵ I utgangspunktet vil en ikke vente at nivået på inflasjonen har betydning for realpriser og andre realstørrelser i økonomien. Så lenge endrede konsumpriser slår fullt ut i lønningene vil realprisene på boliger være uavhengige av konsumprisene på lang sikt.

Etterspørselen etter boliger finner vi ved å løse ligning 2.22 for H :

$$2.25) \quad H^D = \frac{\eta Y}{(r+\delta)P^H}$$

Ligning 2.25 sier at etterspørselen etter boliger stiger med inntekt og faller med rente, depresieringsrate og prisen på brukte boliger. Siden tilbudet av boliger er konstant på kort sikt, er det bare etterspørselen som gir fluktasjoner i boligmarkedet på kort sikt.

2.2.3. Likevekt i boligmarkedet

Som i andre markedsøkonomier oppstår likevekten i boligmarkedet i krysningpunktet mellom tilbudskurven og etterspørselskurven. Ut i fra dette kan vi finne den markedsklarerende prisen, P^H , som representerer betalingsviljen til den siste konsumenten som ønsker å kjøpe bolig til denne prisen.

Kort sikt

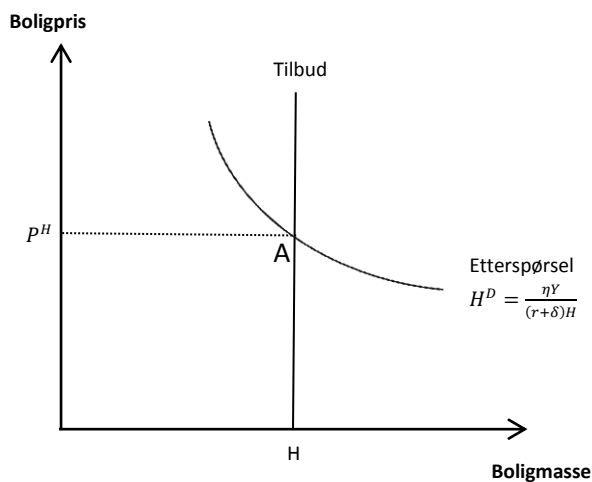
Siden det aggregerte tilbudet av boliger er fast på kort sikt, vil boligmassen i nåværende periode være forhåndsbestemt av den eksisterende boligmassen ved slutten av forrige periode, siden bygningsaktiviteten bestemt av ligning 2.17 ikke legges til boligmasse før ved neste periode. På kort sikt må derfor markedsprisen justeres slik at boliggetterspørselen H^D er lik det eksisterende boligtilbudet, H . Dermed kan vi sette likevektsbetingelsen $H^D = H$ inn i ligning 2.25:

$$2.26) \quad H^D = H = \frac{\eta Y}{(r+\delta)P^H}$$

og deretter løse for P^H for å få den markedsklarerende prisen for boliger:

$$2.27) \quad P^H = \frac{\eta Y}{(r+\delta)H}$$

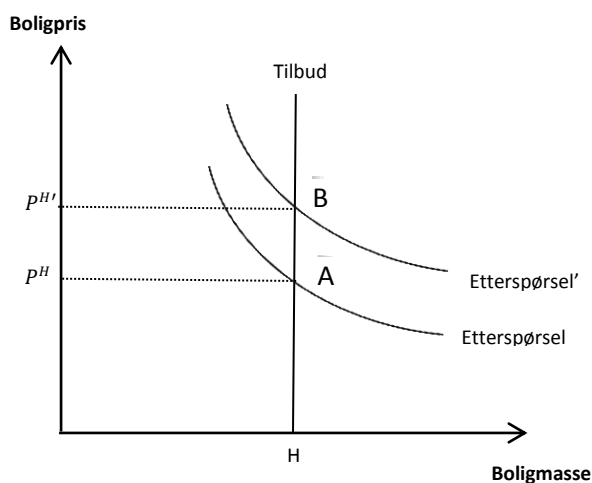
Figur 1: Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet på kort sikt



På kort sikt er tilbudskurven perfekt uelastisk, siden boligmassen er konstant. Likevekten finner vi i punkt A, hvor boligprisen er P^H og boligmassen er H . Siden tilbudet av boliger på kort sikt er gitt, vil prisen ivære gitt ved ligning 2.27.

En økning i etterspørselen etter boliger vil skyve etterspørselskurven utover, og ny kortsiktig tilpasning vil være i punkt B, som vist i figuren under. Siden boligmassen er konstant på kort sikt, vil økt etterspørsel presse boligprisene oppover.

Figur 2: En økning i etterspørselen



Lang sikt

Økt P^H vil gi økt lønnsomhet i boligbyggingen og vil dermed trekke i retning av økt byggeaktivitet. Profittmaksimerende bygningsfirmaer vil presse byggeaktiviteten helt til det punktet hvor marginale byggekostnader er lik markedsprisen til en bolig. Ut i fra ligning 2.17 ser vi at så lenge boligprisen er høyere enn den langsiktige tilbudskurven, vil det lønne seg å bygge flere boliger, og boligmassen vil dermed stige.

Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) antar at utviklingen i boligmassen kan skrives som:

$$2.28) \quad H_{t+1} = H_t(1 - \hat{\delta}) + I_t^H.$$

$\hat{\delta}H$ tolkes som et mål på reduksjonen i fysisk boligmasse som ville oppstå om det ikke ble bygget nye boliger, inkludert vedlikehold og reparasjon. For gitte verdier av inntekt og rente, avgjør den forhåndsbestemte boligmassen H_t boligprisen for periode t via ligning 2.27. Gitt verdien på byggekostnadsindeksen, bestemmer ligning 2.17 det nåværende nivået av boliginvestering som deretter bestemmer neste periodes boligmasse via ligning 2.28. Denne prosessen vil fortsette helt til boligprisen har nådd det nivået hvor byggeaktiviteten akkurat er stor nok til å kompensere for depresieringen i den eksisterende boligmassen slik at boligmassen er konstant. Når $I_t^H = \hat{\delta}H_t$ vil boligmassen i neste periode være lik H_t .

2.3. Boligboble

2.3.1. Definisjon

Begrepet "boligboble" nevnes mye, spesielt i media, men det er sjeldent klart definert. Boligbobler kan defineres som kjøp av boliger i stort volum, til priser som signifikant avviker fra fundamentale verdier (Case og Shiller, 2004). En boligboble kan oppstå dersom mange ønsker å kjøpe bolig, slik at prisene presses opp, fordi de tror at de kan ta ut en gevinst ved videresalg på grunn av forventninger om fortsatt vekst i prisnivået. Dersom det finnes en boble i boligmarkedet, så kan boligprisene falle kraftig ved skift i prisforventningene, og de kan falle spesielt mye hvis endringer i prisforventninger skyldes endrede fundamentale

forhold. Siden mer enn 80 prosent av bankenes utlån til husholdninger er sikret med pant i bolig, kan panteverdiene falle under verdien av boliglånene for en del lånetagere. Dermed vil bankene få økte utlånstap dersom disse låntagerne ikke klarer å betjene gjelden sin. Da vil bankenes bli mer tilbakeholdne med å gi lån, og dermed kan boligprisene falle ytterligere. Siden et prisfall på boliger vil redusere husholdningenes formue og mulighet til å ta opp lån med sikkerhet i bolig, vil dette dempe det private konsumet og dermed aktivitetsnivået i norsk økonomi. Dette kan lede økonomien inn i en nedgangskonjunktur. (Jacobsen og Naug, 2004)

2.3.2. Teori

De amerikanske økonomene Case og Shiller (2004) har kommet frem til syv kriterier som de mener må være oppfylt for at en boligboble skal eksistere.

Press på at man bør bli boligeier

Dersom flere føler at det er et "krav" fra samfunnet at man eier egen bolig, vil flere kaste seg ut i boligmarkedet. Dette vil øke etterspørselen og presse prisene opp.

Bolig som en investering

Dersom det forventes en kapitalgevinst ved salg av bolig, er dette motiverende for å investere i bolig. Dersom boligprisene på sikt flater ut eller går ned, vil dette fjerne motivet for å investere i bolig, og dermed vil investorene trekke seg ut av boligmarkedet. Dette er hovedårsaken til at en boligboble oppstår.

Stor oppmerksomhet rundt boligprisene i media og i private sammenhenger

Media har stor betydning for husholdningenes forventninger om boligmarkedet. De gjør kanskje forhastede beslutninger på bakgrunn av at media skriver at boligprisene kommer til å stige kraftig fremover. På denne måten drives boligprisene videre opp basert på ren psykologi.

Utbredte forventninger om store prisstigninger

Dersom det forventes store stigninger i boligprisene, vil husholdningene mest sannsynlig fremskynde boligkjøpet. Dette vil skape press i boligmarkedet, og boligprisene vil dermed stige.

Forenklede teorier om boligmarkedet

Den mest forenklede teorien om boligmarkedet er at attraktive boliger naturlig appresierer raskere enn andre boliger. Derimot sier økonomisk teori at attraktive boliger er priset høyt i utgangspunktet, og stiger nødvendigvis ikke raskere enn andre eiendommer. En annen enkel teori er at når det ikke er nok boliger til alle kjøperne, blir prisene uviktige. Slike teorier indikerer at husholdningene generelt tror at markeder er drevet av psykologi.

Boligprisene øker mer enn inntektene

Dersom boligprisene øker mer enn inntektene er de overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av inntekt. Dette kan dermed være tegn på en boligboble. P/E-koeffisienter⁶ er et mål på dette, som er forholdet mellom boligpriser og husholdningenes inntekter.

Svak risikoforståelse

Boligkjøp blir sett på som den tryggeste investeringen man kan gjøre, og svært få i analysen til Case og Shiller (2004) oppfattet boligkjøp som en risiko.

⁶ "Price to income".

2.3.3. P/R-koeffisienter

En utbredt måte å kartlegge boligbobler på, er å foreta en såkalt P/R-analyse⁷. Da beregnes forholdstallet mellom salgspriser (P) og leiepriser (R), og man får dermed P/R-koeffisienten. Salgsprisen reflekterer markedsprisen på boligen. Leieprisen reflekterer inntjeningen man har ved å eie bolig, fordi denne leieprisen er satt for å dekke kostnader og fortjeneste på å eie bolig.

P/R-koeffisienten kan beregnes ut i fra følgende formel:

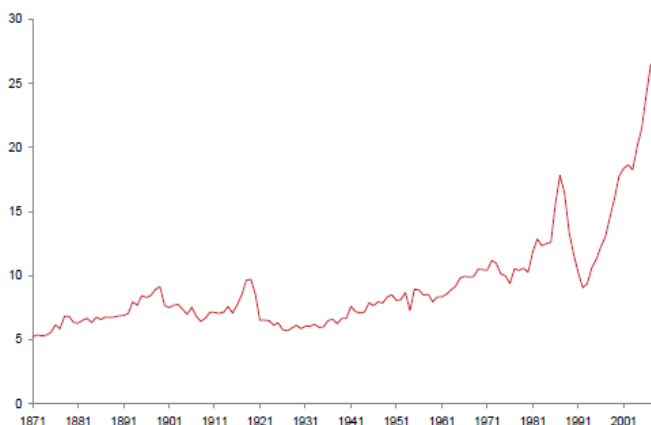
$$P/R = \frac{\text{Boligpris}}{\text{Månedsleie} * 12}$$

Ved å regne ut P/R-koeffisienter fortløpende får vi utviklingen for markedprisene i forhold til leieprisene. Det er rimelig å anta at forholdet mellom boligpriser og leiepriser er stabil på lang sikt. Dersom forholdstallet stiger betydelig over lengre tid i signifikant grad, blir det relativt mer lønnsomt å leie fremfor å eie. Samtidig vil avkastningen av å kjøpe boliger for å leie de ut avta. Dette indikerer at vi har en boligboble. (Grytten, 2009)

2.3.4. Tidligere boligbobler i Norge

Figuren under viser P/R-koeffisienter for Norge i perioden 1871 til 2009. Frem til og med 1930 hadde vi langsiktig stabilitet i P/R-koeffisientene. Vi kan se at P/R-forholdet vokste frem før Kristianiakrisen i 1890-årene. Senere dannet det seg en ny boble under og like etter 1. verdenskrig. Denne boblen sprakk høsten 1920, som vi kan se ut i fra den brå nedgangen i P/R-forholdet. På midten av 1980-tallet kom neste store boble, som ble avløst fra 1987 av et kraftig fall i boligprisene. Etter slutten av 80-tallet steg P/R-forholdet helt frem til 2008, da boligprisene falt relativt til leieprisene. Denne tendensen ble reversert igjen i 2009.

⁷ "Price to rental earnings ratio".

Figur 2: P/R-koeffisienter for Norge, 1871-2009

Kilde: Odinfondene⁸

2.4. Hvordan forhindre en eventuell boligboble

For å kunne hindre en eventuell boligboble, er det viktig å hindre store svingninger i boligprisene. Siden man forventer avtagende boligprisvekst dersom renten øker, vil styringsrenten være et verktøy for å kunne bremse veksten i boligprisene.

En høyere eiendomsskatt, eller eventuelt innføring av eiendomsskatt i flere kommuner, vil redusere verdien på boligen. I 2011 var det 293 kommuner som benyttet eiendomsskatt, mens i 2010 var det 309 kommuner⁹. Antall kommuner som har eiendomsskatt i hele kommunen har økt fra 145 i 2010 til 153 i 2011.

Dersom boligmassen i Norge økes, vil dette dempe boligprisveksten. Dersom regjeringen åpner for nye områder for boligbygging vil det bli mindre press på etterspørselssiden. Dette kan dempe prisveksten.

En strengere utlånspolitikk vil dempe veksten i boligprisene. Den 1. desember 2011 ble finanstilsynets krav om 15 prosents egenkapital ved boligkjøp fastsatt¹⁰. Dermed kan lånet normalt ikke overstige 85 prosent av boligens markedsverdi. Bakgrunnen for tiltaket var at

⁸ http://www.odinfond.no/OdinPortal-NO/multimedia/archive/00003/OlaHGrytten__odinkonf_3880a.pdf

⁹ Totalt i landet finnes det 429 kommuner.

¹⁰ http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Rundskriv_vedlegg/2011/4_kvartal/Rundskriv_29_2011.pdf

norsk økonomi de siste årene har vært preget av økende gjeldsbelastning, høy belåningsgrad på boliglån og mer bruk av avdragsfrie lån. I tillegg har gjelden økt mest hos de gruppene som har høyest gjeld i forhold til inntekt. Husholdningenes gjeld og boligprisene har vist en sammenfallende utvikling, og begge har kommet opp på et meget høyt nivå. Siden denne utviklingen har stor betydning for den finansielle stabiliteten, ønsket finanstilsynet med dette tiltaket å dempe oppbyggingen av risiko hos husholdningene. På tross av dette tiltaket har likevel boligprisindeksen økt med 7,5 prosent fra desember 2011 til april 2012.

Et siste tiltak som er fornuftig i bekjempelsen mot en eventuell boligboble er å ha en konjunkturutjevningpolitikk. Norges Bank fremmer finansiell stabilitet ved å overvåke utviklingen i det finansielle systemet, forebygge ustabilitet og være beredt til å håndtere kriser i finansiell sektor.

3. Tidligere studier

Mål som P/R-koeffisienter kan indikere om boligprisene er høye i forhold til fundamentale faktorer. Målene er imidlertid ufullstendige, siden de ikke måler om boligprisene er høye på grunn av en boligboble eller som følge av utviklingen i fundamentale faktorer. Et alternativ kan da være å estimere en økonometrisk modell for boligprisene med fundamentale variabler som forklaringsfaktorer. Deretter kan en benytte avviket mellom faktisk og anslått boligpris som et mål om boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentale forklaringsfaktorer eller ikke. Dette har tidligere blitt gjort av forfattere som McCarthy og Peach (2004) og IMF (2004).

Det har også blitt diskutert i hvor stor grad sentralbanker skal ta hensyn til boligprisene. Det er stor uenighet om hvorvidt renten bør brukes som et virkemiddel til å bremse prisstigningen eller ikke. Mishkin (2007) legger frem noen forutsetninger som må oppfylles for at boligprisene skal ha en spesiell rolle i pengepolitikken.

3.1. McCarthy og Peach (2004)

McCarthy og Peach (2004) har gjort en analyse av boligmarkedet i USA, hvor de ønsker å finne beviser for om det finnes en boligboble. Videre diskuterer de om en betydelig nedgang i boligprisene er sannsynlig. I analysen peker de på problemer med å bruke P/R-koeffisienter som mål på å avgjøre om det eksisterer en boligboble. For det første tar ikke disse målene hensyn til effekter av endring i nominelle utlånsrenter. De mener renten bør inngå i målet fordi det påvirker hvor gunstig det er å eie egen bolig. For det andre skiller ikke boligprisindeksen som brukes i målene mellom beliggenhet og kvaliteten på boligen.

I analysen fremlegger de en oppdatert strukturell modell som først ble publisert i 2002. De økonometriske resultatene bekrefter at en sterk økonomisk vekst i USA i 1990-årene kombinert med en nedgang i rentene er mer enn tilstrekkelig for å forklare den sterke veksten i boligprisene siden midten av 1990-tallet. Analysen deres indikerer at det ikke fantes en boble i det amerikanske boligmarkedet i 2004. De finner at boligprisene har økt i takt med

husholdningenes inntekt og nedgang i nominelle utlånsrenter. Videre fant de at forventninger om raskt voksende boligpriser ikke var en viktig faktor for å forklare den sterke veksten i boligmarkedet. Forfatternes observasjoner tyder også på at det ikke er sannsynlig at boligprisene stuper på grunn av forverrede fundamentale faktorer. Boligpriser er mindre volatile enn for eksempel aksjekurser, siden det er mer kostbart å spekulere i boligmarkedet¹¹. Videre fant forfatterne at boligprisene har steget mye raskere i noen stater enn for hele nasjonen. Selv om boligmassen i disse statene er uelastiske på kort sikt, gjør dette prisene mer volatile. Dermed kan de konkludere med at mye av volatiliteten på statlig nivå er endringer i fundamentale faktorer og ikke regionale boligbobler. Likevel har svakere fundamentale faktorer forårsaker nedgang i boligpriser i områder med uelastisk tilbud.

Analysen viser til McCarthy og Peach viser hvor vanskelig det er å påvise en boligboble på forhånd. De konstanterte i 2004 at det ikke fantes noen boble i det amerikanske boligmarkedet, noe en hel verden fikk erfare var feil noen få år etter.

3.2. IMF (2004)

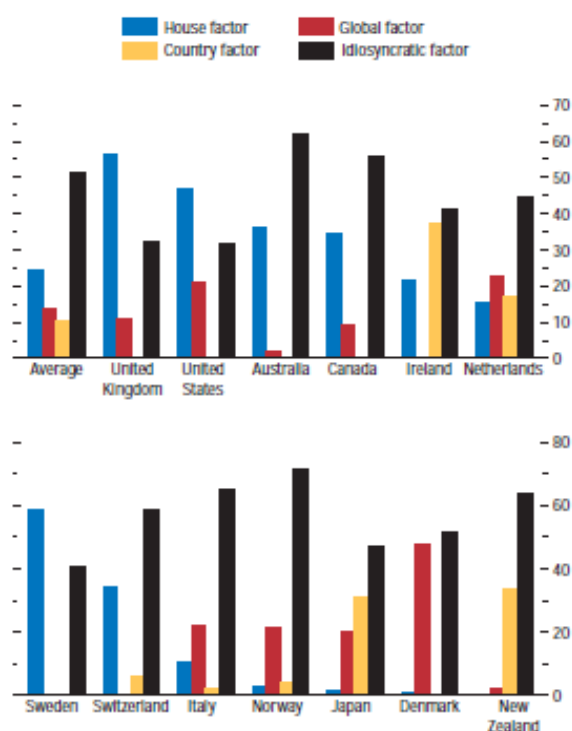
Otrok og Terrones har skrevet en artikkel for IMF hvor de ser på boligpriser i industriland. I analysen ønsker de å finne hovedgrunnene til svingningene i boligprisene i industriland, og om disse svingningene er knyttet til globale eller landsspesifikke faktorer. I analysen har de brukt årlige data for 18 industriland i perioden 1970 til 2003. Den avhengige variabelen er vekst i reelle boligpriser. For å forklare endringer i den avhengige variabelen har de brukt følgende forklaringsvariabler: reell boligprisvekst lagget en periode, boligkostnadsrate lagget en periode, reell disponibel inntektsvekst per innbygger, kortsiktig rente, reell kredittvekst, reell aksjekursvekst lagget en periode, populasjonsvekst og dummyvariabelen bankkrise. Alle forklaringsvariablene er signifikante på 1 prosent nivå og har de forventede fortegnene.

Fra de økonometriske resultatene finner de at reelle boligpriser i industriland viser høy persistens og avhengighet av økonomiske faktorer. Korrelasjonskoeffisienten mellom vekst i reelle boligpriser i dag og perioden før er 0,5, som viser at der er en sterk tendens til at de

¹¹ Samtidig har det vært observert svært volatile boligpriser i for eksempel Japan på 80- og 90-tallet.

reelle boligprisene vil stige i neste periode om de har steget i inneværende periode. De finner også at demografiske forhold har en effekt på boligpriser, da en økning i populasjonsveksten over tid vil øke boligprisene. Modellen forklarer det meste av økningen i reelle boligpriser i industrilandene. Forskjellen mellom observert og predikert verdi er under 10 prosent for de fleste landene. For Australia, Irland, Spania og England er fremdeles en viktig del av økningen uforklart. Forfatterene finner også at der ikke finnes noen korrelasjon mellom aksjekurser og boligpriser.

Figur 3: Forklaringsfaktorer for de ulike landene



Kilde: IMF (2004)

I analysen fant de at renten spiller en viktig rolle for å forklare endringer i den reelle boligprisveksten. Den globale renten er også viktig for å forklare fremtidige bevegelser i boligprisene.

Fra analysen til IMF kan man se at det er viktig å bruke modeller som er skreddersydd for landets særegenheter dersom man ønsker å oppnå mest mulig nøyaktighet i analyser av boligpriser i et land. Det viser seg også å være viktig å ta hensyn til globale faktorer, spesielt dersom landet har mye handel med utlandet.

I figuren til venstre har forfatterne gjort en variansdekomponering og delt forklaringsfaktorene inn i fire grupper: boligfaktorer, globale faktorer, landsspesifikke faktorer og særegne faktorer. Hvilke faktorer som har størst betydning for reell vekst i boligprisene varierer fra land til land. For Norge forklares endringer i reelle boligpriser av særegne faktorer med ca. 75 prosent. Boligfaktorer og landsspesifikke faktorer forklarer under 5 prosent, mens globale faktorer forklarer ca. 20 prosent.

3.3. Mishkin (2007)

Den amerikanske økonomen Frederic S. Mishkin mener at det er svært viktig å ta hensyn til utviklingen i boligmarkedet i pengepolitikken, siden det har stor effekt på den økonomiske aktiviteten. Når sentralbanken endrer renten vil dette påvirke boligmarkedet, og dermed påvirke hele økonomien både direkte eller indirekte gjennom minst seks ulike kanaler. Direkte vil en renteendring påvirke boligmarkedet gjennom bokostnader, forventninger og tilbudet av boliger. En renteendring vil også kunne påvirke boligmarkedet indirekte gjennom formueseffekten og gjennom kredittkanalen ved effekter på forbruk og boliggetterspørsel.

Renteendringer vil påvirke boligmarkedet direkte gjennom *bokostnader*. En bokostnad kan defineres som verdien av det man må gi avkall på av andre goder for å bruke en bolig i en bestemt periode. Bokostnadene kan oppsummeres i en enkel formel:

$$\text{Bokostnader} = \text{Rentekostnader} + \text{Drifts- og vedlikeholdskostnader} - \text{Skattefordel ved å eie boligen} - \text{Verdistigningen på boligen} \text{ (NOU 2002: 2)}$$

Dersom renten settes opp, vil dette øke rentekostnadene og dermed bokostnadene. Dette vil følgelig gjøre det dyrere å eie bolig, og dermed redusere boliggetterspørselen.

Endringer i *forventninger* om fremtidig prisstigning spiller også en viktig rolle for hvordan pengepolitikken påvirker boligaktiviteten. Endringer i forventninger kan ha viktige effekter på bokostnader og dermed også på etterspørselen. Forventninger om fremtidige innstramminger i pengepolitikken vil redusere den forventede prisstigningen, og dermed øke dagens bokostnader.

Renten har en viktig påvirkning på *tilbudet av boliger*. Dersom renten stiger vil det øke kostnadene ved å bygge nye boliger og dermed redusere bygningsaktiviteten. Dette vil føre til at boligprisene stiger.

Gjennom *formueseffekten* har renten påvirkning på boligprisene. Økte boligpriser vil resultere i økning i total formue. Dette vil stimulere husholdningenes konsum og samlet etterspørsel.

Renten har effekt både på konsumentenes forbruk og boligprisene gjennom *kredittkanalen*. Dersom verdien på boliger stiger, kan man refinansiere lånet og benytte verdistigningen til konsum. Dersom renten settes ned vil dette øke etterspørselen etter lån, som igjen vil føre til

økte boligpriser siden flere har mulighet til å kjøpe bolig. Et sentralt problem i kredittmarkedene er asymmetrisk informasjon, det vil si at långiver og låntaker ikke har samme informasjon om låntakers planlagte bruk av midlene og heller ikke om mulighetene for tilbakebetaling (NOU 1995: 11).

Mishkin legger også frem tre forutsetninger som må oppfylles for at boligprisene skal ha en spesiell rolle i pengepolitikken. For det første må man kunne anta at sentralbanken kan identifisere en pågående boble. Dette er noe tvilsomt, siden det er svært vanskelig å konstantere en boble på forhånd. I ettertid er det derimot mye lettere å kunne si noe om man har hatt en boligboble, men da er det ofte for sent. Dersom sentralbanken ikke har så store informasjonsfortrinn om det private markedet, og den vet at det finnes en boble i markedet, ja, da vil markedet vite det også og dermed vil boblen sprekke. For det andre kan man ikke anta at sentralbanken håndterer konsekvensene etter en sprukket boligboble på "riktig måte", så dermed er det nødvendig med forebyggende handlinger. Den tredje og siste forutsetningen som må være oppfylt for å kunne rettferdiggjøre en spesiell rolle til boligprisene i pengepolitikken er at sentralbanken må vite hvordan den skal "tømme luften" ut av boligboblen, altså sakte men sikkert bremse den sterke veksten.

Mishkin mener at effekten av styringsrenten på boligbobler er svært usikker. Selv om noen teoretiske modeller viser at en økt styringsrente kan redusere akselerasjonen av boligpriser, mener andre at økt styringsrente kan gjøre at boblen sprekker kraftigere og dermed gjøre større skade på økonomien. Mishkin mener dermed at det er heltemodig å finne pengepolitiske verktøy som skal fungere normalt i unormale tilstander. Gitt denne usikkerheten rundt effekten av styringsrenten på boligbobler, kan det å øke styringsrenten med den hensikt å deflatere boblen, gjøre vondt verre.

I artikkelen drar han også frem flere viktige grunner for at sentralbanker skal unngå å fokusere for mye på veksten i boligprisene. For mye fokus på boligprisene kan føre til at publikum blir usikre på sentralbankens målsetninger, og dette svekker dermed sentralbankens tillit. Mishkin mener at optimalt sett bør sentralbanken snevre inn sine oppgaver og være mer aktive i kommunikasjonen ut til publikum om hva de kan og ikke kan gjøre. Dermed bør sentralbanken heller fokusere på hva de skal gjøre dersom en boble sprekker, slik at de kan handle så raskt og riktig som mulig, for å gjøre skadene på økonomien så små som mulig. En måte sentralbanken kan forberede seg på er å se for seg forskjellige scenarioer og se på hvordan økonomien vil reagere på prisfall på boliger.

3.4. Andre studier

Cecchetti m.fl. (2000), Borio og Lowe (2002), Borio, English, og Filardo (2003), og White (2004) mener alle at dersom man kan konstantere at det finnes en boble i boligmarkedet så vil en økning i styringsrenten bremse prisstigningen. Dermed hindrer man at boligboblen kommer ut av kontroll. Bernanke og Gertler (2001) mener derimot at optimalt bør styringsrenten settes med den hensikt å stabilisere inflasjonen.

4. En empirisk modell for boligprisene

I Norges Banks arbeid med å overvåke den finansielle stabiliteten, kan en ha nytte av indikatorer og modeller som måler om boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentale faktorer, eller om det er fundamentale faktorer som har gjort at boligprisene er høye. Det er viktig å forstå hvordan og hvor sterkt boligprisene avhenger av ulike fundamentale verdier, for å kunne anslå boligprisutviklingen fremover.

I kapittel 2.2 presenterte jeg en teoretisk modell som forklarer prisutviklingen i boligmarkedet. På kort sikt antas tilbudet av boliger å være konstant, siden det tar tid å bygge nye boliger og nybyggingen per år er lav i forhold til den totale boligmassen. Boligmassen vil imidlertid tilpasse seg til etterspørselen etter tid, men på kort sikt vil boligprisene i hovedsak variere med endringer i etterspørselen. I tillegg viser modellen at både inntekt, forventninger og rente spiller en viktig rolle for utviklingen i boligprisene. Dermed bør en empirisk modell for boligprisene inneholde både forklaringsfaktorer for boligmassen, forventninger, inntekt og rente.

Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug ved Norges Bank har utarbeidet en modell for boligprisene som ble publisert i Penger og Kreditt i 2004. Målet med modellen var å finne de viktigste fundamentale forklaringsfaktorene for boligprisene, og hvor raskt og sterkt boligprisene reagerer på endringer i disse faktorene. I artikkelen benytter de resultatene fra estimeringen av modellen til å diskutere hvorvidt det finnes en boligboble i det norske boligmarkedet. Estimeringsperioden går fra andre kvartal 1990 til første kvartal 2004.

For å komme frem til en modell for boligprisene som ga best mulig føyning, testet de for effekter av følgende variabler:

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

- Totalbefolkningen
- Andel av befolkningen i alderen 20-24 og 25-29 år
- Ulike mål på flytting/sentralisering
- TNS Gallups indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi

For å ta hensyn til mulige tregheter i tilpasningen inkluderte Jacobsen og Naug både løpende og tilbakedaterte verdier av variablene. Dette gjorde det praktisk umulig å inkludere alle forklaringsfaktorene i én boligprislikning. Dermed måtte de estimere flere modeller hvor de inkluderte en delmengde av variablene av gangen, for og deretter forenkle disse modellene ved å pålegge restriksjoner som ikke ble forkastet av data og som lettet tolkningen av dynamikken. Husleie og andre konsumprisindekser fikk koeffisienter og t-verdier nær null, og er dermed ikke inkludert i den endelige modellen. Jacobsen og Naug fant at modellene med nominell rente fikk bedre føyning enn modeller med realrente. Dermed uttrykker denne empiriske modellen for boligprisene en sammenheng mellom nominelle boligpriser, nominelle inntekter, nominell rente og andre variabler.

I analysen fant de at rente, nybygging, arbeidsledighet, forventninger og husholdningenes inntekter er de viktigste forklaringsfaktorene for boligprisene. I tillegg fant de at boligprisene reagerer raskt og sterkt på renteendringer. Forfatterne finner ikke holdepunkter for at det fantes en boligboble i markedet i 2004.

Jacobsen og Naug mener i likhet med McCarthy og Peach (2004) at det er problematisk å benytte P/R-koeffisienter som mål på om boligprisene er overvurdert i forhold til en langsiktig fundamentalverdi, siden disse målene ikke måler om boligprisene er høye i forhold til husleie på grunn av en boble eller som følge av utviklingen i fundamentale forhold. Dermed har forfatterne, i likhet med IMF (2004) og McCarthy og Peach, laget en alternativ tilnærming. Ved å estimere en økonometrisk modell for boligprisene med fundamentale variabler som forklaringsfaktorer, kan de deretter benytte avviket mellom faktisk og anslått boligpris som et mål på om boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentale forklaringsfaktorer.

I denne utredningen har jeg valgt å først reestimere denne modellen for samme periode som Jacobsen og Naug gjorde i 2004, for deretter å utvide datasettet og se hvordan koeffisientene endrer seg. Jeg vil bruke resultatene til å si noe om boligprisene kan være overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, arbeidsledighet, forventninger, nybygging og inntekt. I tillegg vil jeg se på hvordan forklaringsvariabelene påvirker boligprisene, både

på kort og lang sikt. I analysen vil jeg gjøre en simulering av en permanent renteøkning, for å se hvordan boligprisene endres både på kort og lang sikt.

Jeg vil komme nærmere inn på estimeringen og detaljene rundt boligprismodellen i kapittel 6, men først vil jeg gå igjennom den økonometriske teorien som er nødvendig for å kunne gjennomføre den empiriske analysen.

5. Økonometrisk metode

Dette kapittelet omhandler økonometrisk teori, og tar for seg stasjonære prosesser, kointegrasjon, feiljusteringsmodeller, data mining og autokorrelasjon, som alle spiller en viktig rolle i analysen av tidsserier. Jeg vil også presentere aktuelle tester for å kunne avdekke problemer i dataene.

5.1. Stasjonaritet¹²

En stokastisk variabel er stasjonær hvis sannsynlighetsfordelingen er stabil over tid, altså hvis man kan ta et sett med tilfeldige variabler i en tidsperiode $(X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-K})$ og flytte dem til en annen tidsperiode h perioder frem i tid $(X_{t+h}, X_{t+h-1}, \dots, X_{t+h-K})$ for alle heltall $h \geq 1$.

For at en tidserie skal være stasjonær, må følgende forutsetninger være oppfylt:

- i. $E[X_t] = \mu$, for alle t
- ii. $Var[X_t] = \sigma^2$, for alle t
- iii. $Cov[X_t, X_{t+k}] = \rho$, for alle t og alle $k \neq 0$.

Hvis dette ikke er tilfellet, er ikke X_t stasjonær. Svært ofte vil ikke makroøkonomiske tidsserier tilfredsstille kravene om stasjonaritet. Ikke-stasjonære variable kan i en del tilfeller gjøres stasjonære ved hjelp av transformasjoner, slik at minste kvadraters metode (MKM) kan benyttes. Den vanligste transformasjonen er en differansetransformasjon. For en vilkårlig variabel X kan man skrive $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$. Hvis den blir stasjonær etter å differensieres en gang er den integrert av orden 1. En prosess X_t er integrert av orden d ($I(d)$), hvis den må differensieres d ganger for å bli stasjonær. En stasjonær variabel er per definisjon $I(0)$.

¹² Kapittel 5.1, 5.2 og 5.4 bygger i all hovedsak på fremstillingen i Thomas (1997) kap 13, 14 og 15.

Et enkelt eksempel på en stasjonær tidsserie er en førsteordens autoregressiv modell, en såkalt AR(1) prosess:

$$5.1) \quad X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Her blir X_t forklart av forrige periodes verdi, korrelasjonskoeffisienten ρ , og et feilledd ε_t . Feilleddet ε_t antas å være "hvit støy", dvs. $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ og er derfor (strengt) stasjonær. For at ligning 5.1 skal være stasjonær må $|\rho| < 1$, noe som innebærer at X_t vil konvergere mot forventningsverdien når den utsettes for sjokk. Hvis derimot $\rho = 1$ har X_t en enhetsrot, dvs. en rot innenfor enhets sirkelen, og prosessen vil i stedet være en "random walk" som er en ikke-stasjonær prosess.

Hvis ligning 5.1 differensieres en gang får vi:

$$5.2) \quad \Delta X_t = X_t - X_{t-1} = (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Vi ser da at hvis $\rho = 1$ er:

$$5.3) \quad \Delta X_t = \varepsilon_t.$$

Feilleddet er stasjonært, og ΔX_t er dermed stasjonær. Dermed kan det vises at differensiering av ikke-stasjonære variable gjør at man unngår problemet med spuriøse regresjoner¹³ ved MKM-estimering. Problemet med denne metoden er at langsiktig dynamikk forsvinner, noe man ofte er interessert i å finne ved tidsserieestimering. Dette kan løses ved hjelp av feiljusteringsmodeller som presenteres i kapittel 5.4.

5.1.1. Testing for stasjonaritet

De vanligste testene for stasjonaritet er Dickey-Fuller-testen (DF) og den utvidede Dickey-Fuller-testen (ADF¹⁴). Testene kan brukes for å teste for nærvær av enhetsrøtter i en stokastisk variabel. For å teste nullhypotesen $\rho = 1$, er det mulig å bruke standard t-verdi gitt ved:

$$5.4) \quad DF = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})}$$

¹³ En spuriøs regresjon vil si at det feilaktig konkluderes med at variabler har en direkte sammenheng.

¹⁴ "Augmented Dickey Fuller-test".

der $se(\hat{\rho})$ er det vanlige MKM-standardavviket. Man bruker åpenbart estimatet $\hat{\rho}$ for ρ fra MKM estimeringen (siden den er konsistent, uavhengig av den sanne verdien til ρ). Den kritiske verdien må tas fra en passende fordeling, som under nullhypotesen til ikke-stasjonaritet er ikke-standard.

Gjennomføring av testen forklares med utgangspunkt i følgende AR(1) prosess:

$$5.5) \quad X_t = \rho X_{t-1} + u_t.$$

Praktisk gjøres dette ved å ta førstedifferansen av variabelen, altså trekke fra X_{t-1} på begge sider. Dette gir:

$$5.6) \quad X_t - X_{t-1} = \Delta X_t = (\rho - 1)X_{t-1} + u_t = \beta X_{t-1} + u_t.$$

Nullhypotesen er at $\beta = 0$, som er ekvivalent med at $\rho = 1$ (siden $\rho - 1 = \beta$).

Alternativhypotesen er at $\beta < 0$. Hvis nullhypotesen forkastes, har serien enhetsrot. Forkastes derimot nullhypotesen, godtas alternativhypotesen. Man kan dermed konkludere med at serien er stasjonær.

I Dickey-Fuller testene antar man at feilledet er hvit støy. Siden denne antagelsen svært ofte vil være feil i tidsserier (siden autokorrelerte feilledd vil påvirke estimatet for β), kan man velge den utvidede Dickey-Fuller-testen, ADF-testen. Denne inkluderer det antall laggede¹⁵ verdier av ΔX_t som kreves for at restleddet blir hvit støy. Man estimerer følgende modell:

$$5.7) \quad \Delta X_t = \alpha + \eta t + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t.$$

ADF-testen er ganske lik AD-testen, men det inkluderes nå også et konstantledd (α), et trendelement (ηt) og laggede verdier av ΔX_t . Hvor mange lags (n) av ΔX_t man skal estimere, kan finnes på to måter. Enten kan man ta med så mange lags som er signifikant ut i fra student t-fordelingen, eller så kan man bruke informasjonskriteriene Akaike's IC (AIC) eller Swartz's Bayesian IC (SBIC) for å finne det ut. Begge informasjonskriteriene foretrekker den modellen som gir lavest verdi på kriteriet. De laggede verdiene inkluderes i modellen for å unngå problemet med autokorrelasjon i feilledet. Hvis man tar med for få lags, vil ikke all autokorrelasjon bli fjernet. Tar man derimot med for mange lags vil standardavviket til koeffisientene øke. Hvorvidt man skal inkludere et konstantledd og/eller trendelement

¹⁵ En lagget variabel er en variabel som virker med en forsinkelse. Jo flere lags jo større forsinkelse.

avhenger av den aktuelle serien som skal testes. Det kan være hensiktsmessig å plote seriene til å begynne med, da man lettere ser om det er nødvendig å ta med disse ekstra leddene

På samme måte som i DF-testen, vil en forkastning av nullhypotesen ($\beta = 0$) implisere at serien er stasjonær.

En svakhet med Dickey Fuller-testene er at de har lav styrke. Ofte kan testen forkaste nullhypotesen når den faktisk er sann, slik at vi konkluderer med at serier er stasjonær selv om den ikke er det.

5.2. Kointegrasjon

Kointegrasjon kan karakteriseres som to eller flere $I(1)$ -variabler som indikerer en felles langsiktig utvikling. Estimering av $I(1)$ -variabler kan gi spuriøse sammenhenger, siden de kan indikere et signifikant forhold i tilfeller hvor det ikke eksisterer slike. Da vil hverken estimatoren eller test-statistikken være til å stole på, noe som gjør det svært vanskelig å evaluere regresjonsresultatene. Variabler som er ikke-stasjonære må testes for kointegrasjon. Hvis serien oppfyller kravene for kointegrasjon, kan modeller som inneholder $I(1)$ -variabler likevel gi konsistente estimat.

Engle og Granger (1987) ga en formell definisjon på kointegrasjon:

Komponentene av en vektor X_t er kointegrert av grad d, b , gitt ved $X_t \sim (I(d, b))$, hvis

- i. Alle komponentene i X_t er $I(d)$
- ii. Der eksisterer en vektor $\alpha \neq 0$ slik at $Z_t = d' X_t \sim I(d - b)$, hvor $b > 0$. Vektoren α kalles kointegrasjonsvektoren.

5.2.1. Tester for kointegrasjon

Det er mulig å teste for kointegrasjon, altså om det faktisk eksisterer en langsiktig likevektssammenheng mellom to eller flere variabler. Hvis vi skal teste for om to $I(1)$ -prosesser $\{y_t: t = 0, 1, \dots\}$ og $\{x_t: t = 0, 1, \dots\}$ er kointegrerte, er dette lett hvis vi har en hypotetisk verdi på kointegrasjonsparameteren β . Da kan man definere en ny variabel $s_t = y_t - \beta x_t$. Null-hypotesen er at y_t og x_t ikke er kointegrerte. Testen utføres ved bruk av DF- eller ADF-testen på $\{s_t\}$. Hvis det kan avvises at det finnes en enhetsrot i $\{s_t\}$ til fordel for $I(0)$ -alternativet, så er y_t og x_t kointegrerte.

Hvis derimot den potensielle kointegrasjonsparameteren β er ukjent, så er det vanskeligere å teste for kointegrasjon. Da må β først estimeres. Hvis MKM-estimatoren $\hat{\beta}$ fra regresjonen er et konsistent estimat for β , så er y_t og x_t kointegrerte. Under nullhypotesen kjøres det da spuriøs regresjon, siden nullhypotesen sier at y_t og x_t ikke er kointegrerte. For å løse dette problemet, må vi kjøre en DF- eller ADF-test på feilleddene:

$$5.8) \quad \hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t.$$

Testen kalles Engle-Granger-testen, og det eneste som skiller den fra DF-testene er at man tar hensyn til andre kritiske verdier ved estimeringen av β . På samme måte som ADF-testen, kan også Engle-Granger-testen utvides ved å inkludere lags av $\Delta\hat{u}_t$.

5.3. Autokorrelasjon

Autokorrelasjon, eller seriekorrelasjon som det også kalles, er et vanlig problem i tidsserieregresjon. Observasjoner som ligger nært hverandre tidsmessig kan være korrelert, og korrelasjonen er høyere jo nærmere de ligger. Autokorrelasjon bryter med en av MKM sine forutsetninger, nemlig at feilleddene i to forskjellige tidsperioder skal være uavhengige for at MKM sine egenskaper skal opprettholdes. Estimaten vil fremdeles være forventningsrette, men de vil ikke lenger være BLUE (Best Linear Unbiased Estimator).

Det finnes flere grunner til at autokorrelasjon oppstår. Noen av de vanligste årsakene til at det oppstår i tidsserieregresjon er forsinket respons på forandringer i økonomiske variabler på grunn av for eksempel forventninger og konjunkturer, datamanipuleringer som glatting av sesongmessige svingninger, eller at modellen er feilspesifisert¹⁶.

5.4. Feiljusteringsmodeller

Feiljusteringsmodeller, på engelsk kalt Error Correction Models (ECM), gjør det mulig å analysere kortsiktig dynamikk mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene, samtidig som den ivaretar en eventuell langsiktig likevektssammenheng. For at man skal få meningsfulle resultater fra en feiljusteringsmodell, må variablene være kointegrerte.

Vi antar først at det finnes et langsiktig forhold mellom to variabler X og Y som er gitt ved:

$$5.9) \quad Y_t = AX_t^{\beta_1}$$

der A og β_1 er konstanter. β_1 er den langsiktige elastisiteten til Y med hensyn til X . Dersom små bokstaver angir at variablene er målt på logaritmisk skala, kan vi skrive ligning 5.9 som:

$$5.10) \quad y_t = \beta_0^* + \beta_1 x_t$$

der $\beta_0^* = \ln(A)$.

Dersom x forblir på et konstant nivå z for en tilstrekkelig lang periode, så vil til slutt y gå mot verdien $\beta_0^* + \beta_1 z$. Vi kan da definere ED_t (extent of disequilibrium), på norsk kalt feiljusteringsmekanismen, som:

$$5.11) \quad ED_t = y_t - \beta_0^* - \beta_1 x_t.$$

Hvis y og x er i en langsiktig likevekt, må betingelsen om at $ED_t = 0$ holde. Siden svært få økonomiske systemer er i en langsiktig likevekt refereres ofte ED_t til som en ulikevektsfeil.

¹⁶ For mer informasjon og tester for autokorrelasjon, se appendiks A.1.

En endring i y vil ikke bare avhenge av en endring i x , men også av omfanget av ulikevekten i forrige periode, altså forholdet mellom nivået til variablene i forrige periode.

Siden x og y sjelden er i en likevekt, er det i praksis vanlig å observere laggede verdier av x og y i en kortsiktig modell. Vi kan anta at modellen ser slik ut¹⁷:

$$5.12) \quad y_t = b_0 + b_1x_t + b_2x_{t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad 0 < \mu < 1.$$

Hovedproblemet med å estimere parameterne i ligning 5.12 er at variablene ofte ikke er stasjonære. Dette kan løses ved å ta førstedifferansen av x og y . Først trekker vi i fra y_{t-1} på begge sider og får:

$$5.13) \quad y_t - y_{t-1} = b_0 + b_1x_t + b_2x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Deretter legger vi til og trekker i fra b_1x_{t-1} på høyre side av ligningen:

$$5.14) \quad y_t - y_{t-1} = b_0 + b_1x_t + b_2x_{t-1} + b_1x_{t-1} - b_1x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Dette kan skrives som:

$$5.15) \quad \Delta y_t = b_0 + b_1\Delta x_t + (b_1 + b_2)x_{t-1} - \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t$$

der $\lambda = 1 - \mu$.

Vi kan nå reparametrisere ligning 5.15 som følger:

$$5.16) \quad \Delta y_t = b_0 + b_1\Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

der den nye parameteren β_1 kan defineres som $\beta_1 = (b_1 + b_2)/\lambda$.

Vi kan igjen reparametrisere ligning 5.16 til:

$$5.17) \quad \Delta y_t = b_1\Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

der $\beta_0 = b_0/\lambda$ er en ny parameter.

Både β_0 og β_1 er langsiktsparametere, mens b_1 og λ er kortsiktsparametere. Parameteren b_1 er effekten en enhetsøkning i x har på y på kort sikt. Parameteren λ kalles justeringsparameteren og den estimerer farten tilbake til likevekt etter et avvik fra likevekten mellom y og x . For at modellen skal komme tilbake til likevekt, må λ ligge mellom 0 og 1. Dersom

¹⁷ For enkelhetsskyld er det bare inkludert førsteordens lag i ligning 5.12. I praksis er ofte flere lags inkludert.

justeringsparameteren har verdi på 0, finnes det ikke noe langsiktig forhold mellom x og y . Parameteren β_1 estimerer langtidseffekten en enhetsøkning i x har på y . Denne langsiktige effekten vil fordeles over fremtidige tidsperioder i henhold til feiljusteringsfarten λ .

Ulikevektsfeilen i forrige periode kan skrives som

$$5.18) \quad ED_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}.$$

Dersom vi setter ligning 5.18 inn i ligning 5.17 får vi

$$5.19) \quad \Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - \lambda ED_{t-1} + \varepsilon_t.$$

5.4.1. Estimering av feiljusteringsmodeller

Feiljusteringsmodeller kan estimeres ved hjelp av MKM, men de kan ikke estimeres rett frem slik de står i ligning 5.17. Nedenfor gjøres det kort greie for to estimeringsmetoder.

Ett stegs-estimering

Feiljusteringsmodeller kan estimeres hvis vi først multipliserer ut ligning 5.17. Da får vi

$$5.20) \quad \Delta y_t = b_1 \Delta x_t - \lambda y_{t-1} + \lambda \beta_0 + \lambda \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

som kan skrives om til

$$5.21) \quad \Delta y_t = a + b \Delta x_t + c y_{t-1} + d x_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor $a = \lambda \beta_0$, $b = b_1$, $c = -\lambda$ og $d = \lambda \beta_1$

Hvis vi gjør en regresjon av Δy_t på Δx_t , y_{t-1} og x_{t-1} , får vi estimatene til a , b , c og d . Siden $\lambda = -c$, følger det at $\beta_0 = -a/c$ og $\beta_1 = -d/c$.

Engle og Grangers to-stegsmetode

Engle og Granger fant i 1987 en metode for å erstatte β_1 med et estimat $\hat{\beta}_1$. Først og fremst må det avgjøres at hele tidsserien er integrert av samme orden og sjekkes at den er kointegrert. Deretter kan vi estimere en kointegrasjonsvektor, z_t , ved å gjøre en regresjon av y_t på x_t og ta residualene. Deretter inkluderes de laggede residualene, z_{t-1} , i en regresjon av Δy_t på Δx_t .

5.5. Datamining

Ved økonometrisk modellering ønsker man og best mulig kunne forklare den datagenererende prosessen som ligger bak den avhengige variabelen. Både mangel på data og kunnskap om hvilke forklaringsvariabler som inngår i den sanne prosessen kan gjøre denne prosessen svært vanskelig. Siden man aldri kan være sikker på den korrekte spesifikasjonen for en økonometrisk modell, er det nesten uunngåelig at man bruker de dataene som er tilgjengelig og på denne måten bruke disse dataene som et hjelpemiddel til å finne den beste modellspesifikasjonen.

Data mining vil si at man bruker det samme datasettet til å estimere flere forskjellige modeller for å finne den "beste" modellen, altså den modellen som passer best med teorien. Både resultatene av forventningsrette MKM-estimatorer og andre estimatorer, i tillegg til t- og F-fordelinger som brukes i hypotesetesting, antar at vi estimerer modellen kun én gang. Ved å estimere modeller som er varianter av den originale modellen, bryter man med disse antagelsene fordi vi bruker det samme datasettet for å søke etter den riktige modellspesifikasjonen. Estimaten fra forskjellige modellespesifikasjoner er ikke uavhengige av hverandre. (Wooldridge 2009, s. 677-678)

6. Empirisk analyse

Hovedmålsetningen med denne oppgaven er å undersøke om det finnes en boble i det norske boligmarkedet, og hvorvidt det er grunn til å si at Norges Bank bør ta mer hensyn til veksten i boligprisene når styringsrenten skal settes. For å kunne svare på dette skal jeg gjøre en empirisk analyse for perioden andre kvartal 1990 til og med fjerde kvartal 2011. Modellen som brukes i analysen er utviklet av Dag Henning Jacobsen og Bjørn E. Naug (2004). Før jeg utvider datasettet som ble brukt av Jacobsen og Naug, ønsker jeg og reestimere modellen over den samme estimeringsperioden som har blitt gjort i artikkelen. Dette for å se at jeg får like koeffisientestimer, og om jeg bør estimere boligprismodellen i ett eller to steg. Deretter vil jeg estimere modellen over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011. Resultatene vil jeg bruke til å simulere en permanent renteøkning, og se hvilke virkninger det har på boligprisene på både kort og lang sikt. Til slutt vil jeg bruke modellen til å si noe om boligprisene er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av forklaringsvariablene i modellen, og sammenligne dette med andre mål på om boligprisene er overvurdert.

6.1. En empirisk modell for boligprisene

Modellen for boligprisene er en feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene. Modellen inneholder effekter som samlet lønnsinntekt i økonomien, bankenes gjennomsnittlige utlånsrente etter skatt og TNS Gallups forventningsindikator korrigert for effekter av rente og arbeidsledighet.

$$\begin{aligned} \Delta \text{boligpris}_t = & \beta_1 \Delta \text{inntekt}_t + \beta_2 \Delta (\text{RENTE}(1 - \tau))_t + \beta_3 \Delta (\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} \\ & + \beta_4 \text{FORV}_t - \lambda [\text{boligpris}_{t-1} - \delta_1 (\text{Rente}(1 - \tau))_{t-1} - \delta_2 \text{ledighet}_t \\ & - \delta_3 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + \alpha + \beta_5 S1 + \beta_6 S2 + \beta_7 S3 \end{aligned}$$

I klammeparantesen inngår boligpriser, rente, arbeidsledighet, inntekter og boligmasse. Dette uttrykket måler avvik fra en estimert langtidssammenheng, altså et feiljusteringsledd. λ er feiljusteringsparameteren, og angir farten tilbake til likevekt. Den avhengige variabelen $\Delta \text{boligpris}_t$ er en differensoperator, der $\Delta \text{boligpris}_t = (\text{boligpris}_t - \text{boligpris}_{t-1})$.

Variablene som er definert ved små bokstaver angir at variablene er målt på logaritmisk skala. S_i er variabel som er lik 1 i kvartal i , og null ellers. Sesongdummyene er inkludert både i boligprismodellen og modellen for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi, siden flere av variablene som inngår i modellene inneholder en sesongfaktor. Det gjelder spesielt husholdningenes inntekter og arbeidsledighetsraten, som en tydelig kan se ut i fra figur 5 under kapittel 6.3.

6.2. En modell for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi

En viktig del av analysen til Jacobsen og Naug bygger på husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. TNS Gallups indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi er sterkt korrelert med både veksten i boligpriser, rentenivået og arbeidsledighetsraten. Jacobsen og Naug inkluderte denne indikatoren i modellen for å prøve å fange opp effekter av forventninger. TNS Gallup har siden 1997 gjennomført undersøkelser hvert kvartal som måler husholdningenes oppfatninger av utviklingen i egen økonomi og landets økonomi, og hvorvidt det er tider for kjøp av større husholdningsartikler.

Undersøkelsene gjennomføres i samarbeid med NEF, EFF, FINN.no, ECON og Norges Bank for et landsrepresentativt utvalg på 1000 personer per måling. Når indikatoren regnes ut tar de positive svar og trekker i fra de negative svarene, og deretter deles tallet på antall spørsmål slik man får gjennomsnittet. Dersom indikatoren har en positiv verdi, er det et flertall av husholdninger med positive svar på fremtidsutsiktene i økonomien. Alle de fem spørsmålene teller likt.

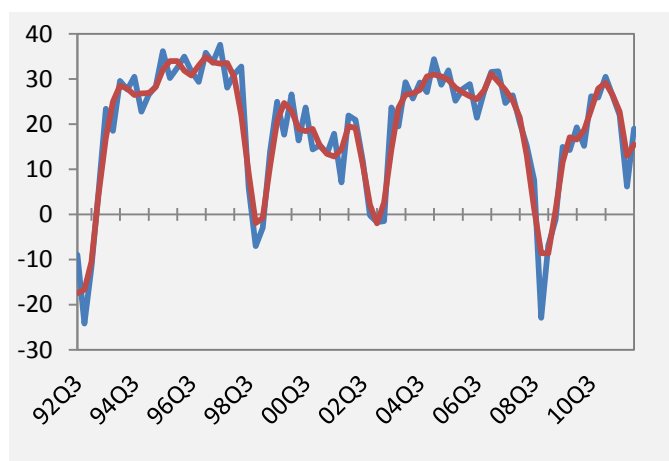
Trendindikatoren består av fem spørsmål¹⁸:

- i. Vil du si at økonomien i din husstand er bedre eller dårligere enn for et år siden eller er det ingen forskjell?
- ii. Tror du at økonomien i din husstand vil komme til å bli bedre eller dårligere om ett år eller vil det ikke bli noen forskjell?

¹⁸ TNS Gallup: <http://www.tns-gallup.no/?aid=9075372&archive=true&nid=9091141>

- iii. Dersom vi ser på den økonomiske situasjonen for hele Norge, vil du si at økonomien i landet generelt er bedre eller dårligere enn for et år siden eller er det ingen forskjell?
- iv. Tror du at den økonomiske situasjonen i Norge vil komme til å bli bedre eller dårligere om ett år eller vil det ikke bli noen forskjell?
- v. Tror du at det nå er et godt tidspunkt for befolkningen generelt å kjøpe større husholdningsartikler eller tror du det er et dårlig tidspunkt?

Figur 4: TNS Gallups forventningsindikator, 3. kv. 1992 – 1. kv. 2012



Kilde: TNS Gallup¹⁹

Figuren over viser TNS Gallups forventningsindikator fra tredje kvartal 1992 til første kvartal 2012²⁰. Den viser tydelig nedgang i husholdningenes forventninger i 2008, men allerede i midten av 2009 var det flere med positive enn negative forventninger til egen og landets økonomi.

TNS Gallups forventningsindikator er sterkt korrelert med veksten i boligprisene. Siden forventningsindikatoren også er sterkt korrelert med både renten og arbeidsledighetsraten, valgte forfatterne å korrigere forventningsindikatoren for effekter av rente og ledighet. De estimerte først en modell for forventningsindikatoren (E) med rente (etter skatt) og arbeidsledighet som forklaringsvariabler:

¹⁹ Grafer laget ut i fra data sendt fra Martin Svedman ved TNS Gallup.

²⁰ Forventningsindikatoren som brukes i analysen til Jacobsen og Naug er hverken trend- eller sesongjustert.

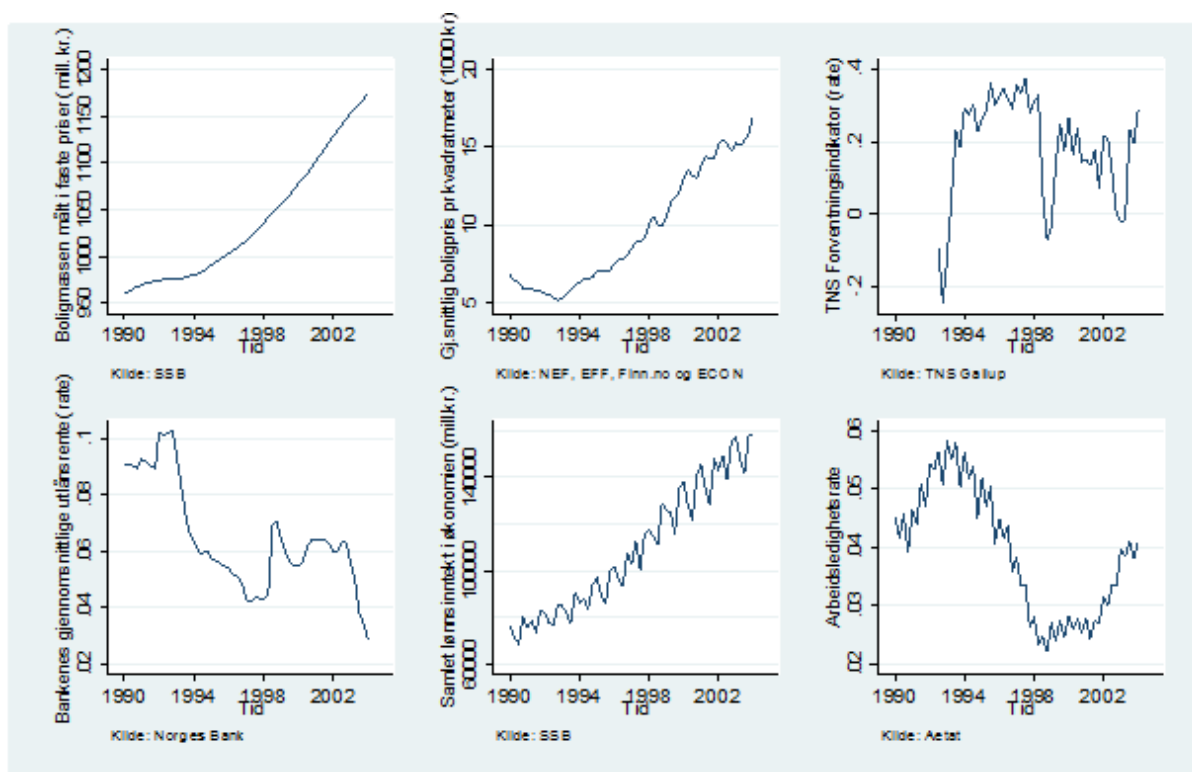
$$\Delta E_t = \alpha + \gamma_1 \Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t + \gamma_2 \Delta \text{ledighet}_t + \gamma_3 E_{t-1} + \gamma_4 \text{RENTE}(1 - \tau)_{t-1} \\ + \gamma_5 \text{ledighet}_{t-1} + \gamma_6 S1 + \gamma_7 S2 + \gamma_8 S3 + \varepsilon_t$$

6.3. Data

Til reestimeringen av modellen fikk jeg tilsendt datasettet som Jacobsen og Naug brukte da de estimerte modellen for boligprisene for perioden andre kvartal 1990 til og med første kvartal 2004. Den utvidede analysen går fra andre kvartal 1990 frem til og med fjerde kvartal 2011. Datamaterialet etter første kvartal 2004 er innhentet fra SSB sin statistikkbank, TNS Gallup og Norges Eiendomsmeglingsforbund. Datamaterialet som benyttes i analysen er kvartalsvise tidsserier som hverken er justert for sesongvariasjoner eller trend. Prisindeksen for bruktboliger som benyttes utgis månedlig av Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) og Eiendomsmelgerforetakenes Forening (EFF), baseres på datagrunnlaget til FINN.no og utarbeides av ECON Senter for økonomisk analyse (ECON). Prisindeksen måler den gjennomsnittlige kvadratmeterprisen for tre boligtyper: eneboliger, delte boliger og leiligheter²¹.

²¹ Det finnes historiske data tilbake til 1985, men månedstallene går kun tilbake til januar 1997. For perioden 1990-1996 er det beregnet kvartalstall.

Figur 5: Data for perioden 1. kv. 1990 – 4. kv. 2004, kvartalsdata



6.4. Reestimering av boligprismodellen

I dette delkapitlet skal jeg bruke det originale datasettet til og reestimere Jacobsen og Naugs boligprismodell, med formålet om å gjenskape resultatene i artikkelen "Hva driver boligprisene?". I første steg har jeg reestimert modellen for den konstruerte forventningsvariabelen. Deretter har jeg reestimert boligprismodellen. Siden datasettet skal være det originale datasettet, forventer jeg å oppnå like koeffisientestimer (og t-verdier) som er oppgitt i artikkelen.

Videre ønsker jeg å estimere modellen fra andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011, for å se om koeffisientene forandrer seg. Forhåpentligvis er modellen robust nok til at jeg kan bruke den videre i analysen.

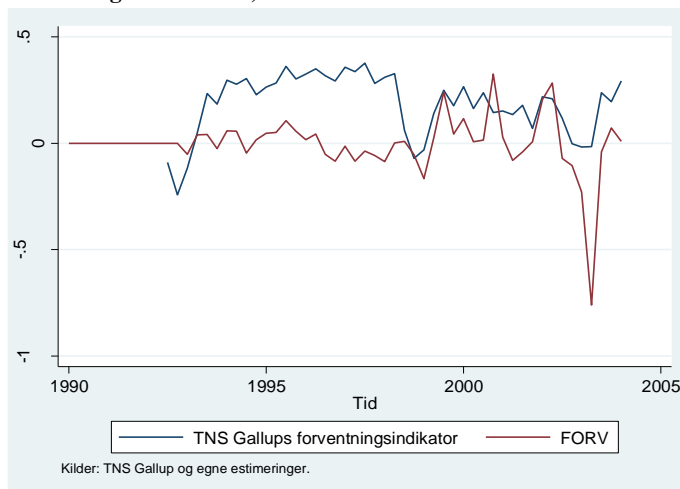
6.4.1. Reestimering over samme estimeringsperiode

Som forventet ga reestimeringen av modellen for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi de samme koeffisientestimaterne og like t-verdier for samtlige variabler, og det finnes ikke avvik på andre desimal²². Det eneste som avviker er konstantleddet, som er noe lavere i reestimeringen. Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente etter skatt og arbeidsledighetsraten forklarer hele 80 prosent av variasjonen i TNS Gallups forventningsindikator. De resterende effektene, som inngår i feilleddet, samles i den konstruerte forventningsvariabelen. Forventningsvariabelen konstrueres med utgangspunkt i feilleddet (ε) fra estimeringen av modellen for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi, som $FORV_t = (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + 100 * (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1})^3$. Bakgrunnen for å inkludere den konstruerte forventningsvariabelen i den endelige boligprismodellen, er at den måler avviket mellom faktisk og anslått verdi av forventningsindikatoren. Dette avviket måler skift i forventningene som skyldes andre forhold enn endringer i observert rente og arbeidsledighet. Dette kan for eksempel være negative sjokk som krig eller børsfall, eller endrede utsikter for norsk økonomi. Jeg følger den opprinnelige formuleringen og inkluderer også et ledd som kan fange opp ikke-lineariteter.

Figuren nedenfor viser den originale forventningsindikatoren som er utgitt av TNS Gallup, og den konstruerte forventningsindikatoren (FORV). Den konstruerte forventningsvariabelen inngår som en av forklaringsvariablene i kortsiktssammenhengen i boligprismodellen. På lang sikt har den nok ikke hatt noen effekt siden det er rimelig å anta at endringer i forventningene vil slå raskt ut i boligprisene.

²² Se tabell 6 i appendiks A.2.

Figur 6: TNS Gallups forventningsindikator og den konstruerte forventningsindikatoren, 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004



Forfatterene går ikke nærmere inn på om estimeringen av modellen deres har blitt gjort i ett eller to steg. Derfor har jeg utført reestimeringen av boligprismodellen både i ett og to steg, for å sammenligne koeffisientene med Jacobsen og Naugs estimater.

I tabellen nedenfor, tabell 1, vises resultatene jeg fikk ved å estimere modellen over samme estimeringsperiode, både i ett og to steg. I tillegg er resultatene som er vist i artikkelen til Jacobsen og Naug (2004) satt opp for å kunne sammenligne med mine reestimeringer.

Tabell 1: Resultater fra artikkelen²³, samt estimering i ett og to steg. Estimering over perioden 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004

Variabel	1) Fra artikkel		2) Ett-steps estimering		3) To-steps estimering	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Kortsiktskoeffisienter:						
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,12*	1,94	0,117*	1,73	0,060	0,66
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t$	-3,16***	7,04	-3,116***	6,67	-3,064***	4,72
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1}$	-1,47***	3,27	-1,485***	3,26	-1,684**	2,64
FORV_t	0,04***	3,09	0,045***	3,11	0,033	1,47
Justeringsparameter (λ):						
boligpris_{t-1}	-0,12***	5,69	-0,119***	4,53	-0,058***	3,49
Langsiktskoeffisienter:						
$(\text{Rente}(1 - \tau))_{t-1}$	4,47**	2,54	4,474**	2,32	4,310**	2,13
ledighet_t	0,45***	3,48	0,442***	2,85	0,925***	15,38
$(\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}$	-1,66***	8,63	-1,676***	7,33	-0,249**	2,06
$S1$	0,04***	3,35	0,034***	3,18	0,037***	3,49
$S2$	0,02*	1,80	0,020*	1,80	0,027	1,62
$S3$	0,01	0,73	0,007	0,56	-0,002	0,08
<i>Konstantledd</i>	0,56	3,42	0,571**	2,66	-0,003	0,25
<i>Antall observasjoner</i>	55		55		55	
R^2	0,8773		0,8698		0,6676	
<i>Justert R^2</i>	Ikke rapportert		0,8358		0,6086	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/ signifikant på 5 % nivå, */signifikant på 10 % nivå

Ut i fra tabell 1 ser vi at estimatene fra ett-steps estimeringen stemmer svært godt overens med estimatene som er oppgitt i artikkelen. De små forskjellene kan forklares av at datasettet muligens ikke er identisk med det Jacobsen og Naug har brukt i sin artikkel. 2-steps estimeringen gir ulike resultater og betydelig mindre forklaringskraft. Jeg vil dermed benytte meg av ett-steps estimering når jeg utvider estimeringsperioden.

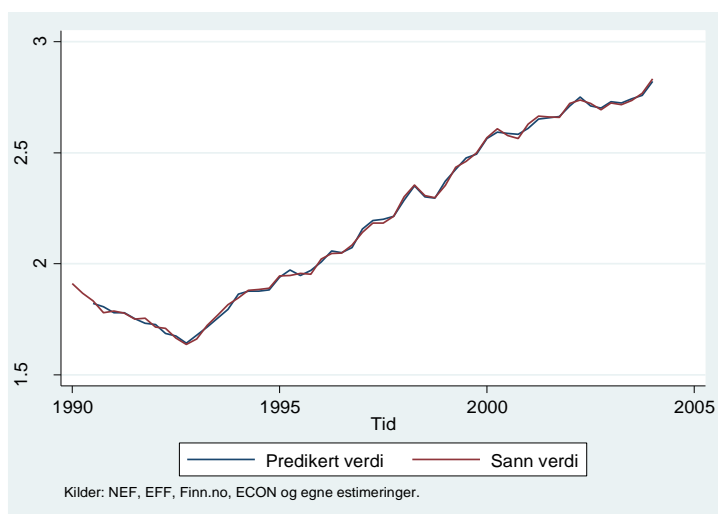
Variablene som inngår i modellen forklarer hele 87 prosent av variasjonen i boligprisene, noe som tilsier at modellen har høy forklaringskraft. Alle variablene gir signifikante estimater bortsett fra dummyvariabelen $S3$. Variablene under "langsiktskoeffisienter" i modellen, *boligpris*, *rente etter skatt*, *arbeidsledighet* og *inntekt minus boligmasse* inngår i

²³ Artikkelen «Hva driver boligprisene?» av Jacobsen og Naug.

feiljusteringsleddet. Variabelen *inntekt minus boligmasse* inngår i modellen fordi forfatterene ønsker at inntekt og boligmasse skal ha samme langtidseffekt, men med motsatt fortegn. Dette fordi de fant at boligmasse og inntekt er sterkt korrelert når det justertes for sesong.²⁴

Det kan vises at modellen føyer godt over estimeringsperioden. Figuren nedenfor viser både predikert og rapportert verdi (fra ett-steps estimeringen) av logaritmen til boligprisene.

Figur 7: Predikert og sann verdi av boligprisene, 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004



Jeg vil komme nærmere inn på hvordan de ulike koeffisientestimatene kan tolkes i kapittel 6.7.

Når jeg i neste kapittel skal utvide datasettet, oppstår det et problem. Dataserien for variabelen «boligmasse» er nemlig ikke lik tilsvarende variabel i datasettet til Jacobsen og Naug. Jeg velger dermed å reestimere modellen med datasettet til Jacobsen og Naug for andre kvartal 1990 til første kvartal 2004 enda en gang. Jeg erstatter da dataserien for variabelen *boligmasse* med data for *boligmassen slik den måles i nasjonalregnskapet*.

²⁴ Se fotnote 17 i Jacobsen og Naug (2004).

Tabell 2: Estimering over perioden 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004

Variabel	1) Resultater fra artikkelen		2) Reestimering av datasettet for 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004		3) Reestimering av datasettet for 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004 ²⁵	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Kortsiktskoeffisienter:						
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,12*	1,94	0,12*	1,73	0,12*	1,78
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t$	-3,16***	7,04	-3,12***	6,67	-3,13***	6,72
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1}$	-1,47***	3,27	-1,49***	3,26	-1,48***	3,25
FORV_t	0,04***	3,09	0,05***	3,11	0,05***	3,13
Justeringsparameter:						
boligpris_{t-1}	-0,12***	5,69	-0,12***	4,53	-0,12***	4,52
Langsiktskoeffisienter:						
$(\text{Rente}(1 - \tau))_{t-1}$	4,47**	2,54	4,48**	2,32	4,55**	2,43
ledighet_t	0,45***	3,48	0,44***	2,85	0,43***	2,80
$(\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}$	-1,66***	8,63	-1,68***	7,33	-1,73***	7,52
S1	0,04***	3,35	0,03***	3,18	0,04***	3,36
S2	0,02*	1,80	0,02*	1,80	0,02*	1,84
S3	0,01	0,73	0,01	0,56	0,01	0,60
Konstantledd	0,56***	3,42	0,57**	2,66	0,59***	2,73
Antall observasjoner	55		55		55	
R^2	0,8773		0,8698		0,8734	
Justert R^2	Ikke rapportert		0,8358		0,8411	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/ signifikant på 5 % nivå, */signifikant på 10 % nivå

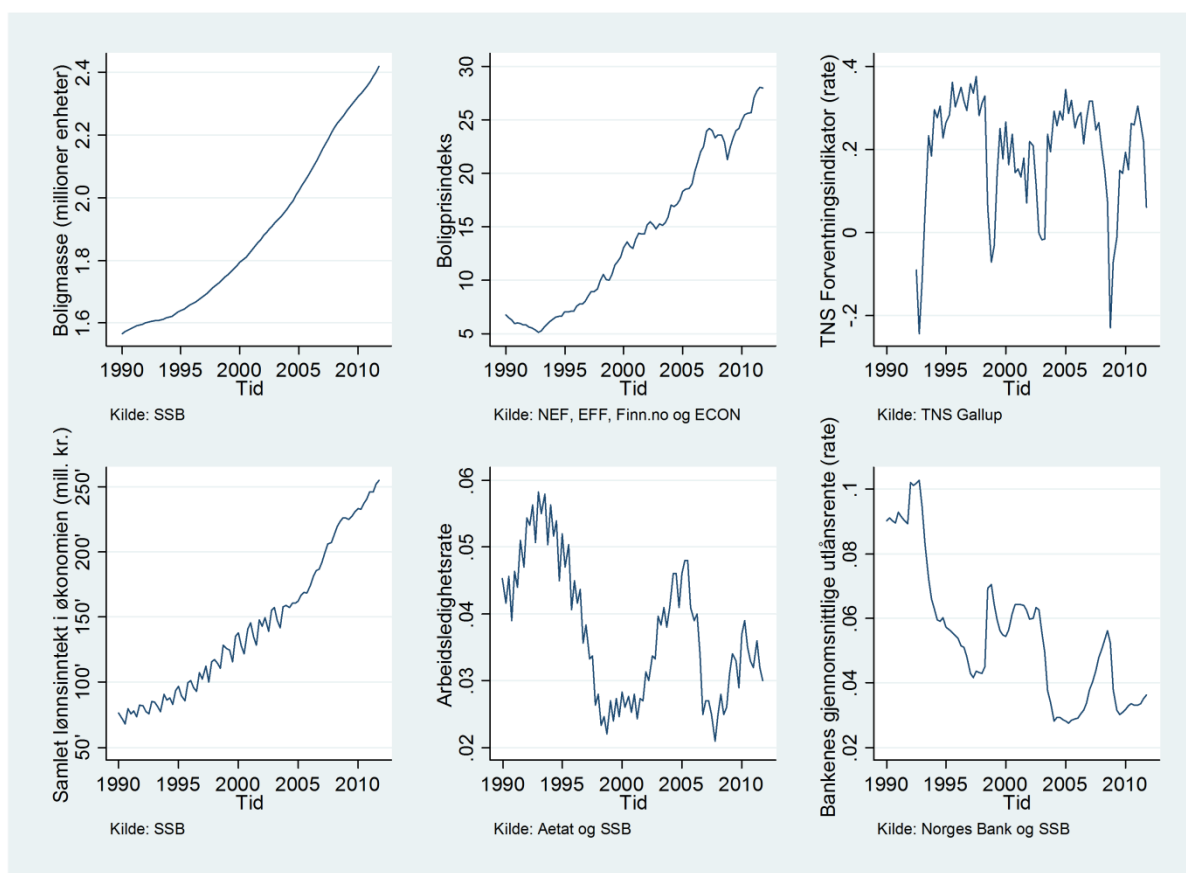
Som vist i tabellen over, så vil ikke koeffisientestimatene endre seg mye. Dermed velger jeg å benytte data for boligmasse slik den måles i nasjonalregnskapet når jeg skal utvide datasettet frem til fjerde kvartal 2011.

²⁵ Variabelen *boligmasse* er erstattet med en ny dataserie (boligmasse slik den måles i nasjonalregnskapet).

6.5. Estimering over perioden 2. kv. 1990 – 4. kv. 2011

I estimeringen over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011 har jeg utvidet datasettet som Jacobsen sendte meg. Nedenfor er en oversikt over dataseriene i estimeringsperioden²⁶:

Figur 8: Data for perioden 1. kv. 1990 – 4. kv. 2011



Før jeg estimerer selve boligprismodellen, må jeg estimere modellen for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Dette gjøres rett frem ved hjelp av MKM. I tabell 3 nedenfor vises koeffisientestimatene fra estimeringen. I tillegg har jeg inkludert en kolonne som viser resultatene fra kolonne 2 i tabell 6 i appendiks, slik at jeg lettere kan sammenligne hvordan koeffisientene endrer seg når jeg utvider datasettet.

²⁶ Det ser ut til at samlet lønnsinntekt i økonomien er justert for sesongvariasjon etter 1. kv. 2004, men ut i fra informasjon om statistikken på SSB sine sider skal den ikke være det.

Tabell 3: En modell for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Estimering over perioden 4. kv. 1992 – 4. kv. 2011 sammenlignet med reestimeringen over perioden 4. kv. 1992 – 1. kv. 2004

Variabel	1) 4. kv. 1992 – 4. kv. 2011		2) 4. kv. 1992 – 1. kv. 2004	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t$	-10,23***	4,68	-12,96***	6,68
$\Delta\text{ledighet}_t$	-0,20**	2,11	-0,43**	2,47
E_{t-1}	-0,12	1,56	-0,11	1,06
$\text{RENTE}(1 - \tau)_{t-1}$	-0,96*	1,82	-0,40	0,42
ledighet_{t-1}	0,02	0,47	-0,03	0,82
S1	0,15***	5,09	0,21***	4,57
S2	0,09***	3,83	0,10***	4,49
S3	0,14***	5,65	0,22***	5,61
Konstantledd	0,02	0,18	-0,2	1,12
Antall observasjoner	77		46	
R^2	0,6030		0,80	
Justert R^2	0,5563		0,76	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/ signifikant på 5 % nivå, */signifikant på 10 % nivå

Forklaringskraften har blitt kraftig redusert. R^2 har gått fra å være 0,80 til å bli 0,60. Dette kan i stor grad skyldes at vi har hatt en krise i økonomien i estimeringsperioden. Finanskrisen endret mest sannsynlig husholdningenes utsikter for norsk økonomi. Som vist i figur 9 falt forventningsindikatoren brått og kraftig når finanskrisen nådde Norge høsten 2008. Denne effekten vil dermed ligge i feilledet i modellen, siden modellen bare er ment for å korrigere forventningsindikatoren for effekter av rente og arbeidsledighet. Rente og arbeidsledighet forklarer ikke lenger like mye av endringer i forventningsvariabelen. Hele 40 prosent av endringene i forventningsvariabelen forklares nå av annet enn rente og arbeidsledighet.

Jeg velger likevel å estimere boligprismodellen med den konstruerte forventningsvariabelen, siden rente og arbeidsledighet fremdeles er korrelert med TNS Gallups forventningsindikator. Dermed unngår jeg problemet med endogenitet i modellen ved å konstruere en egen forventningsvariabel, siden både rente og arbeidsledighet inngår som forklaringsvariabler i modellen.

Tabell 4: Boligprismodellen. Ett-steps estimering over perioden 2. kv. 1990 – 4. kv. 2011, sammenlignet med ett-steps estimering over perioden 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004

	1) 2. kv. 1990 – 4. kv. 2011		2) 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004	
<i>Variabel</i>	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>
Kortsiktskoeffisienter:				
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,07*	1,69	0,12*	1,78
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t$	-3,38***	7,35	-3,13***	6,72
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1}$	-0,62	1,43	-1,48***	3,25
FORV_t	0,02***	5,40	0,05***	3,13
Justeringsparameter:				
boligpris_{t-1}	-0,06***	3,34	-0,12***	4,52
Langsiktskoeffisienter:				
$(\text{Rente}(1 - \tau))_{t-1}$	14,54***	3,01	4,55**	2,43
ledighet_t	0,54**	2,37	0,43***	2,80
$(\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}$	-1,31***	3,84	-1,73***	7,52
$S1$	0,04***	6,47	0,04***	3,36
$S2$	0,02***	3,32	0,02*	1,84
$S3$	0,01	0,90	0,01	0,60
<i>Konstantledd</i>	0,32*	1,82	0,59***	2,73
<i>Antall observasjoner</i>	86		55	
R^2	0,7997		0,8734	
<i>Justert R^2</i>	0,7699		0,8411	

*** / signifikant på 1 % nivå, ** / signifikant på 5 % nivå, * / signifikant på 10 % nivå

Siden jeg estimerer modellen i ett steg, må jeg regne ut langsiktskoeffisientene ved å dividere langsiktskoeffisientene med justeringsparameteren som vist i kapittel 5.4.1.

Modellen for boligprisene ser da slik ut når jeg estimerer over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011:

$$\begin{aligned} \Delta \text{boligpris}_t = & 0,07 \Delta \text{inntekt}_t - 3,38 \Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t - 0,62 \Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} \\ & + 0,02 \text{FORV}_t - 0,06 [\text{boligpris}_{t-1} + 14,54 (\text{Rente}(1 - \tau))_{t-1} \\ & + 0,54 \text{ledighet}_t - 1,31 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + 0,32 + 0,04 S \\ & + 0,02 S2 + 0,01 S3 \end{aligned}$$

Forklaringskraften til modellen er ikke lenger like god, den har gått fra å være 87 prosent til å bli 80 prosent. De fleste variablene gir signifikante koeffisientestimer, og estimatene har ikke endret seg så mye fra estimeringsperioden for andre kvartal 1990 til første kvartal 2004.

6.6. Tester

I dette delkapittelet utfører jeg nødvendige tester for å sjekke at datasettet oppfyller de forskjellige kravene for stasjonaritet, kointegrasjon og fravær av autokorrelasjon i feilleddene.

6.6.1. Testing for stasjonaritet

Jeg bruker den utvidede Dickey Fuller testen for å teste for stasjonaritet. Antall lags som skal brukes i den utvidede Dickey Fuller testen er funnet ved hjelp av informasjonskriteriet "Schwarz-Bayesian information criterion" (SBIC). Dette er gjort for å unngå for lav test-observator, slik at variablene består testen for stasjonaritet selv om de ikke er stasjonære. Variablene boligpris, ledighet, inntekt og boligmasse er alle på logaritmisk form, akkurat slik de er oppgitt i modellen. Det er bare den konstruerte forventningsvariabelen som er stasjonær på 1 prosent nivå. Både boligpris, inntekt og rente gjøres stasjonære ved å differensiere de en gang i boligprismodellen. De er dermed integrert av orden 1.

Tabell 5: Utvidet Dickey-Fuller test for stasjonaritet

Variabel	Antall lags	Test-observator
Boligpris	6	-0,451
Inntekt	4	0,280
Rente etter skatt	2	-1,978
Forventningsvariabelen	2	-4,723***
Ledighet	9	-2,108
Boligmasse	6	2,028

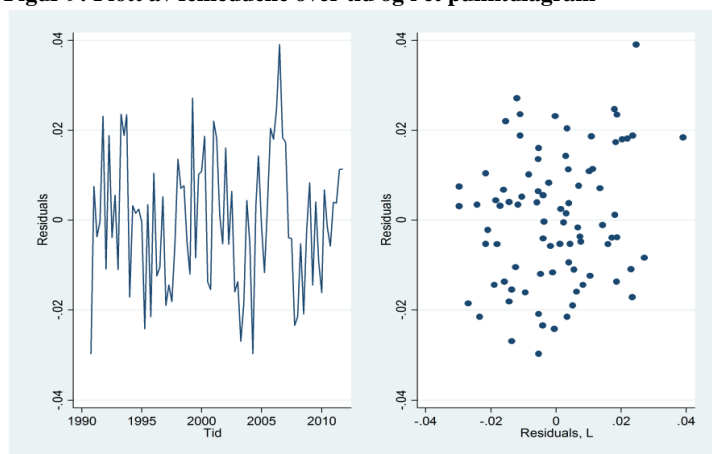
***/ signifikant på 1 % nivå, **/ signifikant på 5 % nivå, */signifikant på 10 % nivå

6.6.2. Testing for kointegrasjon

Det kan testes for om det finnes en langsiktig likevektssammenheng mellom variablene i modellen, altså om variablene er kointegrerte. Jeg gjør igjen en utvidet Dickey-Fuller test, denne gangen for å teste om feilleddene er stasjonære. Dersom de er det, er variablene i modellen kointegrerte. Ved hjelp av informasjonskriteriet SBIC finner jeg at antall lags som skal brukes i testen er null. Når jeg gjør den utvidede Dickey Fuller testen får jeg en testobservator på $-7,44$, som er signifikant på 1 prosent nivå. Dermed finnes det en langsiktig likevektssammenheng mellom variablene i modellen, og modellen gir konsistente estimater.

6.6.3. Testing for autokorrelasjon

Figur 9: Plott av feilleddene over tid og i et punktdiagram



Ut i fra plottene ser det ikke ut til at feilleddene er autokorrelerte. Dette kan bekreftes ved hjelp av statistiske tester for autokorrelasjon. Siden modellen inneholder laggede variabler, kan jeg ikke benytte Durbin-Watson testen, da det bryter med den ene forutsetningen²⁷. Dermed velger jeg å bruke Ljung-Box testen, siden utvalget er forholdsvis lite.²⁸ Testobservatoren er signifikant på 1 prosent nivå, og dermed er feilleddene korrelerte. Dermed må jeg forkaste nullhypotesen om at det ikke finnes autokorrelasjon i feilleddene. Autokorrelasjon er som forklart tidligere et vanlig problem i tidsserieregresjon. Selv om autokorrelasjon bryter med MKM sin forutsetning om at feilleddene i to forskjellige

²⁷ Se appendiks A.1.1.

²⁸ Se appendiks A.1.2.

tidsperioder skal være uavhengige, vil estimatene fremdeles være forventningsrette. De vil derimot ikke lenger være BLUE (Best Linear Unbiased Estimator).

6.7. Tolkning av koeffisientene fra estimeringen

I dette delkapittelet vil jeg gi en tolkning av koeffisientene fra estimeringen av boligprismodellen over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011. Jeg vil også se på hvordan de forskjellige koeffisientene har endret seg fra perioden andre kvartal 1990 til første kvartal 2004.

6.7.1. Feiljusteringsmekanismen

Justeringsparameteren (λ) i feiljusteringsmodellen angir farten tilbake til likevekt etter et avvik fra en estimert langtidssammenheng mellom boligpriser, rente, ledighet, inntekter og boligmasse. Dersom feiljusteringsmodellen er korrekt spesifisert, skal justeringsparameteren ligge mellom null og én. Jo nærmere null den er, jo tregere går tilpasningen tilbake til likevekt. Justeringsparameteren er estimert til å være 0,06, og den er signifikant på 1 prosent nivå. Et avvik fra den estimerte langtidssammenhengen vil dermed justeres inn med 0,06 prosent for hvert kvartal. Det er mulig å beregne halveringstiden for denne tilpasningen²⁹. Halveringstiden for avviket fra langtidssammenhengen er beregnet til å være 11,2 kvartaler dersom justeringsparameteren er 0,06. Korrigeringsmekanismen er omtrent dobbelt så treg som den var for perioden 1990 til 2004. Da var justeringsparameteren estimert til å være 0,12.

²⁹ Halveringstiden beskriver hvor lang tid det går før avviket fra langtidssammenhengen er halvert. Formelen for halveringstiden er $(1 - \lambda)^t = 0,5 \Rightarrow t = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1-\lambda)}$ (Norges Bank, 2000)

6.7.2. Rente

Renten inngår som en viktig forklaringsvariabel i boligprismodellen, både på kort og lang sikt. I boligprismodellen er bankenes gjennomsnittlige utlånsrente valgt som variabel for renten. Estimeringen over perioden andre kvartal 1990 til første kvartal 2004 impliserer at boligprisene vil stige mer på kort sikt enn på lang sikt dersom renten faller. Dette kaller Jacobsen og Naug en "overshooting-effekt" som kan ha negative virkninger. De mener imidlertid ikke at denne effekten representerer en boligprisbølge. Frem til 2004 falt renten betraktelig, men "overshootingen" var relativt beskjeden.

Nettoeffekten av en renteøkning på ett prosentpoeng er bare $(1 - 0,28) = 0,72$ når det tas hensyn til marginalsattesatsen for kapitalinntekter og – utgifter. I følge estimeringen av boligprismodellen for perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011 vil ett prosentpoengs økning i renten redusere boligprisene med $3,38 * 0,72 = 2,43$ prosent etter det første kvartalet. Denne effekten er ganske lik for perioden 1990 til 2004, da nettoeffekten var 2,25 prosent. Det kan dermed tolkes som om renten har omtrent den samme effekten på boligprisene på kort sikt i perioden 1990 til 2011 som den hadde i perioden 1990 til 2004. Effekten er signifikant på 1 prosent nivå. Økt rente er med på å øke bokostnadene, og dette gjør det dyrere å eie bolig. Dermed har modellen predikert riktig fortegn for variabelen både på kort og lang sikt, siden økt rente slår ut i redusert vekst i boligprisene.

På lang sikt vil en økning (reduksjon) i utlånsrenten redusere (øke) boligprisene med 10,47 prosent. Denne effekten er også signifikant på 1 prosent nivå. Avviket fra den estimerte langtidssammenhengen vil justeres inn med 0,06 prosent for hvert kvartal. Effekten er en del høyere enn det som er rimelig å forvente, både i forhold til resultatene for perioden 1990 til 2004 og til andre studier. IMF (2004) fant at realboligprisene i 18 OECD-land i gjennomsnitt vil falle med 3,5 prosent på lang sikt dersom det nominelle rentenivået øker med ett prosentpoeng og de andre forklaringsfaktorene ligger fast.

6.7.3. Nybygging

Ut i fra teorien er boligmassen en viktig forklaringsfaktor for veksten i boligprisene. Jacobsen og Naug har dermed inkludert denne variabelen i feiljusteringsleddet i modellen. De har valgt å pålegge at inntekt og boligmasse skal ha samme langtidseffekt, men med motsatt fortegn. Dette har de gjort fordi de samlede lønnsinntektene og boligmassen er sterkt korrelert når de justeres for sesongvariasjon. Dermed ville ikke modellen gitt nøyaktige koeffisientestimerer hvis variablene inngikk i modellen med separate koeffisienter³⁰.

Dersom man antar at varigheten på en bolig før den må erstattes er 100 år, så må det i en stabil likevekt bygges boliger tilsvarende 1 prosent av boligmassen hvert år. Dersom man på kort sikt (ett år) ønsker å øke boligmassen med 1 prosent, må nybyggeraten øke med 100 prosent det første året. Dette er ikke mulig, så dermed inngår ikke boligmassen på kort sikt.

En reduksjon i boligprisene vil forvente å gi mindre nybygging og boligmasse over tid. Dersom det finnes for få boliger i forhold til etterspørselen etter boliger, vil boligprisene presses oppover. Som vist i figur 1 er tilbudet av boliger konstant på kort sikt, siden det tar tid å bygge nye boliger og nybyggingen per år er lav i forhold til den totale boligmassen. Over tid vil boligmassen tilpasse seg etterspørselen. Når boligprisene øker vil det bli mer lønnsomt for entreprenørene å bygge boliger, og de vil da sette i gang nye prosjekter. Boligprismodellen predikerer at veksten i boligprisene vil avta med 1,31 prosent på lang sikt dersom boligmassen øker med 1 prosent. Denne effekten er signifikant på 1 prosent nivå, og den har også riktig fortegn i forhold til hva som er rimelig å forvente. I følge estimeringen over perioden 1990 til 2004 vil 1 prosents økning i boligmassen føre til en nedgang i boligprisene på 1,73 prosent over tid. Denne effekten er også signifikant på 1 prosent nivå.

I følge Statistisk Sentralbyrå var det en kraftig nedgang i trenden på igangsatte boliger fra 2007 til og med 2010 på 40 prosent. Deretter økte det mot midten av 2011, før det igjen har gått litt ned igjen det siste året. Faktisk har antall igangssatte boliger gått ned med 16 prosent i perioden april 2011 til mars 2012. Dersom den høye veksten i boligprisene fortsetter fremover, bør det settes i gang flere byggeprosjekter. I tillegg har befolkningnen økt med 10 prosent de siste ti årene, noe i stor grad skyldes en sterk økning i levealderen og innvandring. Det har også blitt mer vanlig å bo alene. I 2011 var det nesten 20 prosent som bodde alene (SSBs statistikkbank). Dette skaper dermed en større etterspørsel etter boliger.

³⁰ Se fotnote 17 i Jacobsen og Naug (2004).

6.7.4. Husholdningenes inntekter

Husholdningenes samlede inntekter inngår i boligprismodellen som forklaringsvariabel både på kort og lang sikt. På kort sikt er inntektselastisiteten gitt ved 0,07. En proSENTS økning i husholdningenes inntekter vil dermed øke boligprisene med 0,07 prosent det første kvartalet og 0,28 prosent det første året. Denne effekten er signifikant på 10 prosent nivå. Effekten er omtrent dobbelt så lav som den var for periode 1990 til 2004. Husholdningenes samlede lønnsinntekter forklarer dermed en mindre del av veksten i boligprisene på kort sikt for perioden 1990 til 2011, enn den gjorde fra 1990 til 2004.

Analysen til Jacobsen og Naug indikerer at boligprisene vil vokse om lag i takt med husholdningenes lønnsinntekter på lang sikt. En sterkere vekst i lønnsinntektene vil dermed bidra til å øke veksten i boligprisene. I estimeringen av boligprismodellen for perioden andre kvartal 1990 til første kvartal 2004 vil boligprisene øke med 0,48 prosent det første året og med 1,73 prosent på lang sikt dersom lønnsinntektene øker permanent med 1 prosent og de andre forklaringsfaktorene ligger fast. Effekten er signifikant på 10 prosent nivå på kort sikt, og 1 prosent nivå på lang sikt. Når jeg estimerer boligprismodellen over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011 får jeg at boligprisene vil øke med 1,31 prosent på lang sikt dersom inntektene øker med 1 prosent. Effekten er dermed litt lavere på lang sikt for perioden 1990 til 2011.

I perioden første kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011 har husholdningenes samlede inntekter økt med 233 prosent, mens boligprisene har økt med 314 prosent i samme periode. På samme tid har husholdningenes gjeld økt minst like mye som boligprisene, med hele 367 prosent (SSBs statistikkbank). Dermed kan det konkluderes med at inntektene bare kan forklare en begrenset del av boligprisøkningen. Derimot kan det tyde på at gjeldsøkningen forklarer en langt større del av utviklingen i boligprisene. Likevel er ikke husholdningenes gjeld inkludert i boligprismodellen, da det ikke ga signifikante effekter på boligprisene. I følge en forskningsrapport fra Statistisk Sentralbyrå (Anundsen og Jansen, 2011), kan det tyde på at gjeld og boligpriser driver hverandre. De fant at dersom bankene "eksogent" øker gjeldsvekstraten med ett prosentpoeng, vil det øke veksten i boligprisene med 0,86 prosentpoeng umiddelbart. Boligprisveksten vil deretter øke kredittveksten i neste periode, som igjen vil forsterke boligprisveksten, og så videre. Dermed ville vi fått et simultanitetsproblem dersom vi inkluderte gjeld i boligprismodellen.

6.7.5. Arbeidsledighet

Den registrerte arbeidsledigheten inngår i den langsiktige likevektssammenhengen i boligprismodellen. Arbeidsledighetsraten er ikke lagget, slik som de andre variablene som inngår i feiljusteringsleddet er. Vanligvis er alle variabler som inngår i feiljusteringsleddet angitt på lagget form. Dermed kan det være litt vanskelig å tolke effekten en endring i arbeidsledighetsraten har på boligprisene. Mest sannsynlig er det riktig å tolke det som at hvis arbeidsledigheten øker med 1 prosent i slutten av periode t , så vil boligprisene falle med 0,54 prosent i starten av periode t . Denne effekten er signifikant på 5 prosent nivå. Dersom arbeidsledighetsraten skulle falle permanent med ett prosentpoeng fra 4 prosent til 3 prosent, ville dette bety en nedgang i ledigheten på 25 prosent³¹. Det ville resultere i en økning i boligprisene med 13,5 prosent over tid. Fra estimeringen over perioden andre kvartal 1990 til første kvartal 2004 fant jeg at dersom arbeidsledighetsraten faller permanent med ett prosentpoeng fra 4 prosent til 3 prosent, vil dette redusere boligprisene med 10,8 prosent på lang sikt. Dermed har effekten av endret arbeidsledighet en litt større effekt i min analyse, enn det analysen frem til 2004 indikerer.

6.7.6. Husholdningenes forventninger

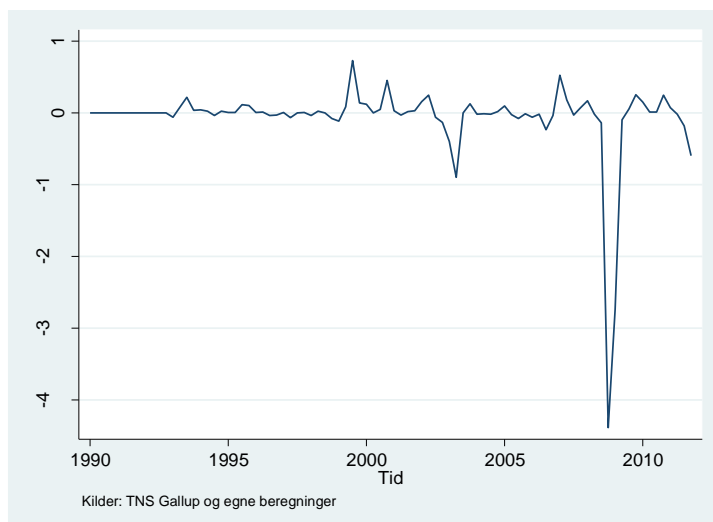
Forventningsvariabelen som inngår i boligprismodellen, er som forklart tidligere konstruert ut i fra TNS Gallups forventningsindikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi, og har en signifikant påvirkning på boligprisene på kort sikt. Variabelen er korrigert for effekter av rente og ledighet, så dermed vil den måle skift i forventninger som skyldes andre forhold enn endringer i observert rente og ledighet.

Hvis forventningsvariabelen øker med én enhet, vil dette øke boligprisene med 0,02 prosent. Denne effekten er signifikant på 1 prosent nivå. Effekten er svært lav, og faktisk litt over dobbelt så lav som effekten fra estimeringsperioden andre kvartal 1990 til første kvartal 2004. Dette betyr at skift i forventningene som skyldes andre forhold enn endringer i observert rente og ledighet betyr under halvparten så mye for utviklingen i boligprisene for perioden 1990 til

³¹ $\frac{0,03-0,04}{0,04} = -0,25$

2011 enn for perioden 1990 til 2004. Dermed kan dette bety at finanskrisen ikke har påvirket boligprisene i den grad man skulle forvente.

Figur 10: Den konstruerte forventningsvariabelen. Kvartalstall, 1. kv. 1990 – 4. kv. 2011



I figuren over ser vi at den konstruerte forventningsindikatoren er rimelig stabil rundt 0. Det første store avviket ser vi rett før årtusenskiftet, da veksten i norsk økonomi var sterk. 1998 var et urolig år for norsk økonomi, med blant annet betydelig fall i oljeprisen, sviktende tillit til den norske pengepolitikken og internasjonal finansiell uro³². Fra 2002 til 2003 bidro kraftige negative impulser både fra oljevirkosomheten og fra konkurranseutsatt virksomhet til konjunkturedgang. Dette vises også igjen i forventningsindikatoren. Det største avviket i den konstruerte forventningsindikatoren finner vi i årsskiftet 2008/2009. Selv om finanskrisen påvirket forventningene til husholdningene kraftig i negativ retning, var indikatoren raskt tilbake til 0. Det kan dermed tyde på at finanskrisen endret utsiktene husholdninger hadde for norsk økonomi på kort sikt, men ikke på lang sikt. Dette kan skyldes at regjeringen i januar 2009 la frem en krisepakke som skulle dempe arbeidsledigheten og virkningene rundt finanskrisen. Hvis dette er tilfelle kan det se ut til å ha vært med på å fjerne mesteparten av pessimismen.

³² <http://www.ssb.no/emner/08/05/10/oa/9901/kt.html> 2/5

6.8. Diskusjon av modellen

Den opprinnelige estimeringsperioden av boligprismodellen går fra andre kvartal 1990 til første kvartal 2004. Dette er en forholdsvis kort periode å konstruere en modell ut i fra. Forløpet til forrige store nedgangsperiode i boligmarkedet er ikke inkludert i datasettet, bare slutten av nedgangsperioden som endte i 1993. Det er nok mest sannsynlig begrensningen til eldre data som har hindret dem i å utvide estimeringsperioden.

En svakhet ved boligprismodellen er at den er konstruert på bakgrunn av et datasett for en periode hvor det ikke har vært noen store endringer i økonomien. Modellen ble utarbeidet før finanskrisen, hvor den økonomiske situasjonen var stabil. En økonometrisk modell som skal forklare boligprisene, burde også kunne ta hensyn til om det har vært en bankkrise i estimeringsperioden. Etter finanskrisen ser vi hvor viktig dette er. Siden Jacobsen og Naug har inkludert en forventningsvariabel som har til hensikt å fange opp endrede forventninger hos husholdninger som ikke skyldes endringer i rente og arbeidsledighet, har de sannsynligvis lyktes i å fange opp effekter av endrede forventninger hos husholdningene.

Da jeg estimerte modellen over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011, forventet jeg å få noenlunde like koeffisientestimer. Estimaten viste seg å ikke forandre seg så mye, og de fleste variablene var signifikante. Stabiliteten i koeffisientestimatene betyr at forfatterne har funnet en robust modell. Siden modellen også klarte å predikere andre og tredje kvartal 2004 rimelig godt³³, er ikke datamining noe problem i modellen.

Det er uklart hvorfor forfatterne velger å inkludere arbeidsledighetsrate på tidspunkt t i feiljusteringsleddet. Vanligvis inkluderes feiljusteringsleddet på lagget form. Det er ikke grunn til å si at arbeidsledighetsraten skal være et unntak, siden arbeidsledighetsraten umulig kan virke raskere på boligprisene enn renten, som er oppgitt på lagget form. Jeg har forsøkt å inkludere arbeidsledighetsraten på tidspunkt $t-1$ i feiljusteringsleddet istedenfor, men dette fungerte ikke noe bedre.

Boligmassen inngår som en av variablene i modellen på lang sikt. Under variabelforklaringene står det at boligmassen som inngår i modellen er *boligmassen målt i faste priser*, men et annet sted i artikkelen står det at variabelen boligmasse brukes *slik den*

³³ I følge Jacobsen og Naug (2004).

måles i nasjonalregnskapet. Jeg vil anta at det er riktig å bruke boligmassen slik den måles i nasjonalregnskapet.

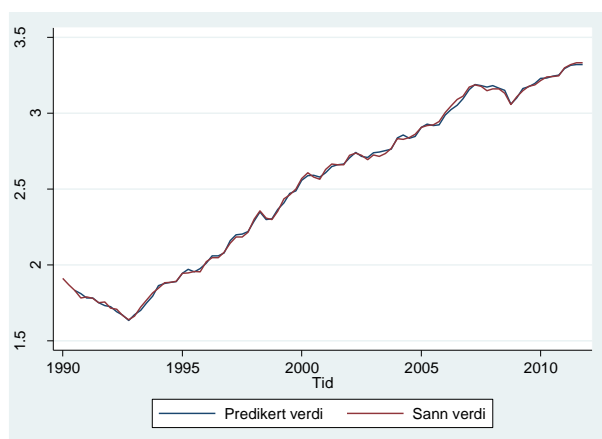
Ut i fra figur 8 er det tydelig at boligmasse, boligpriser og inntekter inneholder en trendfaktor. Siden estimeringsperioden er forholdsvis kort, kan det også synes som om at både renten og arbeidsledigheten har et negativt trendelement i seg. Det kan dermed være lurt å fjerne eventuelle trendelement, før variablene benyttes i modellen.

I tillegg kunne det kanskje vært lurt å inkludere flere feiljusteringsledd. Siden modellen inneholder bare et feiljusteringsledd, skjer justeringslikevekten bare i forhold til avviket som skjedde i forrige periode. For kvartalsdata er det ofte nyttig å ha med flere lags i feiljusteringsmodellen. Spesielt er dette aktuelt for en boligprismodell, siden flere av variablene som inngår i langsiktigssammenhengen er trege.

Når det gjelder autokorrelasjon i feilledet står Durbin-Watson verdien oppgitt i artikkelen. Denne testen kan ikke brukes til å teste for autokorrelasjon i feilledet når modellen inneholder laggede verdier. Når jeg tester for autokorrelasjon i feilledene ved hjelp av en Ljung-Box test får jeg at null-hypotesen om at det ikke foreligger autokorrelasjon kan forkastes på 5 prosent nivå. Dermed vil ikke koeffisientestimatene som er oppgitt i artikkelen til Jacobsen og Naug (2004) være BLUE, men de vil fremdeles være forventningsrette.

Figuren under viser sann verdi og predikert verdi av logaritmen til boligprisene. Selv om modellen får litt dårligere forklaringskraft når jeg utvider estimeringsperioden, føyer modellen godt. Med en forklaringskraft på 80 prosent forklarer ikke modellen hele variasjonen i boligprisene. 20 prosent av variasjonen i boligprisene er fremdeles uforklart.

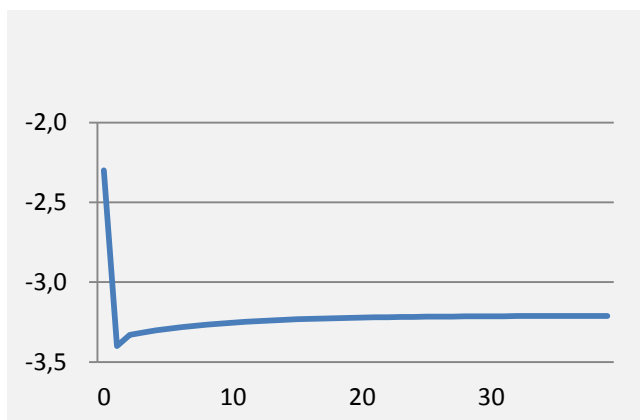
Figur 11: Sann verdi og predikert verdi av logaritmen til boligprisene



6.9. Hvordan reagerer boligmarkedet på en permanent endring i renten?

I boligprismodellen inngår bankenes gjennomsnittlige utlånsrente etter skatt som forklaringsvariabel. Rentevariabelen er signifikant på 1 prosent nivå på både kort og lang sikt. I dette delkapittelet vil jeg først gå igjennom resultatene som Jacobsen og Naug (2004) presenterte i sin artikkel. Deretter vil jeg undersøke hvordan en renteendring vil påvirke boligprisene på kort og lang sikt ut i fra resultatene jeg fikk når jeg utvidet datasettet til fjerde kvartal 2011. Til slutt vil jeg sammenligne mine resultater med resultatene fra Jacobsen og Naug sin artikkel.

Figur 12: Ett prosentpoengs økning i utlånsrenten. Prosentvis endring de 40 første kvartalene etter skiftet



Jacobsen og Naug fant i sin estimering at dersom renten økes permanent med ett prosentpoeng vil boligprisene falle med 2,28 prosent det første kvartalet. Etter to kvartal har boligprisene falt med 3,33 prosent. På lang sikt vil boligprisene reduseres med 3,22 prosent. Dette forutsetter at alle de andre

forklaringsfaktorene ligger fast. Dermed finnes det en relativt svak «overshooting-effekt» når renten endres, siden boligprisene endres mer på kort sikt enn på lang sikt ved en renteendring. Justeringsparameteren er estimert til å være 0,12. Et avvik fra den estimerte langtidssammenhengen mellom boligpriser, rente, ledighet, inntekter og boligmasse vil da justeres inn med 0,12 prosent for hvert kvartal. Dette fortsetter helt til modellen når sin langsiktige likevektsverdi. Halveringstiden av avviket fra likevekt er gitt ved 5,4 kvartaler³⁴, som tilsvarer nesten 1,5 år.

I følge modellen for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi³⁵, vil en økning i renten slå sterkt ut i forventningene på kort sikt. Isolert sett vil økt rente føre til forventninger om at boligprisene skal falle. Dermed vil kanskje mange utsette boligkjøpet, i påvente av lavere boligpriser. Følgelig kan boligprisene falle mer på kort sikt enn på lang sikt

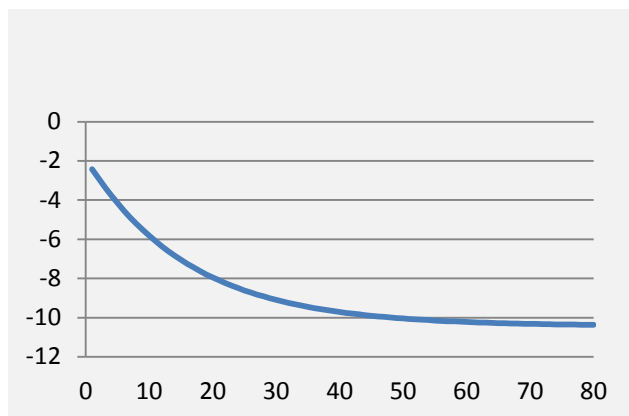
³⁴ Formel for halveringstid: $t = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1-0,12)} = 5,42$.

³⁵ Se tabell 3.

dersom renten øker. En annen mulig grunn til at renteendringer slår sterkt ut på kort sikt, er at andelen lån med fast rente av bankenes totale utlån til lønnskakere er svært lavt i forhold til de med flytende rente. Fjerde kvartal 2011 var andelen fastrentelån på 7,3 prosent³⁶. Selv om tallet er lavt i forhold til de fleste andre land, er det det høyeste nivået siden utgangen av 2005. Norge har mye lavere andel fastrentelån enn for eksempel Sverige, hvor halvparten av alle nye boliglån i 2011 var med fast rente³⁷.

I min analyse har jeg estimert boligprismodellen over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011. Jeg finner at renten har fått en noe høyere effekt på kort sikt enn den hadde i Jacobsen og Naug sin artikkel, men forskjellen er minimal. I min analyse vil boligprisene reduseres med 2,43 prosent det første kvartalet dersom renten økes med ett prosentpoeng. Etter to kvartaler vil boligprisene være redusert med 2,88 prosent. På lang sikt vil denne permanente renteøkningen redusere boligprisene med 10,47 prosent. Ut i fra verdien for justeringsparameteren og kort- og langsiktskoeffisientene for variabelen rente finnes det ikke noe "overshooting-effekt" når jeg estimerer over denne perioden.

Figur 13: Ett prosentpoengs permanent økning i utlånsrenten. Prosentvis endring de 80 første kvartalene etter skiftet



I figuren til venstre har jeg simulert hvordan boligprisene vil reagere på ett prosentpoengs permanent økning i utlånsrenten. Justeringsparameteren er estimert til å være -0,06. Et avvik fra likevekt vil dermed justeres med 0,06 prosent for hvert kvartal. Etter 11,2 kvartaler er halvparten av avviket fra

langtidssammenhengen lukket. Dette tilsvarer nesten tre år. Boligprismodellen impliserer dermed at renten har en langt sterkere effekt på boligprisene på lang sikt.

Jeg finner i min analyse at endringer i renten vil virke forholdsvis likt på boligprisene på kort sikt som det Jacobsen og Naug fant i sin analyse. På lang sikt vil derimot en renteendring virke 3,25 ganger kraftigere enn det Jacobsen og Naug fant. Renten har dermed ikke denne "overshooting-effekten" på boligprisene som den hadde i estimeringsperioden 1990 til 2004.

³⁶ Statistisk Sentralbyrå: <http://www.ssb.no/orbofur/>

³⁷ <http://www.na24.no/article3131882.ece>

Justeringfarten til langsiktig likevekt er i min analyse omtrent dobbelt så treg som det Jacobsen og Naug fant i 2004.

6.10. Relevans for pengepolitikken

Renten har vist seg å være en viktig forklaringsfaktor for boligprisveksten. Sentralbanken har dermed et verktøy som kan påvirke boligprisene både på kort og lang sikt. Som vist tidligere, påvirker renteendringer boligmarkedet både direkte og indirekte gjennom minst seks ulike kanaler. Boligprisene har dermed stor effekt på den økonomiske aktiviteten.

Sentralbanken tar allerede hensyn til at boligpriser kan påvirke stabiliteten i produksjon, inflasjon og sysselsetting når de setter renten. Men for at boligprisene skal kunne få en spesiell rolle i pengepolitikken, må man i følge Mishkin (2007) kunne anta at sentralbanken kan identifisere en pågående boligboble. Siden det er svært vanskelig, om ikke umulig å konstatere en boble på forhånd, så holder ikke denne forutsetningen. Dessuten kan husholdningene bli usikre på sentralbankens målsettinger, dersom sentralbanken fokuserer for mye på å begrense veksten i boligprisene.

Dermed bør sentralbanken heller forberede seg på forskjellige scenarioer, og se på hvordan økonomien vil reagere på prisfall på boliger. Dermed kan de handle raskt og effektivt dersom boligprisene brått skulle falle kraftig. Dette kan la seg gjøre ved hjelp av såkalte stresstester³⁸. Norges Bank har utviklet en liten makroøkonomisk modell (SMM, Small Macro Model) som modellerer blant annet forholdet mellom boligpriser, husholdningenes gjeld og BNP. Formålet med modellen er å se utslagene av spesifikke stressutslag³⁹ i makroøkonomien i sammenheng med referansebanen. I tillegg til SMM bruker Norges Bank makromodeller til overvåking av finansiell stabilitet.

³⁸ Analyser av virkninger på norsk økonomi og norske banker ved hjelp av økonomiske modeller.

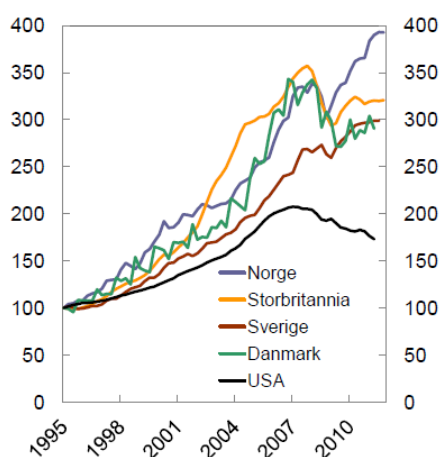
³⁹ Dramatisk utvikling i størrelser som er viktige for finansiell stabilitet.

6.11. Boligmarkedet i utlandet (sammenlignet med Norge)

Det norske boligmarkedet har utviklet seg i motsatt retning i forhold til de fleste andre land etter finanskrisen. Det er derfor interessant å se på årsaker til hvorfor det norske boligmarkedet skiller seg fra boligmarkeder i utvalgte andre land. Norge skiller seg fra de fleste andre land når det gjelder skattefordeler ved å eie egen bolig. I tillegg til at boligeiere får 28 prosent fradrag fra skatten for alle gjeldsrenter, får de fritak for skatt ved gevinst på salg av bolig dersom de har bodd i boligen i minst ett av de to siste årene. Dessuten vil en del boligeiere slippe å betale formuesskatt, siden gjelden trekkes i fra før skatt på formue beregnes. Siden likningsverdiene ligger langt under markedsverdiene på boliger, blir boligformue vesentlig mindre skattlagt enn andre formuesobjekter som blir vedsatt til virkelig verdi, som for eksempel bankinnskudd. (NOU 2002: 2)

Selv med disse skattefordelene, kunne likevel kunne Hemmelgarn og Nicodeme (2010) konkludere med at skatteforhold ikke var noen hovedårsak til den kraftige oppgangen i boligprisene på 2000-tallet. Som vist i figuren under, hadde landene forholdsvis lik utvikling i boligpriser frem til finanskrisen, uavhengig av skattesystem. I motsetning til de andre landene, har boligprisene i Norge fortsatt å vokse etter finanskrisen. Det har vært diskutert om boligprisene i Norge har vært lavt priset i forhold til utlandet, og at dette dermed er grunnen til at vi ikke har opplevd en like kraftig nedgang som de andre landene under finanskrisen.

Figur 14: Boligprisene i utvalgte land. Indeksert, 1. kv. 1995=100. 1. kv. 1995 – 4. kv. 2011

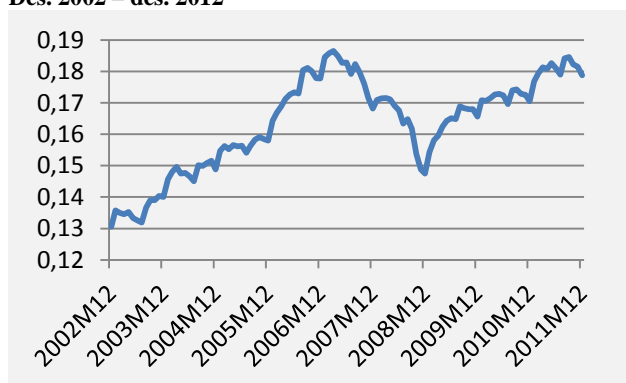


Kilde: Norges Bank⁴⁰

⁴⁰ http://www.norges-bank.no/pages/87857/figurer_foredrag_eiendomsdagene_19012012.pdf

På grunn av barske klimatiske forhold i Norden, blir byggekostnader høyere i Norge og nabolandene enn i de fleste andre land. Ut i fra dette har det vært argumentert for at markedsprisene i det norske boligmarkedet ikke er kunstig høye, men en konsekvens av høye byggekostnader⁴¹. I figuren under er boligprisen deflatert med boligbyggeindeksen. Figuren viser at boligprisindeksen har økt mer enn boligbyggeindeksen helt siden januar 2009. I perioden fra 2003 til 2007 steg også boligprisene mer enn boligbyggekostnadene. Det vil si at boligprisene ikke stiger bare fordi det er dyrt å bygge bolig i Norge.

Figur 15: Boligprisene deflatert med boligbyggeindeksen, månedstall.
Des. 2002 – des. 2012



Kilder: NEF, EFF, Finn.no, ECON, SSB og egne beregninger.

Råvarer og arbeidskraft har i liten grad økt i realpris. Relativt til konsumprisindeksen (KPI-JAE) økte byggekostnadsindeksen med bare 25 prosent i perioden desember 2002 til desember 2011⁴². I samme periode økte realboligprisindeksen med 71 prosent⁴³. Trolig er denne økningen i byggekostnader til dels forbigående på grunn av press på sektoren. I kostnadene tilknyttet bygg og anlegg lå Norge nesten 50 prosent over gjennomsnittet for EU-landene i 2009⁴⁴. Sverige og Danmark ligger også på kostnadstoppen når det gjelder bygg og anlegg, så det må dermed være andre grunner til hvorfor boligprisene i Norge har fortsatt å vokse etter finanskrisen.

⁴¹ Grytten (2009)

⁴² Kilder: NEF, EFF, Finn.no, ECON, SSBs statistikkbank og egne beregninger.

⁴³ Kilder: NEF, EFF, Finn.no, ECON, SSBs statistikkbank og egne beregninger.

⁴⁴ <http://ssb.no/emner/08/02/pppvare/arkiv/art-2011-02-23-01.html>

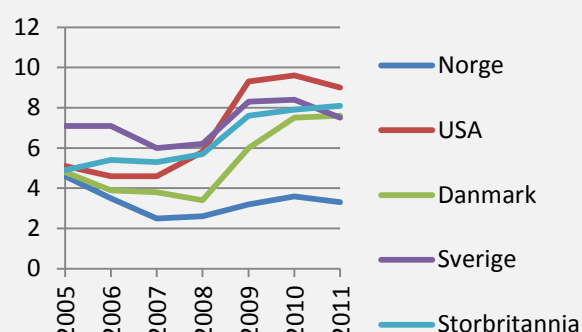
Norge skiller seg fra de fleste andre land i forhold til at vi har en stor oljeformue.

Driftsbalansen i prosent av bruttonasjonalprodukt er mye høyere i Norge enn de andre landene⁴⁵. En positiv driftsbalanse vil si at inntekter fra handel og investeringer har vært større enn utgiftene⁴⁶. I oversikten nedenfor viser en oversikt over driftsbalansen i prosent av bruttonasjonalprodukt for Norge og fire utvalgte land, samt en sammenligning av tre viktige forklaringsfaktorer for boligpriser⁴⁷. Dette for å se om Norge skiller seg fra de andre landene for de forskjellige forklaringsfaktorene.

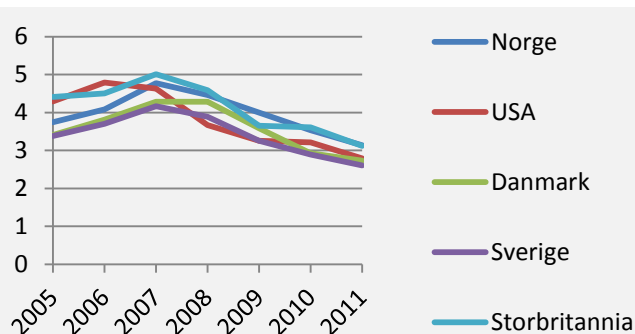
Figur 16: Driftsbalansen i prosent av BNP for utvalgte land. Årstall, 2005-2011



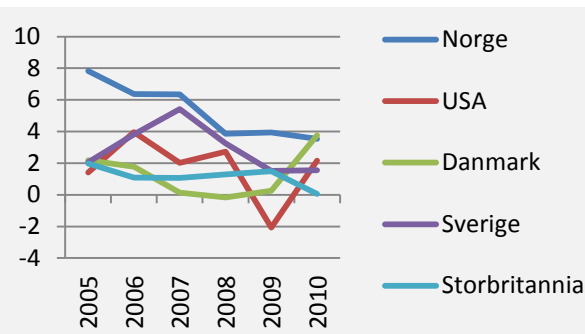
Figur 17: Arbeidsledighet for utvalgte land, prosent. Årstall, 2005-2011



Figur 18: Langsiktige renter for utvalgte land, prosent. Årstall, 2005-2011



Figur 19: Disponibel realinntekt for utvalgte land, prosent. Årstall, 2005-2010



I forhold til de andre landene, har Norge hatt en arbeidsledighet som er mye lavere. Vi hadde heller ikke noen stor økning under finanskrisen som de andre landene hadde. Utviklingen i de langsiktige rentene (årlig gjennomsnitt) har vært svært lik, både før og etter finanskrisen.

⁴⁵ http://stats.oecd.org/Index.aspx?datasetcode=MEI_BOP#

⁴⁶ http://www.ssb.no/emner/09/ur_ekonomi/main.shtm

⁴⁷ Data er hentet fra: <http://www.oecd.org/>.

Norge har siden 2010 ligget på det samme nivået som Storbritannia, men i 2007 hadde Storbritannia en høyere langsiktig rente enn Norge. Årlig gjennomsnittlig vekst i disponibel realinntekt viser at Norges vekstrate har ligget over de andre landene, men i 2010 nådde Danmark samme nivå. Det finnes bare dataserier frem til og med 2010.

Med høy driftsbalanse i prosent av bruttonasjonalprodukt, lav arbeidsledighet og høyere vekst i disponibel realinntekt skiller Norge seg fra de andre landene. Siden både arbeidsledigheten og husholdningenes inntekter⁴⁸ er viktige forklaringsvariable for boligprisene, kan dette være en grunn til at boligprisene i Norge har utviklet seg i motsatt retning i forhold til de andre landene. Data for variablene boligmasse og husholdningenes forventninger finnes ikke for de utvalgte landene i følge IMF sin dataoversikt⁴⁹. Men for husholdningenes forventninger antar jeg at de andre landene i større grad har blitt påvirket av finanskrisen, siden de har hatt en sterk økning i arbeidsledigheten.

6.12. Finnes det en boble i det norske boligmarkedet?

Den sterke veksten i de norske boligprisene de siste årene gir grunn til å spørre om det er en boble i boligmarkedet. Siden P/R-koeffisienter og realboligpriserindeksen ikke måler om boligprisene er høye i forhold til husleie eller andre priser i økonomien på grunn av en boble eller som følge av utviklingen i fundamentale forhold, skal jeg hovedsaklig bruke boligprismodellen til Jacobsen og Naug til å se på om boligprisene er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, nybygging, forventninger, arbeidsledighet og husholdningenes inntekter. Jeg vil også diskutere om det er grunn til å si at vi er i en boligboble, ut i fra kriteriene til Case og Shiller.

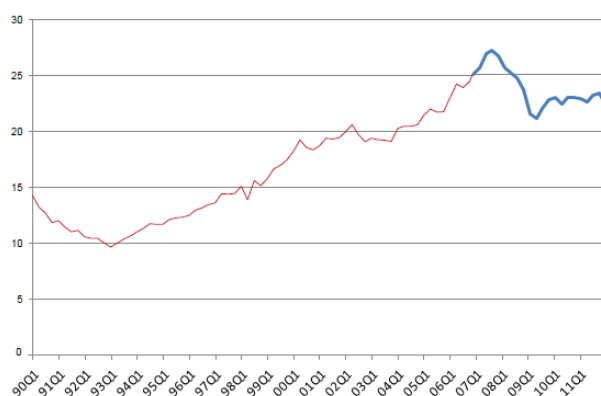
⁴⁸ Det er imidlertid husholdningenes samlede nominelle inntekter som inngår i boligprismodellen.

⁴⁹ <http://www.imf.org/external/np/ds/matrix.htm>

6.12.1. P/R-koeffisienter

Statistisk Sentralbyrå har samlet data for leiepriser i utleiemarkedet både for gjennomsnittlig månedlig leie og gjennomsnittlig årlig leie per kvadratmeter. Boligprisstatistikken er den samme som i boligprismodellen. Data for gjennomsnittlig årlig leie per kvadratmeter går bare tilbake til tredje kvartal 2006. For å kunne se på P/R-koeffisienter tilbake til 1990, har jeg benyttet en graf som ble presentert av Ola Grytten i 2009. Fra og med tredje kvartal 2006 til og med fjerde kvartal 2011 har jeg brukt tall basert på egne utregninger.

Figur 20: P/R-koeffisienter, 1. kv. 1990 – 4. kv. 2011



Kilde: Odinfondene⁵⁰, SSB, NEF, EFF, Finn.no, ECON og egne beregninger.

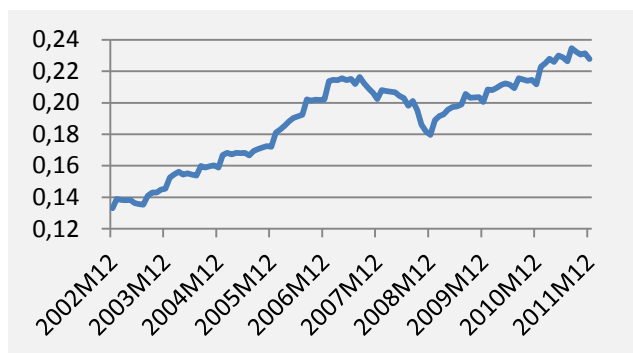
Ut i fra figuren over kan vi se at P/R-forholdet steg jevnt fra starten av 1993 og frem til det nådde toppen i andre kvartal 2007. Deretter falt boligprisene i forhold til leieprisene frem til starten av 2009 hvor P/R-forholdet var omtrent det samme som i slutten av 2005. Siden starten av 2009 har forholdet økt litt, men ligget jevnt rundt 23. Etter 2009 har grafen flatet ut, så det er dermed ikke noen direkte grunn til å bekymre seg for en boble i boligmarkedet ut ifra dette. Jeg har dermed ikke noe grunnlag for å si at det finnes en boble i boligmarkedet på bakgrunn av P/R-koeffisientene.

⁵⁰ http://www.odinfond.no/OdinPortal-NO/multimedia/archive/00003/OlaHGrytten_odinkonf_3880a.pdf

6.12.2. Realboligprisindeksen

Det er også interessant å se på boligpriser relativt til andre priser i økonomien. Ved å deflatere boligprisindeksen med konsumprisindeksen justert for endringer i avgifter og uten energivarer (KPI-JAE), får vi realboligprisindeksen. Dersom realboligprisindeksen stiger mye, betyr det at boligprisene har steget mye raskere enn andre priser. Dette kan dermed være en indikasjon på at vi har en boble i det norske boligmarkedet, dersom en slik indeks er betegnende for bobleoppbygging.

Figur 21: Realboligprisindeksen. Månedstall, des. 2002 – des. 2011



Kilder: SSB, NEF, EFF, Finn.no og ECON.

Grafen over viser utviklingen i realboligprisindeksen siden desember 2002.

Realboligprisindeksen har steget kraftig, bortsett fra en nedgang fra 2007 og frem mot 2009. Siden årsslutt i 2008 og frem til i dag har de reelle boligprisene vokst omtrent like kraftig som de gjorde før fallet i 2007-2008. Jeg vil dermed se på resultatene fra estimeringen av boligprismodellen for å se om det er boligprisene som er overvurdert i forhold til fundamentale faktorer eller om det er fundamentale faktorer som har gjort at boligprisene er høye.

6.12.3. Case og Shillers kriterier for boligboble

I kapittel 2.3 gikk jeg igjennom Case og Shillers kriterier for at det finnes en boble i boligmarkedet. Det kan være interessant å se om det norske boligmarkedet oppfyller disse kriteriene.

Det første kriteriet går ut på at det er press på å bli boligeier. I dagens samfunn vil de fleste husholdninger etter hvert ende opp med å kjøpe egen bolig, hele 8 av 10 nordmenn eier egen bolig⁵¹. Man kan påstå at det forventes at man eier egen bolig i dagens samsfunn, men dette er vanskelig å fastslå. Dersom man ser på den historiske boligprisveksten, vil nok de aller fleste mene at det er bortkastet å leie bolig over svært mange år. Det anses nok at man kommer til å kjøpe seg bolig etter hvert.

Videre mener Case og Shiller at en økende andel som ser på boliger som en investering kan være et faresignal. Brutto investeringsutgifter til boligformål har økt med 20 prosent bare siden 2008⁵². Mange velger å kjøpe bolig istedenfor å leie, blant annet fordi de forventer en positiv avkastning på boligkjøpet. I følge en undersøkelse som Perduco har gjennomført for Garanti Eiendomsmegling i november/desember 2011, anser 67 prosent at bolig er den beste langsiktige investeringen⁵³. I følge undersøkelsen mente også over halvparten⁵⁴ at boligprisene kom til å fortsette å stige.

Det er heller ingen tvil om at media er svært opptatt av boligmarkedet. Det diskuteres omtrent daglig om det finnes en boligboble i det norske boligmarkedet, enten det er i aviser, på tv eller på internett. Dette kan bekreftes ved et enkelt søk på Google.no. Der finner jeg at ordet "boligboble" har gått igjen omtrent 20 000 ganger i norske artikler bare i 2012⁵⁵. Det kan nevnes at det både argumenteres for og i mot om det finnes en boble i boligmarkedet.

Et fjerde kriterie går ut på at boligprisene øker mer enn husholdningenes inntekter. I figuren nedenfor er boligprisene deflatert med husholdningenes samlede inntekter. Helt siden 1992

⁵¹I følge Statistisk Sentralbyrå: <http://www.ssb.no/samfunnsspeilet/utg/200705/11/index.html>

⁵²SSBs statistikkbank

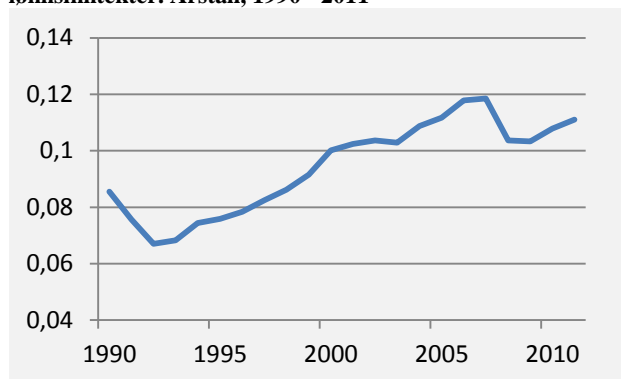
⁵³<http://www.ntbinfo.no/GARANTI-Eiendomsmegling/Ny-undersokelse-Bolig-er-den-beste-investeringen.17579/?type=releases&subType=overview&searchKey=baeb4a4f-7485-11e1-9b67-7b2b28106281&subSearchKey=9c67b6ad-70f0-11e1-9b67-7b2b28106281&pageIndex=1&releasePageIndex=null&firstCharOfName=ALL§orCode=null®ionCode=null>

⁵⁴53 prosent.

⁵⁵For perioden 1.1.2012 til 30.4.2012.

har boligprisene økt mer enn inntektene, med unntak av en periode fra 2007 til 2009. Bortsett fra denne perioden på to år, kan vi dermed si at kriteriet er oppfylt.

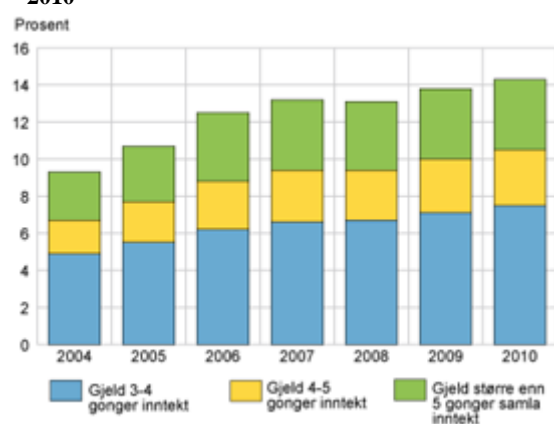
Figur 22: Boligpris deflatert med husholdningenes samlede lønnsinntekter. Årstall, 1990 - 2011



Kilder: NEF, EFF, Finn.no, ECON, SSB og egne beregninger.

Det siste kriteriet går ut på at husholdningene har svak risikoforståelse. I perioden første kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011 har gjelden økt med 367 prosent, og det har også vært en økning i gjeld i forhold til inntekt i samme periode. Ut i fra den kraftige gjeldsveksten til husholdningene kan det argumenteres for at husholdningene ikke forstår risikoen ved å ha så mye gjeld i forhold til inntekten. Dersom renten skulle stige, vil flere få store problemer med å betale tilbake lånet sitt.

Figur 23: Prosentandelen av husholdningene med samlet gjeld større enn 3 ganger samlet inntekt, 2004 – 2010



Kilde: SSB⁵⁶

⁵⁶ <http://www.ssb.no/iformue/>

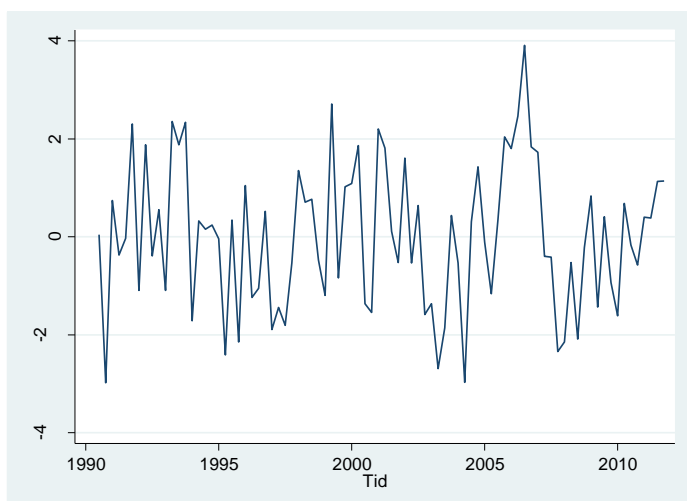
Det ser ut til at det norske boligmarkedet oppfyller samtlige av Case og Shillers krav for at om det finnes en boligboble. Robert Shiller uttalte seg i januar 2012 om det norske boligmarkedet⁵⁷. Han mener at med mindre det skal være grunner til at boligprisene skal stige så kraftig, så ser det ut til at vi er inne i en boligboble.

6.12.1. Boligprismodellen

Et av målene med boligprismodellen var å finne om boligprisene er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, inntekter, forventninger, arbeidsledighet og nybygging. Jeg kan ved hjelp av modellen, benytte avviket mellom faktisk og anslått boligpris som et mål på om boligprisene er overvurdert i forhold til fundamentale forklaringsfaktorer eller ikke. Siden variablene som inngår i modellen bare forklarer 80 prosent av endringene i boligprisene, er det flere faktorer som kan forklare veksten i boligprisene. IMF (2004) fant at globale faktorer forklarer 20 prosent og boligfaktorer og landsspesifikke faktorer forklarer under 5 prosent av veksten i norske boligpriser. Jeg vil imidlertid ikke konstruere en ny modell for boligprisene, da dette ikke var formålet med oppgaven.

Figuren under viser det prosentvise avviket mellom faktisk og anslått boligpris. Bortsett fra et positivt avvik på omtrent 4 prosent i slutten av 2006, har ikke faktisk boligpris hatt store avvik fra en anslått boligpris. Det er tydelig at det er bare små avvik fra den faktiske boligprisen og den predikerte boligprisen fra boligprismodellen i estimeringsperioden. Det er dermed ikke noen grunn til å si at boligprisene er overvurderte i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, inntekt, arbeidsledighet, forventninger og nybygging.

⁵⁷ <http://www.aftenposten.no/bolig/Amerikansk-professor-frykter-norsk-boligboble-6738948.html#.T42LfKtr2So>

Figur 24: Avviket mellom faktisk og anslått boligpris, prosent. 2. kv. 1990 – 4. kv. 2011

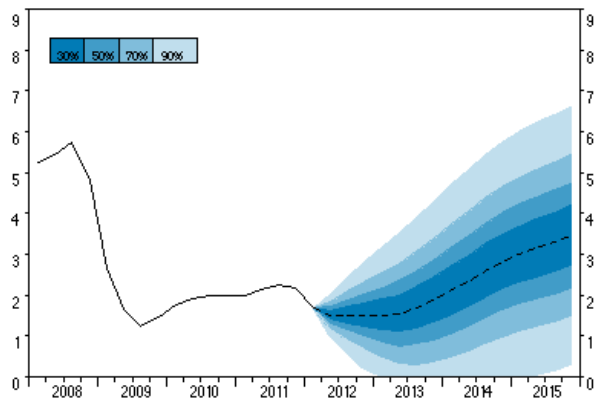
6.13. Fremtidsutsikter

Anslagene til Norges Bank for de neste årene⁵⁸ tilsier at arbeidsledigheten vil holde seg stabil om lag på dagens nivå, mens lønnsveksten trolig er på vei ned. Styringsrenten i 2015 forventes å være 2 prosentpoeng høyere enn dagens styringsrente på 1,5 prosent⁵⁹. Ut i fra min analyse og anslagene til Norges Bank er det ikke noe som tilsier at veksten i boligprisene skal øke ytterligere frem mot 2015. Både lavere lønnsvekst og høyere styringsrente vil bidra til å redusere veksten i boligprisene, både på kort og lang sikt. Dersom en økning i styringsrenten på to prosentpoeng vil få fullt utslag i bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, kan vi forvente en reduksjon i boligprisene på 21 prosent over tid. Halveringstiden for avviket fra likevekt vil være 11,2 kvartaler. Det vil dermed ta svært lang tid før denne endringen vil få fullt utslag i boligprisene, og det forutsettes at de andre forklaringsvariablene i modellen er uendret.

⁵⁸ Pengepolitisk rapport 1/12. Anslag frem til og med fjerde kvartal 2015.

⁵⁹ Pr. 12. april 2012.

Figur 25: Anslag for styringsrenten fremover



Kilde: Norges Bank⁶⁰

Boligprisene vokste med 9 prosent fra 2010 til 2011. Den gjennomsnittlige veksten i boligprisene har de tre siste årene vært 6,7 prosent. Norges Bank (2012) antar i Pengepolitisk rapport at veksten i boligprisene vil avta til 4-5 prosent mot slutten av prognoseperioden.

⁶⁰ <http://norges-bank.no/no/prisstabilitet/rentemoter/styringsrenten/>

7. Konklusjon

Formålet med oppgaven var å få klarhet i hvordan boligmarkedet fungerer, og ved hjelp av en empirisk modell for boligprisene kunne avklare om det finnes en boble i det norske boligmarkedet. Ut i fra mine estimeringer, er det ikke grunn til å si at boligprisene er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, inntekt, forventninger, ledighet og nybygging. Stabile P/R-koeffisienter de siste tre årene taler også imot at det finnes en boble i boligmarkedet.

Analysen over perioden andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2011 indikerer at boligprisene reagerer raskt og sterkt på renteendringer. Jeg finner at boligprisene reagerer mye sterkere på renteendringer på lang sikt enn på kort sikt. Halveringstiden er gitt ved 11,2 kvartaler. Justeringsmekanismen kan dermed anses å være svært treg. Sammenlignet med estimeringen for perioden andre kvartal 1990 til første kvartal 2004, beveger boligprisene seg omtrent dobbelt så tregt mot langtidslikevekten.

Norge skiller seg fra de fleste andre land ved at vi har opplevd voksende boligpriser etter finanskrisen. Jeg fant at lav arbeidsledighet, høy lønnsvekst og lave renter må være faktorer som forklarer dette. Både ledighet, inntekt og rente inngår som signifikante forklaringsvariabler i boligprismodellen, og påvirker dermed veksten i boligprisene i Norge.

Siden boligprisene påvirker den økonomiske aktiviteten gjennom minst seks ulike kanaler, har boligprisene en stor effekt på den økonomiske aktiviteten. Det er dermed viktig at Norges Bank vet hvordan renten kan påvirke boligprisene både på kort og lang sikt. I min analyse har jeg funnet at endringer i renten vil påvirke boligprisene mye sterkere på lang sikt enn det Jacobsen og Naug fant i sin analyse i 2004. På kort sikt er det i midlertid ikke noen nevneverdig forskjeller mellom mine beregninger og beregningene til Jacobsen og Naug.

Ut i fra Norges Banks anslag for styringsrenten fremover, kan vi i 2015 forvente en styringsrente som ligger to prosentpoeng høyere enn dagens styringsrente. Dermed kan vi i følge boligprismodellen forvente at veksten i boligprisene vil avta i årene fremover, gitt at de andre forklaringsvariablene i modellen ligger fast.

Referanseliste

- Anundsen, André K. og Jansen, Eilev S. (2011) Self-reinforcing effects between housing prices and credit: Evidence from Norway. *Discussion Papers No. 651, Statistics Norway, Research Department*.
- Bernanke, B. og Gertler, M. (2001) Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *American Economic Review*, 91, 253-257.
- Borio, Claudio, Lowe, Philip (2002) Asset prices, financial and monetary stability: the exploring nexus. *Working Papers No 114, Bank for international settlements*.
- Borio, C., W.B. English, og A.J. Filardo (2003): A Tale of Two Perspectives: Old or New Challenges for Monetary Policy? *BIS Working Paper*, 127.
- Box, G. og Ljung, G. M. (1978) On measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 297-303.
- Box, G. og Pierce, D. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 1509-1526.
- Case, Karl E. og Shiller, Robert J. (2004). Is there a bubble in the housing market? *Cowles Foundation paper no. 1089, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University*.
- Cecchetti, S., Genberg, H., Lipsky, J., og S. Wadhvani (2000). Asset Prices and Central Bank Policy, *Geneva Reports on the World Economy*, 2.
- Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987) Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55, 251-276
- Finanstilsynet (2011a) Boliglånsundersøkelsen høsten 2011. Finanstilsynet.

Finanstilsynet (2011b) Tilstanden i finansmarkedet og utsiktene fremover. Finanstilsynet.

Grytten, Ola (2009) Boligboble? *Magma* 5/2009. Tilgjengelig på:

<http://www.magma.no/boligboble> [Lesedato 06.03.2011]

Jacobsen, Dag Henning og Naug, Bjørn E. (2004) Hva driver boligprisene? *Penger og kreditt* 4/2004, Norges Bank.

Kristofersson, Dadi og Rickertsen, Kyrre. Institutt for økonomi og ressursforvaltning,

Universitetet for miljø- og biovitenskap (UMB). Tilgjengelig på:

<https://athene.umb.no/emner/pub/ECN201/utdelt/kapittel12.pdf> [Lesedato: 15.03.2012]

McCallum, Bennett (1988) *Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy*. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, 173-203.

McCarthy, Jonathan og Peach, Richard W. (2004) Are home prices the next "bubble"?

FRBNY Economic policy review, desember 2004, 1-17.

Mishkin, Frederic S. (2007) Housing and the monetary transmission mechanism. *Finance and*

Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board 2007, 40, 1-53.

Montgomery, D. C., Peck, E. A. og Vining, G. G. (2001) Introduction to Linear Regression

Analysis. 3. utgave, New York, New York: John Wiley and Sons.

TNS Gallup. Fremtidsoptimismen slipper taket. TNS Gallup. Tilgjengelig på:

<http://www.tns-gallup.no/?did=9091141>. [Lesedato: 05.11.2011].

Norges Bank (2000) Penger og kreditt 2/2000. Norges Bank.

Norges Bank (2001) Inflasjonsmål – hvordan settes renten. Tilgjengelig på:

<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/artikler-og-kronikker/art-2001-05-29html/>

[Lesedato 06.03.2012]

Norges Bank (2000) Penger og Kreditt 3/2000. Norges Bank.

Norges Bank (2012) Pengepolitisk rapport 1/2012. Norges Bank.

NOU 1995: 11 *Statsbankene under endrede rammevilkår*. Oslo: Finansdepartementet.

NOU 2002: 2 *Boligmarkedene og boligpolitikken*. Oslo: Kommunal- og Regionaldepartementet.

NOU 2003:9 *Skatteutvalget*. Oslo: Finansdepartementet.

IMF (2004) The global house price boom. *World economic outlook*, 2/2004, kapittel 2, 71-89.

Statistisk Sentralbyrå (2011) I hus og hytte. Tilgjengelig på: www.ssb.no/norge/bolig
[Lesedato 05.11.2011].

Statistisk Sentralbyrå (2010) Økende andel rammelån. Tilgjengelig på:

<http://www.ssb.no/orbofbm/arkiv/art-2010-01-11-01.html> [Lesedato 07.11.2011].

Sørensen, Peter Birch og Whitta-Jacobsen Hans Jørgen (2010) *Introducing advanced macroeconomics: Growth and business cycles*. 2. utgave. Berkshire, Storbritannia: McGraw-Hill, 406-415.

Taylor, John B. (1993) Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

Thomas, R. Leighton (1997) *Modern Econometrics: an introduction*, Essex, Addison-Wesley Longman.

Tobin, James (1969) A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2, 15-29.

White, William (2004) Making Macroprudential Concerns Operational, foredrag organisert av the Netherlands Bank, Amsterdam, 26. oktober, Tilgjengelig på:
www.bis.org/speeches/sp041026.htm [Lesedato 07.03.2012].

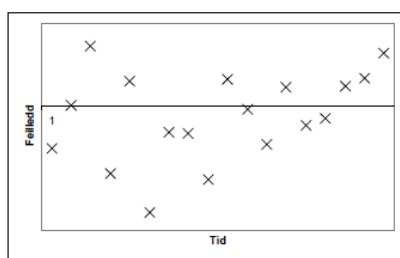
Wooldridge, Jeffrey M. (2009) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Canada, South-Western, Cengage Learning.

Appendiks

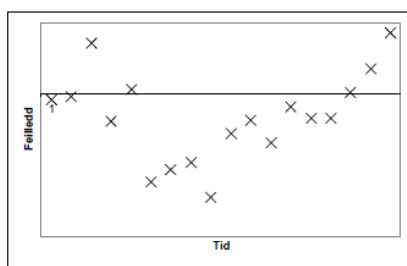
A.1. Autokorrelasjon

Det eksisterer både grafiske og statistiske tester for å avdekke om det finnes autokorrelasjon i feilleddene. Et punktdiagram vil kunne hjelpe med å identifisere problemet. Dersom man kan se systematiske mønstre i spredningen til feilleddene, er det aktuelt å gå videre med en statistisk test for autokorrelasjon. Figurene nedenfor viser plott av feilleddene over tid med henholdsvis ingen, positiv og negativ autokorrelasjon i feilleddene⁶¹.

Figur A1: Ingen autokorrelasjon



Figur A2: Positiv autokorrelasjon



Figur A3: Negativ autokorrelasjon



⁶¹ Kilde: <https://athene.umb.no/emner/pub/ECN201/utdelt/kapittel12.pdf>

A.1.1. Durbin-Watson testen

Den eldste testen for autokorrelasjon, men som fremdeles er mye brukt, er Durbin-Watson testen. Denne tester hvorvidt feilleddene i regresjonen er uavhengige. Siden de fleste tidsserieregresjoner viser positiv autokorrelasjon, kan Durbin-Watson testen formuleres som

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_A: \rho > 0$$

Teststatistikken er gitt ved

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$$

Der feilleddet ε_t er forholdet mellom observert og predikert verdi av den avhengige variabelen y ($y_t - \hat{y}_t$). Verdien på teststatistikken blir mindre når autokorrelasjonen øker. Øvre og nedre grense for kritiske verdier, d_U og d_L , er oppgitt for forskjellige antall forklaringsvariabler som inngår i modellen og antall observasjoner.

Hvis $d < d_L$ → Forkast H_0

Hvis $d > d_U$ → Ikke forkast H_0

Hvis $d_L < d < d_U$ → Testen gir ikke noe svar

Durbin-Watson testen har tre forutsetninger:

- i. At regresjonsmodellen har konstantledd
- ii. At modellen ikke inneholder en lagget variabel
- iii. At vi har første-ordens autokorrelasjon, AR(1)

(Kristofersson og Rickertsen)

Den siste forusetningen sier at Durbin-Watson testen er basert på antagelsen om at feilleddene i en regresjonsmodell er generert av en førsteordens autoregressiv prosess:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + a_t$$

Hvor ε_t er feilleddet i periode t, ρ er autokorrelasjonsparameteren og a_t er en tilfeldig variabel som er normalfordelt med forventning null og standardavvik σ_a^2 . En enkel lineær regresjonsmodell med førsteordens autokorrelerte feilledd kan dermed skrives som

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

(Montgomery, Peck og Vining 2001)

A.1.2. Box-Pierce og Ljung-Box testene

En variant av Breusch-Godfrey testen er Q-testen til Box og Pierce (1970), som Ljung og Box (1979) senere videreutviklet. Denne testen brukes til å avdekke potensiell autokorrelasjon samtidig som den sjekker for høyere ordens autokorrelasjon, som Durbin-Watson testen ikke gjør.

Box-Pierce teststatistikken er gitt ved

$$Q_{BP} = T \sum_{j=1}^p r_j^2$$

der T er antall observasjoner, p er den maksimale lag lengden og r_j angir verdien på den estimerte autokorrelasjonskoeffisienten i periode j.

Men siden denne Q-testen ikke fungerer så bra på små utvalg, har Ljung og Box (1979) endret Q-testen litt til å fungere for små utvalg:

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^p \frac{r_j^2}{T-j}$$

Begge testene er kjikvadratfordelte med p frihetsgrader. Nullhypotesen er at det ikke foreligger autokorrelasjon. Når antall observasjoner går mot uendelig vil $Q_{BP} = Q_{LB}$.

A.2. Regresjonsresultater

Tabell 6: Modell for den konstruerte forventningsvariabelen, estimeringsperiode 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004

<i>Variabel</i>	JACOBSEN OG NAUGS MODELL		REESTIMERING OVER SAMME PERIODE	
	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>	<i>Koeffisient</i>	<i>t-verdi</i>
$\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t$	-12,96***	6,68	-12,96***	6,68
$\Delta\text{ledighet}_t$	-0,43**	2,47	-0,43**	2,47
E_{t-1}	-0,11	1,06	-0,11	1,06
$\text{RENTE}(1 - \tau)_{t-1}$	-0,40	0,42	-0,40	0,42
ledighet_{t-1}	-0,03	0,82	-0,03	0,82
S1	0,21***	4,57	0,21***	4,57
S2	0,10***	4,49	0,10***	4,49
S3	0,22***	5,61	0,22***	5,61
<i>Konstantledd</i>	-0,07	0,39	-0,2	1,12
<i>Antall observasjoner</i>	46		46	
R^2	0,80		0,80	
<i>Justert R^2</i>	Ikke rapportert		0,76	

***/ signifikant på 1% nivå, **/ signifikant på 5% nivå, */signifikant på 10% nivå