

Boligbobler 1900 – 2009

Euforiske eller fundamentalt betinget?

- en empirisk studie av bobler i det norske boligmarkedet

Silje Kolnes Nerland

Veileder: Professor Ola Honningdal Grytten

Masteroppgave i fordypningsområdet finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

FORORD

Denne oppgaven utgjør den avsluttende delen av masterstudiet med spesialisering i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole.

Tema for oppgaven ble til i dialog med min veileder professor Ola Honningdal Grytten. Det har vært spennende å arbeide med noe så komplekst og sammensatt som boligmarkedet, og det har vært en lærerik prosess.

Jeg ønsker å rette en stor takk til Ola Honningdal Grytten for nyttige innspill, raske tilbakemeldinger og strålende veiledning under hele arbeidet med oppgaven. En takk går også til Statistisk Sentralbyrå og professor Jan Tore Klovland for hjelp med datainnhenting.

Bergen, 15. juni 2011

Silje Kolnes Nerland

SAMMENDRAG

I denne masteroppgaven identifiseres perioder med boligbobler i det norske markedet, og det analyseres hvorvidt boblene skyldes eufori eller spesielle markedsforhold som gir ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi. Som en viktig del av denne analysen utarbeider jeg en enkel modell som estimerer boligprisen på kort sikt, kalt en kortsiktig likevektsmodell. Det er her tatt hensyn til, og testet for, inflasjon, renter, reallønn, kredittvolum og arbeidsledighet.

Jeg har identifisert boligbobler i periodene 1916-1919, 1985-1987 og fra 2003. Resultatene fra modellen viser at spesielle markedsforhold øker den kortsiktige fundamentale markedslikevekten under samtlige av de identifiserte boligboblene. Spesielt viktig for denne økningen er ekspansiv penge- og kredittpolitikk og betydelig reduksjon i arbeidsledigheten. Oppjustering av den kortsiktige markedslikevekten kan likevel ikke forklare hele utslaget i boligprisen. Hovedfunnene er at markedspsykologi, eller eufori, virker inn, og blir svært sentral for boligboblens størrelse. Sterkest innslag av eufori er funnet i perioden 1985-1987.

INNHOOLD

FORORD.....	2
SAMMENDRAG	3
INNHOOLD.....	4
Liste over figurer	6
Liste over tabeller.....	7
1. INNLEDNING	8
2. TIDLIGERE STUDIER OM BOBLEDANNELSE	10
3. TEORETISK BAKGRUNN	12
3.1 Markedslikevekt i boligmarkedet.....	12
3.1.1 Etterspørsel.....	12
3.1.2 Tilbud	16
3.1.3 Tilpasning i boligmarkedet på kort sikt.....	17
3.1.4 Tilpasning i boligmarkedet på lang sikt	18
3.2 Bobleteori	19
3.2.1 Definisjon av finansielle boble.....	19
3.2.2 Det teoretiske grunnlaget for bobler.....	20
3.2.3 Inndeling av bobler i euforiske og markedsbaserte.....	22
3.2.4 Måling av finansielle bobler.....	22
3.3 Trendkomponent i tidsserier.....	23
3.4 Boligprismodeller.....	25
3.4.1 Sammenligning av boligprismodellenes sentrale forklaringsfaktorer.....	30
4. DATA.....	32
4.1 Dataseriene	32
4.2 Grafisk fremstilling	35
5. LANGSIKTIGE BOBLER	41
5.1 HP-filter som metode	41
5.2 Empirisk analyse av realboligpriser for Norge 1819 – 2009.....	43
5.3 P/R og P/E som metode.....	47
5.4 Empirisk analyse av P/R-koeffisienter for Norge 1871 – 2009	49
5.5 Oppsummering av langsiktige bobler	53

6. KORTSIKTIGE (EUFORISKE) BOBLER	55
6.1 Formulering av kortsiktig likevektsmodell	55
6.1.1 Statistiske tester.....	57
6.1.2 Periodisering.....	59
6.2 Empirisk analyse basert på egen modell	60
6.2.1 Modellen for perioden 1900 – 2009	61
6.2.2 Modellen for perioden 1900 – 1940	65
6.2.3 Modellen for perioden 1980 – 2009	68
6.3 Oppsummering av kortsiktige bobler	72
7. FUNN OPP MOT ØKONOMISK HISTORIE	74
8. OPPSUMERING OG KONKLUSJON	79
VEDLEGG	81
KILDER	90

Liste over figurer

Figur 1: Etterspørselskurven	15
Figur 2: Tilbudskurve på kort, mellomlang og uendelig lang sikt	17
Figur 3: Tilpasninger i boligmarkedet på kort sikt.....	18
Figur 4: Tilpasninger i boligmarkedet på mellomlang og uendelig lang sikt	18
Figur 5: Deterministisk trend	24
Figur 6: Polynomisk trend.....	25
Figur 7: Boligpris og konsumpris 1900 - 2009	35
Figur 8: Boligpris, innenlandsk kredittvolum (K2) og pengemengde (M2) 1900 - 2009.....	36
Figur 9: Boligpris og reallønn 1900 - 2009.....	38
Figur 10: Boligpris og arbeidsledighet 1900 - 2009	39
Figur 11: Boligpris og nominelt rentenivå 1900 - 2009.....	40
Figur 12: Realboligpris 1819 - 2009	44
Figur 13: Realboligpris med trendkomponent 1819 – 2009	45
Figur 14: Sykelutslag i realboligpris 1890 – 2009	46
Figur 15: P/R-koeffisienter 1871 - 2009	50
Figur 16: P/R-koeffisienter med trendkomponent 1871 – 2009	53
Figur 17: 1900 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 100$	63
Figur 18: 1900 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 2500$	64
Figur 19: 1900 – 1940, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 100$	67
Figur 20: 1900 – 1940, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 2500$	68
Figur 21: 1980 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 100$	70
Figur 22: 1980 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 2500$	71
Figur 23: Faktisk og estimert boligpris basert på modellen til Jacobsen og Naug.....	72
Figur 24: Boligpris, konsumpris og årlig endring i kredittvolum (K2) 1980 - 1994	75
Figur 25: Antall bankkonkurser 1980 - 1994	76
Figur 26: Nominelle og reelle renter 1993 - 2009.....	78

Liste over tabeller

Tabell 1: P/R-koeffisienter for perioden 1984 – 1987	51
Tabell 2: P/R-koeffisienter for perioden 1887 – 1992	51
Tabell 3: Resultater fra Durbin – Watson testen	60
Tabell 4: Regresjonsresultater 1900 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 100$	61
Tabell 5: Regresjonsresultater 1900 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 2500$	62
Tabell 6: Regresjonsresultater 1900 – 1940, sykelutslag med $\lambda = 100$	65
Tabell 7: Regresjonsresultater 1900 – 1940, sykelutslag med $\lambda = 2500$	66
Tabell 8: Regresjonsresultater 1980 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 100$	69
Tabell 9: Regresjonsresultater 1980 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 2500$	69

1. INNLEDNING

Bakgrunn

Tidligere sentralbanksjef Gjedrem advarte i sin årstale i 2007 mot bobletendenser i det norske boligmarkedet. Han fryktet at boligprisene var drevet av eufori, og at boblen skulle sprekke. Konsekvensene for boligkjøperne kunne bli betydelige. Mye av innbyggernes kapital lå i boligen og flere husholdninger var sterkt forgjeldet.

Naturlig nok førte talen til store oppslag i media. Det ble en debatt av hva det er som driver, og har drevet, den formidable boligprisutviklingen de senere årene. Kunne alt forklares av fundamentale økonomiske forhold? Spiller psykologiske elementer inn? Eller kanskje var det en kombinasjon? Debatten som fulgte, samt min senere deltakelse i kurset Krakk og Kriser ved NHH, gjorde meg nysgjerrig på boligbobler.

I denne oppgaven ønsker jeg derfor å se nærmere på nettopp dette; bobler i boligmarkedet. Jeg vil ta utgangspunkt i at boblene hovedsakelig kan ha to årsaksforklaringer, og jeg vil forsøke å inndele bobleverdier i disse to årsakene. Formålet er å analysere hvorvidt boligbobler i hovedsak skyldes spesielle markedsforhold, som gir ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi, eller eufori.

Dette vil være den første studien som analyserer boligbobler på en slik måte. Ved å se nærmere på hva som ligger bak boligbobler kan denne oppgaven være et bidrag til å bedre forstå hvorfor bobler oppstår og hvordan de utvikler seg.

Problemstilling

Hovedproblemstillingen er: Boligbobler 1900 – 2009: Euforiske eller fundamentalt betinget?

For å belyse problemstillingen stiller jeg to underspørsmål:

- 1) Hvilke år, i perioden 1900 – 2009, var preget av en boligboble?
- 2) Var boligboblene i hovedsak euforiske eller markedsbasert?

Markedsbasert betyr her at boligboblene kan forklares av spesielle/kortsiktige økonomiske forhold.

Metode og avgrensning

Kartleggingen av boligbobler gjøres ved analyse av realboligprisindeksen og det historiske P/R forholdet. Boligprisens avvik fra estimert langsiktig likevekt i disse størrelsene blir definert i oppgaven som langsiktige bobler.

Hovedproblemstillingen belyses ved at jeg utarbeider en enkel modell som estimerer boligprisen på kort sikt, senere kalt en kortsiktig likevektsmodell. Modellen tar utgangspunkt i fundamentale faktorer avvik fra trend. Formålet med å lage en egen modell er å kunne dele bobleverdier i to; eufori og kortsiktig avvik fra naturlig likevekt i markedene. Avvik mellom faktisk og estimert boligpris kan tolkes som eufori, og defineres i denne oppgaven som en kortsiktig boble.

For å vurdere hvilke variabler som inkluderes i modellen synes jeg det er hensiktsmessig å presentere tidligere boligprismodeller, og se hvilke faktorer de har funnet sentrale for boligprisutviklingen. Modellen min utformes deretter ved bruk av enkel økonometrisk metode og vil presenteres i kapitel 6.

Metodene som benyttes innebærer at oppgaven har en kvantitativ tilnærming til problemstillingen som undersøkes. Funnene vil imidlertid ses opp mot den økonomiske historie i kapitel 7.

Ettersom jeg ønsker å ta hensyn til nivået på arbeidsledigheten i den kortsiktige likevektsmodellen starter analysen fra år 1900, da ledighetsstatistikken i Norge ikke strekker seg lenger tilbake. Deretter er det hentet statistikk frem til 2009, som var det siste året med tilgjengelig datamateriell på det tidspunkt dette ble samlet inn. Boligmarkedet etter 2009 analyseres derfor ikke direkte i modellen.

Boligpriser blir i oppgaven målt med en boligprisindeks, som ser på utviklingen i markedet som helhet. Spesifikke deler av markedet, som type bolig eller geografisk beliggenhet, vil derfor ikke analyseres. Det antas at tendensene under en boligboble er relativt like, og dermed at hovedkonklusjonen ikke påvirkes betydelig av denne avgrensningen.

2. TIDLIGERE STUDIER OM BOBLEDANNELSE

Det finnes en omfattende litteratur knyttet til analyse av aktivabobler i økonomien.

Forskningen ser ut til å dele seg i primært to hovedtilnærminger. Den første tilnærmingen forutsetter rasjonell atferd og rasjonelle forventninger, men innfører friksjoner i økonomien som generer bobledannelsen (se Steigum (2006) eller Cochrane (2002) for en oversikt) Den andre tilnærmingen bygger på at verken atferden eller forventningene er rasjonelle, og peker på markedspsykologi som viktig for forståelse av bobler (se eksempelvis Kindleberger (2000) eller Shiller (2000)).

Nyere forskning utfordrer imidlertid dette skillet, og peker på at sammenhengene er mer komplekse. DeMarzo, Kaniel og Kremer (2006) presenterer en modell hvor aktørene forutsettes å være fullt rasjonelle, og markedet er uten friksjoner. De finner at bekymring for relativ rikdom¹ spiller en sentral rolle i å forklare hvorfor bobler oppstår og hvordan de utvikler seg. Selv om agenter forventer et negativt sjokk, som vil sprekke boblen, så vil relative rikdomseffekter gjøre at de er redde for å handle mot mengden. Det sentrale i modellen er at agentens konsummuligheter, er avhengig av andre agents konsummuligheter.

Meltzer (2002) drøfter også agents atferd i forbindelse med bobler og konkluderer med at å skille mellom rasjonell og irrasjonell atferd ikke er entydig. Spesielle forhold kan lede til faktisk endring, og overestimering, av inntjeningspotensialet. Grytten (2009a) analyserer det norske boligmarkedet i et historisk perspektiv, og han finner at både kortsiktig utvikling i sentrale markedsforhold og markedspsykologi er sentralt for forståelse av boligbobler.

Ser man mer spesifikt på boligbobler så finnes det en betydelig litteratur om hvilke faktorer som er drivere for boligpris, såkalte boligprisdeterminanter (for en oversikt se for eksempel Girouard et al. (2006), Muellbauer og Murphy (2008) og Jacobsen og Naug (2004)).

Tradisjonelt har sentrale makroøkonomiske faktorer vært dominerende, men i relativt nye boligprismodeller (for eksempel i Case og Shiller (2004) og Abraham og Hendershoti (1994)) inkluderes også et forventningselement knyttet til selve boligprisutviklingen (kalt *bubble builder* av Abraham og Hendershoti (1994)). Det kan indikere at markedspsykologi har fått viktigere innpass for forståelse av boligprisen. De økonometriske modellene skiller mellom kortsiktig og langsiktig likevekt² i boligmarkedet.

¹ Rikdom, eller konsummuligheter, sett i forhold til andres rikdom eller konsummuligheter.

² Se senere presenterte boligprismodeller

Studiene av boligbobler vektlegger at lange avvik fra fundamental verdi, enten denne er estimert økonometrisk eller vurdert ut fra langsiktig likevekt, virker selvoppyllende eller forsterkende på boligprisen. Dette avviket kan starte med spesielle markedsforhold som endrer kortsiktig markedslikevekt. Det er imidlertid ingen studier som analyserer den faktiske bobleverdien nærmere med hensyn til årsaker. Dette er utgangspunktet for min analyse.

3. TEORETISK BAKGRUNN

3.1 Markedsliekevekt i boligmarkedet

I en markedsøkonomi bestemmes boligprisene av tilbud og etterspørsel. På kort sikt er tilbudet av boliger relativt stabilt, og det er hovedsakelig endringer i etterspørselen som påvirker prisene. Det tar lang tid å planlegge, få tillatelse og å bygge boliger. Økt etterspørsel stimulerer imidlertid til høyere boligbygging, og over tid vil tilbudet av boliger øke. Dersom etterspørselen da har falt, og flere nybygg står ferdig, kan det gi et negativt press på boligprisene (Jacobsen og Naug, 2004).

Før jeg går nærmere inn på begrepet boligbobler, vil jeg i denne delen gjøre rede for etterspørsels- og tilbudsfunksjonen, og hvordan tilbuds- og etterspørselssiden danner en likevekt i boligmarkedet på kort og lang sikt. Hensikten er å studere hvilke variabler som er viktige for boligprisenes utvikling. Avsnittet bygger hovedsakelig på fremstillingen til Jacobsen og Naug (2004) og Hendry (1984).

3.1.1 Etterspørsel

En faktor som gjør etterspørselen i boligmarkedet komplisert, er den store spredningen i hvilke behov en bolig dekker. På den ene side er boligen en nødvendighet, på en annen side et mulig investeringsobjekt og på den tredje side en identitetsskaper og sosialt signal (Frank, 1985). Boliger er heller ikke homogene produkt. Kjøpere med ulike preferanser vil kunne gi endringer i etterspørselen, og priser, etter ulike typer boliger. Delmarkeder for boliger kunne derfor blitt analysert hver for seg. Ettersom det er aggregerte størrelser som er fokuset i denne oppgaven, vil det ikke beskrives hvordan enkeltaktører i markedet oppfører seg.

Aggregert boligetterspørsel kan grovt deles inn i to segmenter:

1. Etterspørsel etter boliger for boformål
2. Etterspørsel etter boliger som rene investeringsobjekt

Den teoretiske etterspørselsfunksjonen fremstilles av Jacobsen og Naug (2004) som følger:

$$H^D = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right) \quad (1)$$

$$\frac{\partial f}{\partial(\frac{V}{P})} < 0, \quad \frac{\partial f}{\partial(\frac{V}{HL})} < 0, \quad \frac{\partial f}{\partial Y} > 0$$

Hvor:

- H^D = Etterspørsel etter bolig
- V = Samlet bokostnad for en typisk eier
- P = Prisene på andre varer og tjenester enn bolig
- HL = Samlet bokostnad for en typisk leietaker (husleie)
- Y = Husholdningenes disponible realinntekt
- X = En vektor av andre fundamentale faktorer som påvirker boliggetterspørselen

De partiellderiverte av likning (1) viser at boliggetterspørselen øker dersom realinntektene øker (Y), og at boliggetterspørselen avtar dersom bokostnadene ved å eie øker i forhold til husleie (V/HL) eller prisene på andre varer og tjenester (V/P). Vektoren X fanger opp effekten av andre forhold som påvirker boligprisen. Hvordan denne vektoren påvirker etterspørselen avhenger av summen av faktorene som inngår i likningen, og den partiellderiverte vil gi ulikt utfall fra gang til gang. For å studere teoretisk boliggetterspørsel nærmere, vil jeg gå inn på de fire ulike leddene som inngår i likningen.

Jacobsen og Naug (2004) definerer den reelle bokostnaden³ for eiere som:

$$\frac{V}{P} = \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1 - \tau) - E\pi - (E\pi^{PH} - E\pi)] \quad (2)$$

Hvor:

- BK = Bokostnad per realkrone investert bolig
- PH = Pris på en gjennomsnittsbolig (målt i kroner)
- i = Nominelle renter (målt som rate)
- τ = Marginalskattesats på kapitalinntekter og – utgifter
- $E\pi$ = Forventet inflasjon (den forventede veksten i P og HL målt som rate)
- $E\pi^{PH}$ = Forventet vekst i PH (målt som rate)

³ Slik bokostnaden er definert tar den ikke hensyn til vedlikeholdskostnader eller skattefordelen ved å eie egen bolig. Dagens skattesystem, med rentefradrag og lav ligningsverdi på bolig, kan antas å ha en positiv virkning på boliggetterspørselen gjennom en reduksjon av den faktiske bokostnad

Bokostnaden måler verdien av godene man som selveier må gi avkall på ved å eie og benytte en bolig i en periode. Uttrykket $[i(1 - \tau) - E\pi]$ er realrenten etter skatt, og kan tolkes som en direkte kostnad knyttet til boliglån, eller en alternativkostnad på de reelle renteinntektene en går glipp av ved å ha midler plassert i bolig. Økning i realrente vil øke rentekostnaden og den alternative renteinntekten. Dermed øker bokostnaden, og etterspørselen synker. Uttrykket $(E\pi^{PH} - E\pi)$ er forventet realprisvekst på boligen. Dersom denne øker vil de reelle bokostnaden ved å eie bolig reduseres over tid. Det blir relativt sett mer gunstig å eie enn å leie, og etterspørselen øker. Likning (1) ovenfor uttrykker derfor den totale reelle bokostnaden som differansen mellom realrente etter skatt og den reelle prisstigningen på boligen. Jacobsen og Naug (2004) forenkler uttrykket til:

$$\frac{V}{P} = \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1 - \tau) - E\pi^{PH}] \quad (2')$$

Likningene (2) og (2') beskriver den teoretiske etterspørselen etter boliger for boformål, men kan også antas å ha betydning for etterspørselen etter boliger som investeringsobjekter. Dersom husleien stiger relativt til boligprisene, vil det bli gunstigere å investere i bolig for utleie. Lavere rente, og eller økt forventet prisstigning, vil også gjøre det mer gunstig å investere i bolig fremfor å plassere pengene i banken.

Videre er det tredje leddet i likning (1) den disponible realinntekten (Y). Jacobsen og Naug (2004) definerer den som:

$$Y = \frac{YN}{P\alpha^1 HL\alpha^2 PH\alpha^3} \quad \alpha^1 + \alpha^2 + \alpha^3 = 1 \quad (3)$$

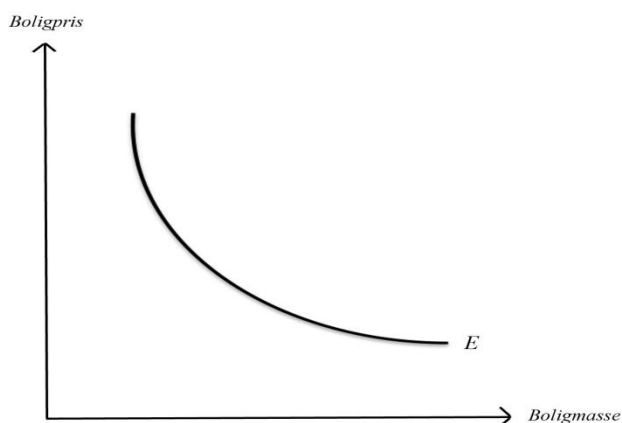
YN er her den nominelle disponible inntekten. Likning (3) tar hensyn til tre komponenter som vil redusere kjøpekraften for husholdninger. En generell økning i konsumprisinivå, husleie eller prisnivået på boliger⁴.

Den siste delen av likning (1) er vektoren X . Denne samler opp effekten av demografiske forhold, bankenes utlånspolitikk og ikke minst husholdningenes forventninger til fremtidige

⁴ Jacobsen og Naug (2004, s. 231) påpeker at "økte boligpriser gir redusert kjøpekraft for førstegangskjøpere og økt kjøpekraft for de som går ut av boligmarkedet (virkningen er lik null for øvrige husholdninger under et). De som går ut av boligmarkedet, vil imidlertid ikke benytte den økte kjøpekraften til å kjøpe bolig. Derfor synker den samlede kjøpekraften i boligmarkedet når boligprisene øker."

inntekter og bokostnader. Larsen og Sommervill (2004) peker eksempelvis på at flere studenter i byene, mindre husholdninger og sterk urbanisering er viktige demografiske forhold som øker etterspørselen etter boliger. Dette kan isolert sett forklare den økende trendvekst i boligprisene, men gir mindre forklaring til hvorfor boligprisen varierer betydelig over tid. Den andre forklaringsfaktoren i vektoren er bankenes utlånspolitikk. Når de fleste boliger er lånefinansierte, vil tilgang på kreditt ha en effekt på boligprisen. Utlånspolitikken kan avhenge av bankenes lønnsomhet, offentlige reguleringer og bankenes vurdering av konsumentens betalingsevne.

Den siste faktoren, som er inkludert i vektoren X, er folks forventninger til fremtidig inntekter og bokostnader. I følge Jacobsen og Naug (2004) er denne spesielt viktig for boligmarkedet. Boligen er det største kjøpet gjennom livsløpet for de fleste husholdninger. De peker på at forventninger knyttet til fremtidige inntekter er mye avhengig av utviklingen i arbeidsmarkedet og arbeidsledigheten. Økt arbeidsledighet gir forventninger om lavere inntektsvekst og økt usikkerhet om fremtidig betalingsevne. Dette vil også begrense låne- og kredittmuligheten til husholdningene. Folk vil ikke ta like stor risiko dersom fremtiden er usikker. Dette setter en demper på boliggetterspørselen. Samtidig vil det motsatte forholdet, med lav ledighet og betydelig lettere tilgang til lån, øke forventningselementet og dermed også etterspørselen og boligprisene.



Figur 1: Etterspørselskurven

Kilde: Figuren bygger på illustrasjon av Kenny (1998)

Etterspørselen etter boliger er altså avhengig av en rekke forhold. Grafisk kan boliggetterspørselen fremstilles som figur 1. Etterspørselen faller når boligprisene øker. Kurvenes konvekse form indikerer at økt etterspørsel er sterkest når prisen reduseres på et lavt nivå, enn ved prisreduksjon på et høyt nivå.

3.1.2 Tilbud

Karakteristika med boligmarkedet gjør at man skiller mellom boligtilbud på kort og lang sikt. Blant annet på grunn av offentlige reguleringer, og at selve byggingen er tidkrevende, vil boligmassen kun endres signifikant over en viss tidsperiode.

Hendry (1984) skisserte utviklingen i boligmassen som følger:

$$H_t^s = (1 - \delta)H_{t-1} + C_t \quad (4)$$

Hvor:

- H_t^s = Dagens boligtilbud
- δ = Depresieringsrate
- H_{t-1} = Forrige periodes boligtilbud
- C_t = Antall nybygg

Tilbudet av boliger i økonomien er i likning (4) uttrykt som en funksjon av boligmassen i forrige periode (H_{t-1}), pluss differansen mellom nybygg (C_t) og de boligene som faller ut av markedet (depresieringsraten δ). På kort sikt⁵ antas depresiering og antall nybygg som ubetydelig⁶, og dermed at tilbudet av boliger er lik tilbudet i forrige periode (H_{t-1}).

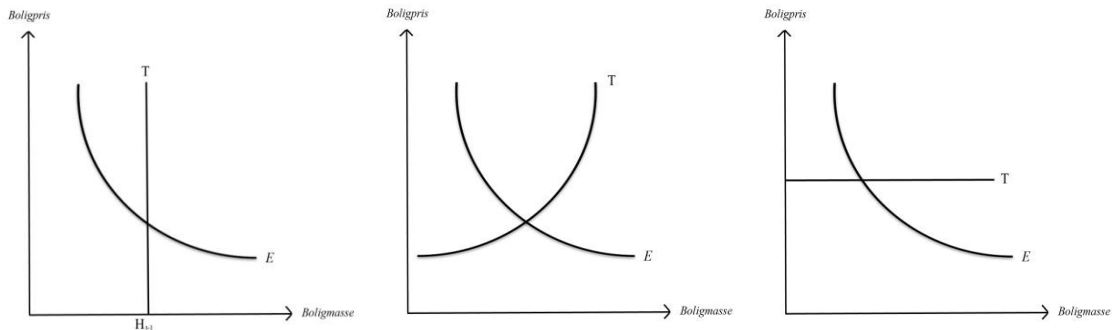
Tilbudskurven sies da å være perfekt uelastisk (Hendry, 1984). På mellomlang sikt vil tilbudet øke dersom investeringen i nybygg overgår depresieringen. Hvor fort boligtilbudet øker, avhenger av konjunktorene, samt markedsbegrensninger på tomter og arbeidskraft (Larsen, 2005). Tilbudskurven følger på mellomlang sikt grensekostnadskurvens form, og er oppadstigende.

På uendelig lang sikt antas det at boligtilbudet har tilpasset seg etterspørselen. Tilbudskurven sies da å være perfekt elastisk (Kenny, 1998). En kan stille seg spørsmål ved hvor sannsynlig dette er. Larsen og Sommervoll (2004) trekker frem at boligtilbudet, selv på lang sikt, vil være begrenset. Folk kan ha preferanser for å bo på spesielle steder, hvor områder nær sentrum eller andre attraktive strøk er et knapt gode som ikke kan kopieres. Skal tilbudet av boliger være perfekt elastisk, og dermed gi en gitt likevektspris i boligmarkedet, må

⁵ Jacobsen og Naug (2004) definerer kort sikt som 2-3 år

⁶ Rørvik (2007) finner at av totalt antall boliger i 2006 var kun 6,3 % bygget etter 2001. Dette illustrerer den lave nybyggingsraten

husholdningers preferanser endre seg. Dette er imidlertid ikke helt usannsynlig, da høyere boligpris kan endre kostnad - nytte forholdet. Figur 2 illustrerer tilbudskurven på kort, mellomlang og uendelig lang sikt.



Figur 2: Tilbudskurve på kort, mellomlang og uendelig lang sikt

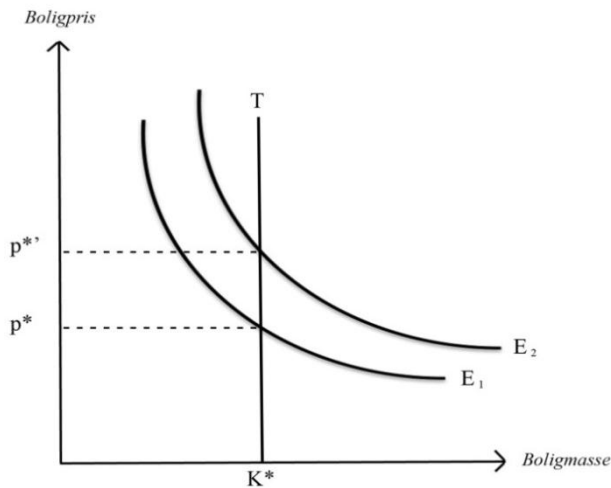
Kilde: Figurene bygger på illustrasjon av Kenny (1998)

3.1.3 Tilpasning i boligmarkedet på kort sikt

I et perfekt marked, uten friksjoner, vil likevektsprisen oppstå der hvor tilbudskurven og etterspørselskurven skjærer hverandre. På kort sikt møter etterspørselen en uelastisk tilbudsside. Innenfor et teoretisk rammeverk vil likevektsprisen da være bestemt av betalingsviljen til den siste konsumenten som kan få plass i den gitte boligmassen (Rødseth, 1987). Alle med lik eller høyere betalingsvilje vil da kjøpe bolig, og ingen boliger står tomme. Med bakgrunn i den presenterte etterspørsels- og tilbudsfunksjonen kan likevektsprisen skisseres som følger:

$$P = H^D = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right) = H^S \quad (5)$$

Likning (5) uttrykker prisen på en gjennomsnittsbolig, men kan også gjelde for delmarkeder med ulike typer boliger eller boliger i spesielle strøk. For en gitt tilbudskurve vil en pris som avviker fra likevektsprisen gi etterspørselsoverskudd eller underskudd. Dersom etterspørselen uventet skulle øke på kort sikt vil derfor likevektsprisen endres. Etterspørselen blir større enn tilbudet, og boligprisene presses oppover. Siden tilbudet er gitt, vil betalingsviljen til den marginale konsumenten måtte øke. Etterspørsel og boligpris, på kort sikt, er illustrert i figur 3. En uelastisk tilbudsside kan gi relativt store svingninger i boligprisen (Kenny, 1998).



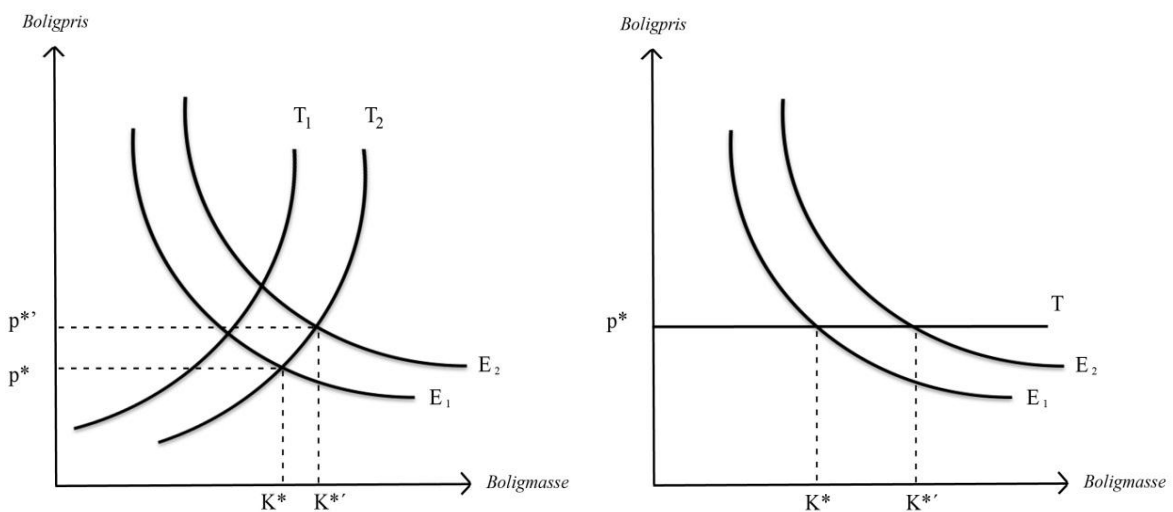
Figur 3: Tilpasninger i boligmarkedet på kort sikt

Kilde: Figuren bygger på illustrasjon av Kenny (1998)

3.1.4 Tilpasning i boligmarkedet på lang sikt

På lang sikt vil tilbudssiden tilpasse seg etterspørselen gjennom at økt (redusert) etterspørsel øker (reduserer) prisen og lønnsomheten til byggeprosjekter. Dersom endringer av nybygg i forhold til frafall av boliger øker, får man en økning i boligmassen på mellomlang sikt.

Tilbudskurven blir mer elastisk, og kan bidra til å dempe prispresset på boliger som følge av økt etterspørsel. Tilbudskurvens elastisitet kan imidlertid variere mellom sentrale strøk og mindre sentrale strøk. Andreassen (2009) trekker frem at områder med knapphet på tomter vil kunne oppleve at etterspørselsendringer på kort sikt også vil ha stor priseffekt på lang sikt.



Figur 4: Tilpasninger i boligmarkedet på mellomlang og uendelig lang sikt

Kilde: Figuren bygger på illustrasjon av Kenny (1998)

Dersom det ikke er begrensninger på oppføring av nye boliger, kan en anta at boligtilbudet vil øke så lenge den marginale inntekten (boligprisen) ved byggeprosjekter er høyere enn kostnaden. På uendelig lang sikt, hvor alle lønnsomme byggeprosjekter er gjennomført, vil boligtilbudet tilpasses etterspørselen slik at likevektsprisen er gitt. Tilpasninger i boligmarkedet, på mellomlang og uendelig lang sikt, er illustrert grafisk i figur 4.

3.2 Bobleteori

Boligprisene kan svinge relativt mye på grunn av boligtilbudets tregheter i tilpasningen til etterspørselen. Larsen (2005) peker på at denne prisdynamikken kan bli selvforsterkende, og inneholde en spekulativ komponent. I denne delen vil jeg definere begrepet finansiell boble. Deretter vil jeg gå gjennom det teoretiske grunnlaget for bobler, samt dele bobler inn i euforiske- og markedsbaserte. Jeg vil også gi en oversikt over alternative tilnæringer til måling av finansielle bobler.

3.2.1 Definisjon av finansielle boble

Det er ulike oppfatninger av hva som forårsaker finansielle bobler. Derfor finnes det også ulike definisjoner i den økonomiske litteraturen. Ola H. Grytten definerer en boble som følgende:

..finansielle bobler er handel av objekter i stort volum, til priser med signifikant avvik fra fundamentale verdier. I praksis omtales bobler som situasjoner der markedspriser på et eller flere finansobjekter er betydelig overpriset i forhold til deres fundamentale eller virkelige verdi. Bobler oppstår når priser stiger kontinuerlig fordi investorer tror at de kan ta ut gevinst ved videresalg på grunn av fortsatt vekst i prisnivå. Bobler kan i prinsippet forekomme på alle omsettelige produkter der det er mulig å spekulere i fremtidig prisretning og i gevinst.

Grytten, 2009a, s.27

Et viktig element i definisjonen er at prisendringer på et objekt ikke kan vurderes isolert. En finansiell boble oppstår når objektets pris avviker signifikant (betydelig) fra objektets fundamentale eller virkelige verdi. Fundamental verdi defineres ofte ut fra langsiktig trend eller sentrale økonomiske forklaringsfaktorer (Andreassen, 2009).

Når økt etterspørsel på kort sikt blir møtt av en uelastisk tilbudsside, øker prisene.

Markedsprisen vil kunne fortsette å stige, og boblen vil forsterkes, så lenge investorene tror de

kan ta ut gevinst ved videresalg, på grunn av kontinuerlig vekst i prisnivå.

Spekulasjonsmomentet blir sentralt, og vi snakker om en boble med selvoppfyllende psykologi. Den selvforsterkende psykologien i forbindelse med boligbobler fremgår også av Stiglitz sin definisjon: “if house prices are high today because of market participators expect that house prices are higher tomorrow and if the fundamental value at the same time cannot justify such prices” (Stiglitz, 1990, s.13).

Når det er forventninger om sterk vedvarende prisvekst som opprettholder boligkjøpernes etterspørsel, vil prisene være svært ustabile. Priser kan ikke stige i det uendelige, og avviker mellom fundamental verdi og markedspris “fortsetter inntil vilkårene for selvoppfyllelse opphører” (Grytten, 2010b, s.1). Forandringer i makroøkonomiske forhold vil her kunne ha utløsende betydning. Selvforsterkende prisspiraler som går oppover, kan bli selvforsterkende prisspiraler som går nedover. Situasjonen omtales ofte som et krakk, og er blant annet definert som “signifikant raskt fall i finansielle størrelser som må forklares ut fra psykologi”(Grytten, 2010a, s.8). Økning i penge- og kredittvolum er presentert som sentrale økonomiske faktorer når bobleoppbygging, etterfulgt av krakk og krise i økonomien, analyseres. Hyman Minsky utviklet fra midten av 1970-tallet en egen modell for hvordan kriser oftest oppstår i økonomien. Det sentrale i modellen er den prosykliske pengetilførselen. Ekspansiv pengepolitikk fyrer opp om finansielle bobler, mens kontraktiv pengepolitikk trekker økonomien inn i en negativ boble når vendepunktet finner sted (Kindleberger, 2000).

Finansielle bobler kan være “godartede” eller “ondartede” ut fra hvilke ringvirkninger de har på realøkonomien (Grytten, 2010b, s.4). Forskning utført av Case, Quigley og Shiller (2005) indikerer at formueseffektene, som følge av boligprisendringer, er mye større enn ved aksjeprisendringer, og kan potensielt skape signifikante fluktuasjoner i etterspørselen og dermed realøkonomien.

3.2.2 Det teoretiske grunnlaget for bobler

Forløpet til en finansiell boble formuleres av Grytten (2009a) i en enkel likning. Denne vil gjengis nedenfor. Formålet er å studere hvordan bobleverdien kan uttrykkes som avviker mellom markedspris og fundamental verdi.

$$b_t = \left(\frac{1}{1+r} \right) E_t(b_{t+1}) \quad (6)$$

I likning (6) er (b) boblenes verdi, (E) forventning, (r) avkastning og (t) tidsenhet. Avkastningskravet kan her være en størrelse som antas lik normal årlig prisstigning i boligmarkedet. I et finansmarked kan likevektbetingelsen uttrykkes som:

$$P_t = \left(\frac{1}{1+r}\right) E_t(d_{t+1} + P_{t+1}) \quad (7)$$

Hvor (p) pris for inneværende periode (t) er lik forventet (E) avkastning (d) pluss forventet pris på finansobjekt i neste periode (t+1). Summen av dette neddiskonteres med avkastnings- eller risikokrav (r). Pris på finansobjektet vil over tid akkumuleres i tråd med uttrykket nedenfor:

$$P_t = \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{1+r}\right)^j E_t(d_{t+j}) + \left(\frac{1}{1+r}\right)^n E_t(P_{t+n}) \quad (8)$$

hvor første ledd er summen av neddiskontert forventet avkastning for hele perioden, mens andre ledd viser forventet pris ved slutten av perioden. Nåverdien av pris på finansobjektet blir da:

$$P_t = \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^j E_t(d_{t+j}) + b_t \quad (9)$$

Her er (b_t) en stokastisk (tilfeldig) prosess som tilfredsstillere uttrykk (6). Ved å omarrangere likningen ovenfor kan bobleverdien (b_t) utledes som følgende uttrykk:

$$b_t = P_t - \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^j E_t(d_{t+j}) \quad (10)$$

Likning (10) uttrykker bobleverdien som objektets markedspris minus objektets fundamentale verdi, målt som neddiskontert sum av fremtidig avkastning. Dette indikerer at en markedspris, som er betydelig høyere enn fundamental verdi, gir en positiv boble. Dersom det motsatte er

tilfellet, har vi en negativ boble. Både årlig normalavkastning på boliger og kapitalgevinst i siste periode er ukjente størrelser. Fundamental verdi vil derfor være et relativt teoretisk begrep og må estimeres.

3.2.3 Inndeling av bobler i euforiske og markedsbaserte

Per definisjon reflekterer bobleverdien en ikke opprettholdbar prisendring som er selvpoppfyllende helt til vilkårene for selvpoppfyllelse opphører. I følge Grytten (2011) kan boligbobler komme av i hovedsak to årsaker:

1. Eufori eller psykologi: markedsverdi avviker fra fundamental markedsverdi i øyeblikket.
2. Kortsiktig fundamental markedslikevekt er høyere enn langsiktig fundamental likevekt på grunn av spesielle markedsforhold

Skille mellom de to skisserte hovedårsakene til boligbobler er utgangspunktet for analysen i denne oppgaven. Begrepet eufori er opprinnelig et medisinsk uttrykk brukt i psykiatrien, som beskrivelse på en lykkeitilstand eller opprøpmhet, gjerne forårsaket av rusmidler. Tilstanden er normalt kortvarig, men sterk (Wifstad, 1997). For boligmarkedet er begrepet relativt nytt, og brukes når veksten i prisene ikke kan forklares av mer "håndfaste" økonomiske variabler, hverken på kort eller lang sikt. Knutsen (2008, s.3) skriver at "Adaptive forventninger om at prisene vil stige permanent fordi de har gjort det tidligere, synes å være en viktig mekanisme i slike euforifaser."

3.2.4 Måling av finansielle bobler

I prinsippet kan man måle finansielle bobler ved avviksanalyse, og det finnes forskjellige måter dette kan gjøres på. Hovedsakelig skiller en mellom instrumentell metode (avvik fra beregnet trend) og fundamental metode (tar hensyn til fundamentale markedsforhold).

Langsiktige bobler, definert i oppgaven som boligprisenes avvik fra langsiktig likevekt, kan uttrykkes ved boligprisenes avvik fra trend:

$$C_t = Y_t - T_t \quad (11)$$

Her er (C_t) sykelavvik, differansen mellom markedspris (Y_t) og langsiktig trend (T_t). Sykelavviket betegnes som totale bobleverdier.

Kortsiktige bobler, definert i oppgaven som boligprisenenes avvik fra estimert boligpris eller kortsiktig fundamental markedslikevekt, kan uttrykkes ved:

$$C_t = Y_t - Y_{ESTt} \quad (12)$$

Her er (C_t) sykelavvik, differansen mellom markedspris (Y_t) og estimert markedspris (Y_{EST}). Sykelavviket kan her betegnes som størrelsen på eufori i den totale boblen.

3.3 Trendkomponent i tidsserier

Mange økonomiske tidsserier kan ses på som et produkt av en langsiktig trendkomponent, et sykel- og sesongutslag og et feilledd⁷. Sykelutslaget representerer typisk midlertidige fluktuasjoner i forbindelse med konjunktursykler, mens trendkomponenten beskriver den langsiktige veksten eller likevekten (Balke, 1991). Siden den langsiktige likevekten defineres ut fra trendkomponenten, vil den instrumentelle metoden som benyttes for trendberegning være viktig.

I de første klassiske beregningene av konjunkturforløp ble det antatt at vekstkomponenten i tidsserier var deterministisk, det vil si den samme gjennom hele perioden (Bjørnland et al., 2004). Trendkomponenten ble da modellert til å være lineær. Svingninger, eller sykelutslag i tidsserien, ble tolket som midlertidige avvik fra ett gitt likevektspunkt. En lineær trendkomponent uttrykkes av Balke (1991) som følger:

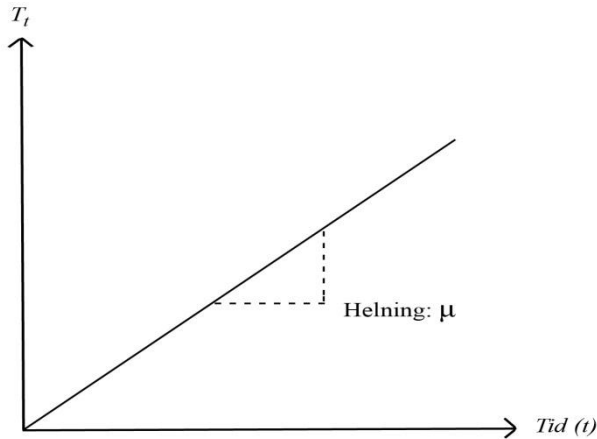
$$\tau_t = \tau_0 + \alpha t \quad (13)$$

$$\ln \tau_t = \tau_0 + \alpha t$$

Variabel (t) er tidspunkt for observasjonen, (τ_0) konstantleddet og endringen i trenden ($T_t - T_{t-1}$) er lik konstanten (α). Det første uttrykket reflekterer konstant vekst i absolutte termer, og det andre reflekterer konstant prosentvis vekst.

Selv om den lineære forutsetningen vil gi en enkel metode for å beregne trenden, så er forutsetningen streng. Det gis ikke rom for at trenden kan variere over tid.

⁷ Feilleddet inneholder endringer som ikke kan forklares i modellen



Figur 5: Deterministisk trend

Kilde: Figuren bygger på illustrasjon av Balke (1991)

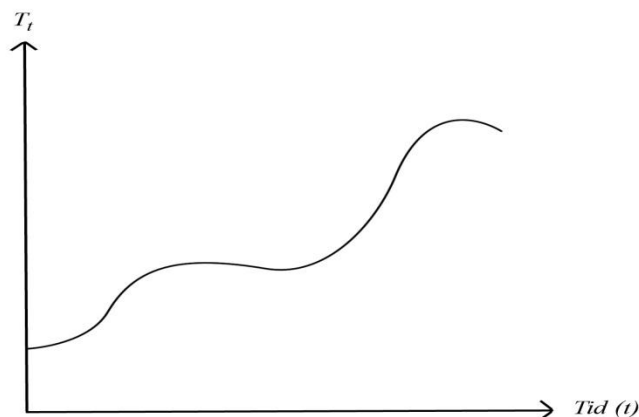
Nyere forskning (se for eksempel Kydland og Prescott (1990) og Balke (1991)) utfordrer synet på lineære trendkomponenter, og mener at trenden i de fleste tidsserier kan endres stokastisk (eller tilfeldig) som følge av tilbudssidesjokk i økonomien. Stokastiske sjokk, som leder til langvarig eller permanente skift i trenden, krever derfor en type trendberegning som tar hensyn til dette. En stokastisk trendkomponent uttrykkes av Balke (1991) som følger:

$$\tau_t = \tau_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^t \mu \quad (14)$$

Her er notasjonen den samme som uttrykt tidligere, men (α) en nå en relativ vekstkonstant (drift i trenden). (μ) er et feilledd eller stokastiske sjokk som permanent påvirker trenden. Når man tillater trenden å variere kan man snakke om polynomiske tender, med to eller flere ordens ledd.

De siste årene er det utviklet flere alternative metoder, eller filtre, som estimerer polynomiske tender⁸. Kjennetegnet ved metodene er at man i stor grad kan bestemme hvor godt trendlinjen skal "treffe" de faktiske observasjonene. Et riktig valg vil avhenge av økonomien man ser på, situasjonen den er i, og hvilken hensikt man har med analysen (Bjørnland et al., 2004). I denne analysen vil det benyttes HP-filte for beregning av trenden. Hvorfor dette er valgt, og HP-filte som metode, vil presenteres nærmere i kapittel 5.

⁸ Eksempelvis Hodrick-Prescott-filte (HP-filte) og Band-Pass-filte



Figur 6: Polynomisk trend

Kilde: Figuren bygger på illustrasjon av Balke (1991)

3.4 Boligprismodeller

For å måle kortsiktige, eller euforiske bobler, forutsettes det at man kan estimere en kortsiktig fundamental markedslikevekt. Her finnes ulike tilnærminger. Jeg vil nå skissere 4 av de mest sentrale empiriske boligprismodellene i Norge. Dette er modeller som er, eller har vært, benyttet av institusjoner som Norges Bank, Finansdepartementet og Statistisk Sentralbyrå i deres analyser av boligmarkedet. Hensikten er å studere hvilke forklaringsfaktorer som vektlegges, for så å velge ut hvilke fundamentale variabler som skal tas med i min egen modell. Boligprismodellene vil først presenteres individuelt, og deretter vil det følge en kort sammenligning av modellens forklaringsfaktorer.

Jacobsen og Naug sin boligprismodell

Denne boligprismodellen ble utviklet i 2004 av to forskere ved Norges Bank.

Boligprismodellen har som hensikt å analysere hvilke drivkrefter som påvirker den nominelle boligprisen på relativt kort sikt, og er estimert på kvartalsdata fra 1994 til 2004. Dette avsnittet bygger på Jacobsen og Naug (2004) sin presentasjon av modellen.

Den økonometriske modellen tar utgangspunkt i det teoretiske fundamentet knyttet til tilbud og etterspørsel i boligmarkedet, presentert i denne oppgavenes kapitel 3.1.

Jacobsen og Naug kom frem til følgende empiriske modell for boligprisene⁹:

$$\begin{aligned} \Delta \text{boligpris}_t = & 0,12 \Delta \text{inntekt}_t - 3,16 \Delta(\text{RENTE} (1 - \tau))_t & (15) \\ & 1,47 \Delta(\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} + 0,04 \text{FORV}_t \\ & 0,12 [(\text{boligpris}_{t-1} + 4,47 (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} \\ & 0,45 \text{ledighet}_t - 1,66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] \\ & 0,56 + 0,04 S1 + 0,02 S2 + 0,01 S3 \end{aligned}$$

Langtidsløsningen som følger av modellen er:

$$\text{Boligpris} = \text{konst.} - 4,47 * \text{RENTE} (1 - \tau) - 0,45 * \text{ledighet} + 1,66 * \text{inntekt} - 1,66 * \text{boligmasse}$$

Hvor:

<i>boligpris</i>	= Nominell prisindeks for brukte boliger
<i>inntekt</i>	= Samlet lønnsinntekt
<i>RENTE</i>	= Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente. Målt som rate
<i>T</i>	= Marginalskattesats på kapitalinntekter og -utgifter
<i>FORV</i>	= $(E - F) + 100 * (E - F)^3$
<i>E</i>	= Indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Målt som rate og sum av to kvartaler
<i>F</i>	= Verdi av <i>E</i> som kan forklares av utviklingen i rente og ledighet
<i>ledighet</i>	= Arbeidsledighetsrate
<i>boligmasse</i>	= Boligmassen målt i faste priser
<i>Si</i>	= Variabel som er lik 1 i kvartal <i>i</i> , null ellers.

Den empiriske modellen indikerer at boligprisen, på kort sikt, reagerer raskt og sterkt på endringer i gjennomsnittlig utlånsrente etter skatt, husholdningenes inntekter og forventningselementet knyttet til landets økonomi. I forventningselementet har arbeidsledighet en sterk og signifikant effekt. På lang sikt er boligprisen også avhengig av boligmassen. Boligmassen representerer tilbudssiden, som etter hvert vil tilpasse seg

⁹ Små bokstaver betyr at variablene er målt i logaritmer

etterspørselsforholdene. Jacobsen og Naug testet også for andre forklaringsfaktorer som husleie, andre mål på konsumpriser, realrente, markedsrenter, husholdningenes gjeld og demografiske forhold. Disse ble forkastet på grunn av multikolaritet, som betyr sterk korrelasjon mellom uavhengige variabler, og ikke- signifikans.

Resultatene fra Jacobsen og Naug er relativt godt i samsvar med hva vi skulle forvente ut fra økonomisk teori, hvor rente- og inntektsvariablene virker raskt og sterkt på boligprisene. I diskusjoner knyttet til boligprismodellen (se for eksempel Klovland (2010)) legges det vekt på at modellen har relativt stabile koeffisienter, og at den forklarer en stor del av variasjonene i boligprisveksten i estimeringsperioden. Det er imidlertid uklart hvor godt modellen fanger opp strukturendringer på boligmarkedet, spesielt innen kredittmarkedet de senere år. Erfaring fra finanskrisen var også at modellens prediksjoner avvek sterkt fra observerte verdier.

MODAG/KVARTS

MODAG (MODell av Aggregert type) er en makroøkonomisk modell for norsk økonomi utviklet av Statistisk Sentralbyrå (SSB). Modellen er blitt benyttet av SSB og Finansdepartementet som prognoseverktøy for sentrale makroøkonomiske størrelser på kort og mellomlang sikt, vel 10 år frem i tid. Parameterne i modellen er tilpasset slik at de passer godt sammen med nasjonalregnskapets beskrivelse av den økonomiske utviklingen.

Det finnes en egen modell i MODAG for endringer i boligpris¹⁰. Den avhengige variabelen er prisen på brukte selveierboliger¹¹ justert med deflatoren for privat konsum. I dette avsnittet presenteres denne boligprisrelasjonen slik den fremstilles av Hungnes (2005).

Boligprisrelasjonen som fremkommer i den empiriske modellen er som følger¹²:

$$\begin{aligned} \Delta (pbs - pc) = & \alpha - 0,35 (k_{83}) + 0,30\Delta(k_{83})_{-1} + 0,65\Delta(rc - pc) & (16) \\ & + 0,03\Delta i - 0,07i_{-1} - 0,37\Delta RRT + 0,33\Delta RRT_{-1} \\ & + 0,20[(pbs - pc) - (rc - pc) + RRT]_{-1} \\ & - 2,07[(pbs - pc) - (rc - pc) + RRT]_{-1} \\ & - 2,07[k_{83} - 0,50(rc - pc) + RRT]_{-1} \end{aligned}$$

¹⁰ MODAG og KVARTS modellene er svært like, det argumenteres for at en forståelse av MODAG vil være gyldig for en forståelse av KVARTS modellen. Forskjellen er datagrunnlaget, som er henholdsvis årlig og kvartalvis

¹¹ Hungnes (2005) finner at selveierboliger utgjør 85 % av alle brukte boliger

¹² Små bokstaver betyr at variablene er målt i logaritmer

Langtidsløsningen i relasjonen er gitt ved:

$$(p_{bs} - pc) = (rc - pc) - RRT$$

Hvor:

- p_{bc} = Nominell pris på brukte selveierboliger
- α = Konstantledd
- k_{83} = Samlet boligkapital
- rc = Husholdningenes disponible inntekt
- pc = Nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum
- i = Nominell rente
- RRT = Realrente etter skatt¹³

Forklaringsvariabler som disponibel realinntekt, nominell lånerente, skattesats for kapitalinntekt og konsumprisindeksen er i denne modellen sentralt for boligprisutviklingen på kort sikt. Uttrykket i langtidsløsningen viser at realrente etter skatt, boligmasse og reell disponibel inntekt er bestemmende for de langsiktige boligprisene i MODAG.

Langtidselastisiteten for disponibel inntekt er lik 1, det vil si at realboligprisen forventes å øke med 1 prosent hvis disponibel realinntekt øker partielt med ett prosentpoeng. Realrente etter skatt har en tilsvarende effekt. Til forskjell fra Jacobsen og Naug sin modell, tar relasjonen ikke hensyn til arbeidsledighetsnivået hverken på kort eller lang sikt.

RIMINI

RIMINI er en makroøkonomisk modell som ble utviklet av Norges Bank. Formålet med modellen var å lage prognoser for den økonomiske utviklingen i Norge, med et spesielt fokus på renteeffektene. RIMINI tar hensyn til realøkonomiske virkninger grunnet svingninger i boligprisene, og den dynamiske modellen for boligprisene er utviklet av Eitrheim.

Boligprismodellen er utarbeidet på bakgrunn av kvartalsdata fra perioden 1983 til 1992, og virkninger analyseres både på kort og lang sikt. I dette avsnittet vil boligprismodellen fremstilles slik Eitrheim (1993) presenterer den.

¹³ Realrente etter skatt, RRT, er definert ved følgende formel: $[(1+lånerente)(1-marginalskatt)] / (KPI/KPI_{-1})$

Følgende aggregerte prisrelasjon for boliger ble benyttet som utgangspunkt for empiriske analyse:

$$PH = f(Y, P, R (1-T) - \pi, H, L, U) \quad (17)$$

Hvor:

PH	= Nominell boligpris
P	= Konsumpris
Y	= Realdisponibel inntekt
L	= Realverdi av brutto lånegjeld
H	= Boligkapitalvolum
R	= Nominell utlånsrente
T	= Skattesats kapitalinntekter
π	= Inflasjonsrate
U	= Arbeidsledighetsrate

Den empiriske boligprismodellen som fremkommer er¹⁴:

$$\begin{aligned} \Delta ph_t = & 0,8935 (\Delta p_t + \Delta p_{t-1}) + 0,2638 (\Delta ph_{t-1} - \Delta p_{t-1} - \Delta y_{t-1} - \Delta U_{t-1}) \\ & - 1,7403 (\Delta R_t - \Delta T_t) + 1,2809 \Delta l_{t-1} \\ & + 0,0705 [(p_{t-1} + y_{t-1} - ph_{t-1} - h_{t-1}) + (p_{t-1} + l_{t-1} - ph_{t-1} - h_{t-1})] \\ & - 0,0271 (S1_t + S3_t) + 0,1417 + \hat{\epsilon}_t \end{aligned} \quad (18)$$

Eitrheim (1993) finner at alle de inkluderte forklaringsvariablene, på høyresiden av likning (18), påvirker boligprisen på kort sikt. Modellen estimerer således en kortsiktig effekt av boligkapitalbeholdningen i økonomien, og skiller seg dermed fra de to tidligere presenterte boligprismodellene. De nominelle utlånsrenter (R), skattesatsen på nettoinntekt (T) og andelen arbeidsledige av befolkningen (U) har ingen påvirkning på lang sikt. De langsiktige forklaringsfaktorene er modellert som to forholdstall: *inntekt/boligkapital* forholdet og *lån/boligkapital* forholdet. Disse skal opptre som feilkorrigeringsmekanismer som trekker boligprisen mot et langsiktig likevektsnivå.

¹⁴ S1 og S3 er dummyvariabler for sesongsvingninger. Små bokstaver betyr at variablene er målt i logaritmer

RIMINI ble brukt for å dekomponere og fortolke drivkreftene bak de store svingningene i norske boligpriser som ble observert på 1980-tallet og tidlig 1990-tallet. I dag er ikke RIMINI lenger i bruk, og erstattet med modeller basert på nyere data. Jeg har valgt imidlertid å presentere RIMINI for å se hvilke forklaringsfaktorer som ble vektlagt.

BUMOD

BUMOD er en dynamisk likevektsmodell som brukes til å simulere utviklingen i boligmarkedet over en lengre periode. Modellen er utviklet av Norges Byggforskningsinstitutt og Sosialøkonomisk institutt på Blindern. Finansdepartementet og Kommunal departementet er blant de viktigste brukerne. Siden spesifikasjonene for modellen ikke er allment tilgjengelig, vil dette avsnittet skissere hovedtrekkene i modellen slik de fremstilles av Kongsrud (2000).

Modellen skiller seg fra de tidligere presenterte modellene gjennom at boligmarkedet behandles på et mikronivå, og den er i større grad fundert på økonomisk teori enn empiri. Både tilbudet og etterspørselen av boliger er inndelt i ulike karakteristika, knyttet til henholdsvis type og behov. På kort sikt influeres boligprisen hovedsakelig av endrede behov på etterspørselssiden, bestemt av disponibel inntekt etter skatt, bokostnad og sparing ved de ulike boalternativene. På lang sikt vil utviklingen i byggekostnadene fastsette nivået på boligprisen i BUMOD. Siden likevektsprisen er inndelt etter ulike typer bolig, bestemmes den aggregerte boligprisen, både på kort og lang sikt, ut fra et veiet gjennomsnitt av antall boliger i hver kategori.

Modellen er ikke kalibrert for den faktiske utviklingen etter basisåret 1980. Prognosene for årene fremover bygger derfor på et annet utgangspunkt enn tidligere presenterte modeller.

3.4.1 Sammenligning av boligprismodellenes sentrale forklaringsfaktorer

Det er presentert 4 forskjellige boligprismodeller, som alle er eller har vært benyttet i Norge. Modellene viser at det opereres med ulike tilnærminger for estimering av boligpris. Det er likevel flere sentrale forklaringsfaktorer som går igjen, på henholdsvis kort og lang sikt. Den faktoren som har gjennomgående størst betydning er rentenivået. I tillegg til renten inngår lønnsnivået i alle modellene. Arbeidsledigheten og boligmassen har også sterk påvirkning på boligprisen, men er kun inkludert i noen av modellene.

RIMINI er den eneste, av de presenterte modellene, som finner at husholdningenes gjeld er signifikant for utviklingen i boligpriser. Tar man imidlertid med IMF (2004) sin

boligprislikning for 18 OECD land¹⁵, rapporteres positive effekter av kredittvekst. Tilsvarende effekter er funnet i studier av britiske og svenske boligpriser (se for eksempel Meen (1990) og Barot og Yang (2002)). Subprime-krisen i USA har gitt oss kunnskap om hvor viktig tilgang til kreditt er for boligprisutviklingen.

I Jacobsen og Naug sin modell er forventningselementet, representert ved en estimert variabel, sentral. Modellen forsøker således å ta hensyn til hvordan folks forventninger, til egen og landets økonomi, påvirker boligprisen. Vegsund reestimerer denne boligprismodellen i 2008, og hun inkluderer folks forventninger til selve boligprisen i forventningselementet. Vegsund (2008) finner at det er tett sammenheng mellom forventninger og boligprisutviklingen på kort sikt.

¹⁵ Estimert fra 1971 – 2003

4. DATA

4.1 Dataseriene

På bakgrunn av presenterte boligprismodeller velges det ut følgende variabler for videre analyse av boligmarkedet: konsumpris, kredittvolum, lønnsnivå, arbeidsledighet og rente. Dette er variabler som hadde stor effekt på boligprisen, i en eller flere av modellene, og defineres derfor videre som fundamentale faktorer for boligprisutviklingen på kort sikt. Siden jeg ønsker å forklare de kortsiktige svingningene i boligprisen, er tilbudssiden antatt å være gitt. Dette er i tråd med den presenterte etterspørsels- og tilbudsfunksjonen. Det brukes en boligprisindeks som mål på boligprisutviklingen.

Tidsseriene som benyttes er hovedsakelig hentet fra Norges Banks monetære historikk (2004). Norges Banks monetære historikk er et resultat av et prosjekt med mål å konstruere lange tidsserier av høy kvalitet, for en del makroøkonomiske størrelser, og inneholder de mest pålitelige tidsserier for hele perioden sett under ett. I dette kapitlet vil jeg gå inn på tidsseriene som er valgt, og kort hvordan seriene er oppbygd.

Boligprisindeks

For å finne et godt mål på boligprisutviklingen generelt brukes en boligprisindeks; et vektet gjennomsnitt av solgte boliger. Ulike metoder benyttes for å konstruere en slik indeks. I denne oppgaven benyttes en boligprisindeks som er basert på en vektet gjensalgsmetode, en metode som studer den faktiske prisutviklingen i en og samme bolig.

Boligindeksen som brukes er presentert i Norges Banks monetære historikk, kapittel 9, og er utarbeidet av Øyvind Eitrheim og Solveig K. Erlandsen for perioden 1819 til 2003¹⁶. Indeksen er bygget opp på bakgrunn av registrerte nominelle salgspriser i fire av de fem største norske byer: Oslo, Bergen, Trondheim og Kristiansand. Fra 1841 til 1867 baseres indeksen på salg i Oslo og Bergen, mens salg i Kristiansand tas inn fra 1867 og salg i Trondheim tas inn fra 1897. Fra 1986 er boligprisindeksen kjedet med indeksen for kvadratmeterpris på boliger slik den er utarbeidet av NEF, EFF, Finn.no og ECON (Eitrheim og Erlandsen, 2004).

Indeksen gir årlige målinger for det nominelle boligprisnivået. I en analyse av boligmarkedet kunne det være ønskelig med kortere intervaller. Statistikk med kortere intervall går imidlertid ikke lenger tilbake enn 1985.

¹⁶ Oppdatert august 2010

Konsumprisindeks

Konsumprisindeksen som benyttes i oppgaven er også hentet fra Norges Banks monetære historikk, kapitel 3. Indeksen er utarbeidet av Ola H. Grytten, og går helt tilbake til 1516. Frem til 1871 er indeksen hovedsakelig konstruert basert på data fra Ingvar Wedervangs historiske arkiv på Norges Handelshøyskole. Fra 1871 er indeksen kjedet med konsumprisindeksen fra SSB (Grytten, 2004).

Kredittvolum

Som mål på kredittvolumet benyttes K2, definert som innenlandsk kreditt til publikum¹⁷. Husholdningssektoren utgjorde i perioden 1996 – 2006 over 60 prosent av samlet innenlandsk kreditt (Almklov et al., 2006). Svingninger i variabelen tolkes derfor som representativ for svingninger i husholdningenes låneopptak. En utfordring med K2-statistikken er at det ikke eksisterer data lenger tilbake enn 1985. Det finnes imidlertid tall for K3, som også inkluderer utenlandsk kreditt. Siden store deler av K3 består av K2 (Klovland, 2009), brukes en andel av denne som estimat over innenlandsk kreditt før 1985¹⁸. Tidsseriene som benyttes er hentet fra Norges Banks monetære historikk, kapitel 10, og er utarbeidet av Øyvind Eitrheim, Karsten Gerdrup og Jan T. Klovland (2004). Seriene er basert på samtidige kilder over utlån.

Lønn

Tidsserien som brukes for lønn er presentert i Scandinavian Economic History Review 2009, og er utarbeidet av Ola H. Grytten. Serien strekker seg fra 1726 – 2006¹⁹. Den er i stor grad basert på data fra Ingvar Wedervangs historisk arkiv. Både nominell lønn og reallønn er utarbeidet, for et stort antall av industrier, og deretter vektet for å få frem gjennomsnittlig årlig lønn. Fra 1940 er serien kjedet med beregninger fra Statistisk Sentralbyrå, publisert i Norges offisielle statistikker (Grytten, 2009c). Jeg benytter reallønnen i denne oppgaven. Dette er valgt for å studere den underliggende endringen i kjøpekraften, og hvilken effekt det har på boligprisen og den kortsiktige markedsliveveksten.

Arbeidsledighet

Arbeidsledighet defineres i denne oppgaven som antall ledige i den totale arbeidsstyrken. Siden innholdet i begrepet har endret seg over tid må en sammenhengene tidsserie konstrueres.

¹⁷ Inneholder kreditt til foretak, husholdninger og kommunesektorer.

¹⁸ Jeg har tatt forholdstallet mellom K3 og K2 i 1985 og så multiplisert gjennom serien for K3 tidligere år. Dette er en forenkling som i praksis vil bety at estimatene for K2, i perioden før 1985, er en fast nedjustert K3 størrelse.

¹⁹ For årene 2007, 2008 og 2009 er årlig lønn per normalverksår hentet fra SSB (2010b)

For perioden 1901 – 1939 benytter jeg en dataserie over arbeidsledighet konstruert og utarbeidet av Ola. H. Grytten. Tallene er basert på arbeidsledighet i Norge, i prosent av den samlede arbeidsstyrken. Statistikken er presentert grafisk i boken *Norsk økonomi i det 20. århundre* (Grytten og Hodne, 2002, s.122). For perioden 1972 - 2009 er arbeidsledighetstallet hentet fra SSB (2010a), og ledighet er regnet i prosent av arbeidsstyrken målt gjennom arbeidskraftsundersøkelsen. For oppgavens formål tolkes ledighetsstatistikken til Grytten og SSB som sammenlignbare. For perioden 1948 – 1971 beregnes ledighetstallet ut fra arbeidsløse registrert ved arbeidskontorene (SSB, 1978). Det antas at denne statistikken i all hovedsak er lavere enn arbeidsledighet i prosent av hele arbeidsstyrken. For å ta hensyn til dette oppjusteres disse tallene²⁰. Dette er en forenkling, og estimatene må tolkes med forsiktighet. Krigsårene er utelatt på grunn av usikkerhet i beregningen av samlet ledighet for disse årene. Det betyr at tidsserien får et gap disse årene.

Renter

I samtlige av de presenterte boligprismodellene brukes gjennomsnittlig utlånsrente for å predikere boligprisutviklingen. For perioden som analyseres i denne oppgaven, finnes det ikke en sammenhengende tidsserie over utlånsrenter. En slik serie kan imidlertid konstrueres. Et alternativ er å benytte obligasjonsrenter som mål på husholdningenes kostnader i forbindelse med boliglån. Tidsserier for gjennomsnittlige renter på statsobligasjoner er presentert i Norges Banks monetære historikk, kapitel 4, og er utarbeidet av Jan Tore Klovland. Seriene er konstruert ut fra samtidige kilder²¹(Klovland, 2004a).

I vedlegg nr. 1 er det presentert en konstruert serie for utlånsrenter. Denne er sammenlignet med nevnte obligasjonsrenter. Det er ikke store avvik mellom bevegelsene i disse to seriene. Det er derfor besluttet å bruke obligasjonsrentene, som er konsistente over tid. Dette er en fordel når utviklingen i renter skal studeres. Etersom empiriske modeller for boligpriser ofte benytter nominelle renter (se for eksempel Jacobsen og Naug (2004) og Meen (1990)), vil dette benyttes. Det tas ikke hensyn til skatt, da skattereglene har endret seg betydelig i perioden som analyseres.

²⁰ Jeg har oppjustert tallene i 1948 - 1971 med den prosentvise veksten vi ser i arbeidsledighet i året 1972, når man går fra arbeidsløse registrert ved arbeidskontorene til arbeidsledige basert på AKU-tall

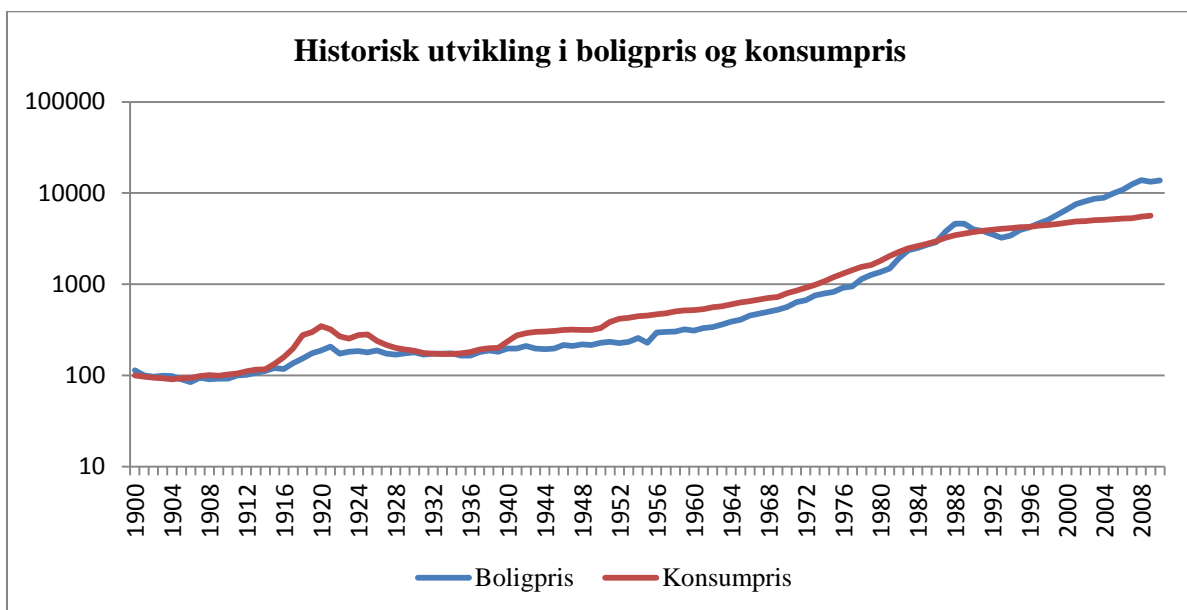
²¹ For årene 2007, 2008 og 2009 er renter på statsobligasjoner hentet fra Norges Bank (2010)

4.2 Grafisk fremstilling

Denne delen fremstiller de utvalgte variablene grafisk. Hovedtrekkene i variablenes utvikling analyseres opp mot boligprisutviklingen, gitt av den presenterte boligprisindeksen. Formålet er å gi en historisk oversikt. For å studere sammenhengene nærmere bør tallene bearbeides. Dette gjøres i kapittel 6 hvor den kortsiktige likevektsmodellen utarbeides.

Boligpris og konsumprisinivå

Endringer og utvikling i økonomiske forhold kan gi store forandringer i boligprisen (Larsen og Sommervoll, 2004). For å kunne tolke boligprisen nærmere er det derfor interessant å se på boligprisutviklingen i forhold til den generelle prisutviklingen. En hypotese er at veksttakten i disse bør følge hverandre og at avvik, spesielt over lange perioder, gir tegn om boligboble. I Figur 7 presenteres boligprisindeksen sammen konsumprisindeksen.



Figur 7: Boligpris og konsumpris 1900 - 2009. Begge størrelser er indeksert med verdi 100 i 1900 og det benyttes logaritmisk skala for å illustrere den relative prisveksten

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004) og Grytten (2004)

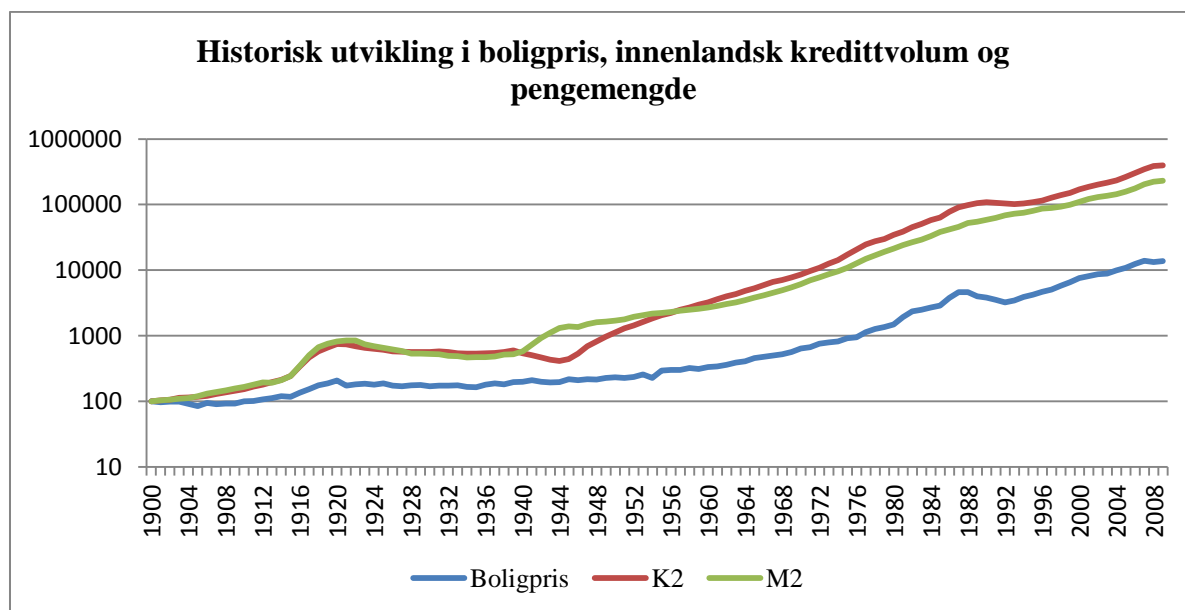
I perioden frem mot første verdenskrig ser det ut som at prisutviklingen på boliger følger den generelle prisutviklingen. Under krigen stiger prisene, og prisveksten er sterkere generelt enn for boligpriser spesielt. Sterk inflasjonen under krigsperioden var ikke bare et fenomen i Norge. Akselererende inflasjon var et kjennetegn internasjonalt. Gulltilknytningen av landenes valuta ble suspendert, og myndigheter førte en ekspansiv pengepolitikk for å

finansiere krigen. Pengerikelighet, kombinert med vareknapphet, førte til sterk inflasjon (Grytten, 2003).

Etter andre verdenskrig ligger veksttakten i konsumprisene noe over boligprisen, men ellers følger veksten i de to prisene hverandre tett inntil 1980-tallet. Fra da av blir svingningene i boligprisen relativt kraftig, og på midten av 1990-tallet skyter boligprisene fart. De overgår den generelle prisutviklingen. Fra 1992 til 2007 steg de nominelle boligprisene med 330 prosent, mens konsumprisen i samme periode steg med *bare* 33 prosent.

Boligpris og Kredittvolum

Mer enn 80 prosent av bankenes utlån til husholdninger er sikret med pant i bolig (Jacobsen og Naug, 2004). Den prosykliske tilførselen av penger- og kreditt er presentert som faktorer når bobleoppbygging, etterfulgt av krakk og krise i økonomien, analyseres. Figur 8 viser den historiske utviklingen i penge- og kredittvolum, sammen med den historiske utviklingen i boligprisene²².



Figur 8: Boligpris, innenlandsk kredittvolum (K2) og pengemengde (M2) 1900 - 2009. Begge størrelsene er indeksert med verdi 100 i 1900 og på logaritmisk skala

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Eitrheim et al., (2004) og egne beregninger

²² Pengemengden er ikke inkludert i den senere regresjonsanalysen. Dette på grunn av høy korrelasjon med kreditt. Høy korrelasjon vil svekke robustheten til regresjonsanalysen. Effekten av pengemengde vil imidlertid reflekteres gjennom kredittvariabelen. Det er derfor interessant å studere begge variablene grafisk.

Fra begynnelsen av 1900-tallet ligger både boligprisen og kredittvolumet relativt stabilt. Gradvis økning i pengemengden ser ut til å gi gradvis økning i boligprisen. Fra første verdenskrig øker kredittvolumet dramatisk, og veksten skiller seg ut i grafen. Etter en ekspansiv penge- og finanspolitikk under, og like etter, første verdenskrig, strammet myndighetene inn og kredittvolumet faller. På slutten av 1920-tallet opplevde banker likviditetsproblemer, og selv om myndighetene reddet flere forretningsbanker i mellomkrigstiden gikk over 100 konkurs (Grytten, 2003). Lav vekst i penge- og kredittvolumet preget årene frem til andre verdenskrig.

Etter andre verdenskrig vokser både kredittvolumet og boligprisene med relativt jevn veksttakt. Dette varte frem til midten av 1980-tallet hvor vi igjen ser en kraftig vekst. Sentralt var dereguleringen av både bolig- og kredittmarkedet, som medførte høyere boligpriser og lettere tilgang på lån. Resultatet var økte forventninger, også til fremtidig boligprisutvikling. I følge Eitrheim et al. (2004) tok banker svært stor risiko ved utlån, uten sikring i fundamentale verdier. Da markedet snudde, og boligprisen falt, førte det til den største bankkrisen i norsk historie. Den markerte nedgang i kredittvolumet varte frem til 1992, som ses tydelig i grafen.

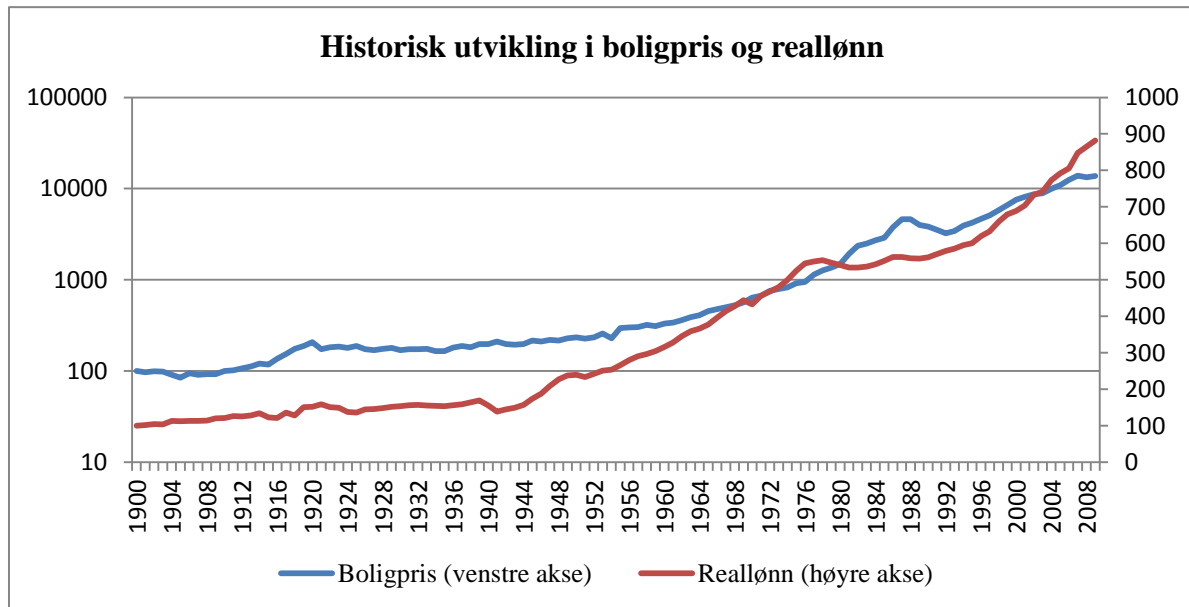
Boligpris og lønn

Høyere lønnsnivå i økonomien øker både betalingsevnen direkte og indirekte, gjennom økt lånemulighet. Lønnsvekst, spesielt kombinert med lav inflasjon, drøftes derfor som en sentral faktor for å forklare hvorfor boligprisene stiger.

Figur 9 viser boligprisutviklingen presentert sammen med tidsserien for reallønn. Denne grafiske utviklingen kan ikke sammenlignes direkte. Grafen over boligpris er i nominelle verdier, og oppgitt på logaritmisk skala, mens reallønnen er i faste 2000 kroner. Imidlertid kan man studere hvorvidt svingninger i reallønnen ser ut til og korrelere med svingninger i boligprisen.

Reallønnen, et uttrykk for kjøpekraften, har hatt en sterk vekstrate. Fra 1900 til 2009 har gjennomsnittlig lønn i den norske befolkning blitt 9 doblet. Dette viser den betydelige velstandsøkningen Norge har opplevd i det 20. århundre. Store deler av den sterke lønnsøkningen kom etter andre verdenskrig. Frem til andre verdenskrig vokser reallønnen med en stabil veksttakt. De store svingningene i konsumprisindeksen, under og etter første verdenskrig, ser ikke ut til å ha påvirket kjøpekraften. Lønnsnivået steg mer enn prisene fra 1918, slik at den faktiske lønnen viser en positiv økning. Høyere lønn ser ut til å korrelere positivt med økningen i boligprisen for denne perioden. Da de nominelle lønningene falt, etter

redusert veksttakt i økonomien på 1920-tallet, falt også prisene. Kjøpekraften ble derfor ikke redusert (Grytten og Hodne, 2002).



Figur 9: Boligpris og reallønn 1900 - 2009. Begge størrelsene er indeksert med verdi 100 i 1900. Boligpris er oppgitt på logaritmisk skala.

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Grytten (2009c) og SSB (2010b)

På 1970-tallet stiger reallønnen relativt kraftig, mens den faller på 1980-tallet. Det kan se ut som at lønningene virker med en tidsforskyvning på boligprisen i disse periodene. På en annen side kan det tyde på at aktørene i boligmarkedet har en såkalt pengeillusjon, hvor en legger mer vekt på nominelle enn reelle verdier.

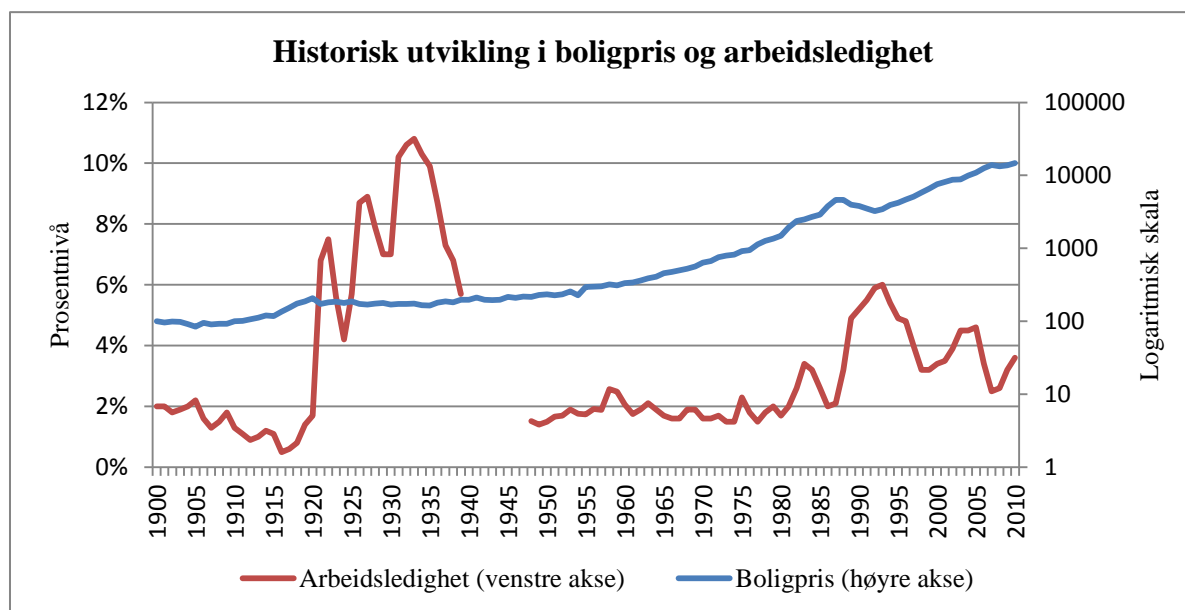
Boligpris og arbeidsledighet

Arbeidsledigheten henger sammen med de økonomiske konjunktorene, og den er en av flere indikatorer på den økonomiske aktiviteten i et land. Under høykonjunktur tenderer arbeidsledigheten til å falle, mens den øker under lavkonjunktur (Benedictow, 2006). Nivået på arbeidsledigheten kan representere både den faktiske og forventede situasjonen for et lands økonomi, og for individers privatøkonomi.

Figur 10 viser utviklingen i arbeidsledigheten. Det er to spesielle perioder i grafen som skiller seg ut. Mellomkrigstiden, og perioden på slutten av 1980- og begynnelsen av 1990-tallet.

Mellomkrigstiden var en urolig periode, både politisk og økonomisk. Den var rammet av tre betydelige tilbakeslag: Etterkrigsdepresjonen på begynnelsen av 1920-årene, den særnorske

krisen på midten av 1920-tallet, og den store depresjonen i begynnelsen av 1930-årene (Grytten og Hodne, 2002).



Figur 10: Boligpris og arbeidsledighet 1900 - 2009. Boligpris er oppgitt på logaritmisk skala og indeksert med verdi 100 i år 1900

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Grytten og Hodne (2002), SSB (1978), SSB(2010a) og egne beregninger

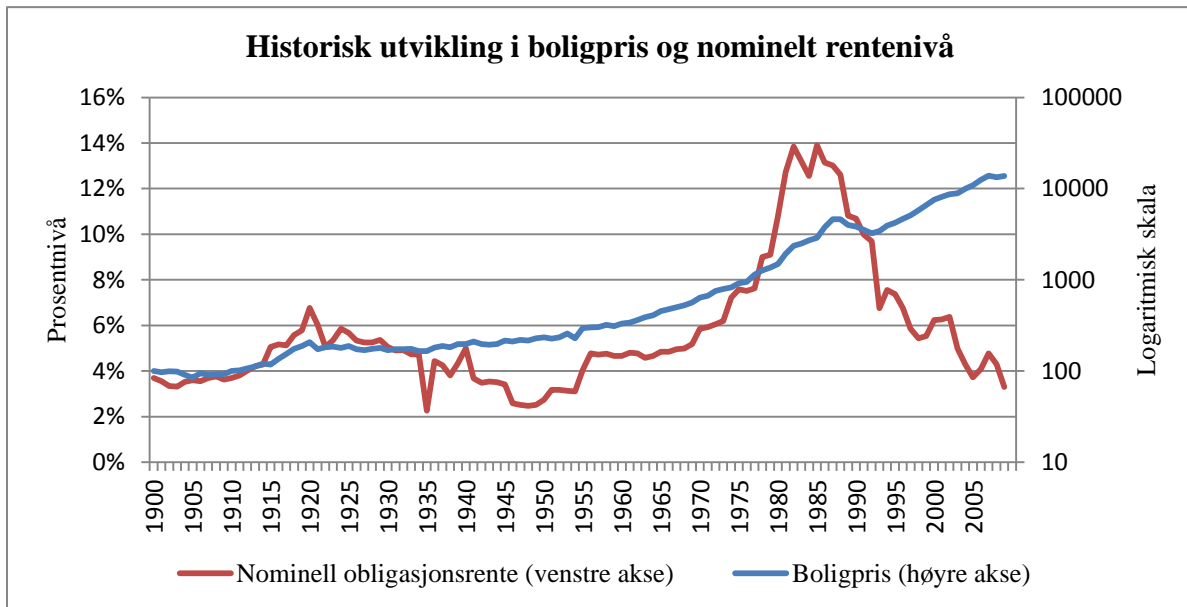
Ledigheten steg fra 0,5 til 7 prosent fra 1919 til 1920. Sammenligner en ledighetsstatistikken med boligprisutviklingen, ser det ut til at lav ledighet før og under første verdenskrig gir utslag i høyere boligpris, og at dette forholdet snur når ledigheten øker. Fra 1985 til 1992 steg ledigheten fra 2 til 6 prosent. Vi ser også her tendenser til økende boligpris under høykonjunktur, med lav ledighet, og fallende boligpris når den økonomiske situasjonen snur. For å studere denne sammenheng nærmere må tallene bearbeides. Dette gjøres i kapittel 6.

Boligpriser og nominell rente

Rentespådømmer brukes som aktivt analyseverktøy i dagens boligmarked. Den sterke veksten i boligprisene forklares først og fremst med de raske rentekuttene, og når renten etterhvert kommer opp vil boligprisveksten dempes. Rentenivået representerer både kostnaden og alternativkostnaden med å låne penger. Figur 11 viser den historiske utviklingen i boligpris presentert sammen med historisk utvikling i rentenivå.

De nominelle rentene utvikler seg relativt stabilt første del av perioden, men fra 1970 og frem til slutten av 1980-tallet øker de nominelle rentene kraftig. Fra midten av 1980-tallet faller rentenivået, med midlertidige korreksjoner, frem til i 2009. Den kontinuerlige reduksjonen i

nominelle renter fra 1985/86 skiller seg ut i grafen. Sett i forhold til inflasjon, ser dagens rentenivå ut til å ligge historisk lavt.



Figur 11: Boligpris og nominelt rentenivå 1900 - 2009. Boligpris er oppgitt på logaritmisk skala og indeksert med verdi 100 i 1900

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Klovland (2004b) og Norges Bank (2011)

Studerer man boligprisutviklingen sammen med rentenivået er det ikke like lett å se en klar sammenheng. Økning i boligpris, både under første verdenskrig og på 1980-tallet, ser ut til å komme etter en relativ økning i rentenivået, mens utviklingen i boligpris fra 1990 er under sterkt fallende renter. Inflasjon og rentekostnad kan gi et litt annet bilde av faktisk rentekostnad i perioden.

5. LANGSIKTIGE BOBLER

For å analysere boligbobler i det norske boligmarkedet er det først nødvendig å kartlegge disse. Med utgangspunkt i deler av det presenterte datamaterialet vil dette kapitlet undersøke oppgavens første delproblemstilling: Hvilke år, i perioden 1900 – 2009, var preget av en boligboble?

Problemstillingen vil besvares ved at det utarbeides en realboligprisindeks, og jeg vil studere indeksens avvik fra trend, målt med HP-filter. HP-filter som metode for trendberegning vil derfor presenteres i det følgende. Det vil også presenteres P/R(Price/Rent) rate som verktøy for å identifisere boligbobler, og det norske boligmarkedets historiske P/R- koeffisienter, og langsiktig likevekt, vil analyseres. Langsiktig likevekt vil også her defineres av trenden, målt med HP-filter. Dersom veksten i boligprisene stiger betydelig, både i forhold til andre konsumpriser og husleie isolert, og i forhold til den estimerte langsiktige likevekten i disse størrelsene, kan det indikere overoppheting og bobletendenser i boligmarkedet. Boligprisers avvik fra langsiktig likevekt defineres i oppgaven som langsiktige bobler. Kapitlet avsluttes med oppsummering av funnene.

5.1 HP-filter som metode

HP-filter er en algoritme for å beregne trendkomponenten i en tidsserie, definert som “glattede verdier” av serien. Metoden er relativt enkel i bruk, og er blitt standard både i den økonomiske litteraturen og hos blant annet SSB og Norges Bank. Den benyttes for å beregne trendkomponenten i flere økonomiske tidsserier. Bjørnland et. al (2004) fant at trend og sykelutslag beregnet ved HP-filter på norske konjunkturdata ga tilnærmet like resultater som beregninger med mer kompliserte metoder.

Som presentert i teoridelen, indikerer nyere forskning at trenden i de fleste tidsserier endres stokastisk som følge av tilbudssidesjokk i økonomien. Endringer som leder til langvarig eller permanente skift i trenden krever en metode som tar hensyn til dette. HP-filtelet tillater trenden å variere over tid, og minimerer avviket mellom observert verdi og trend i tidsserien, samtidig som det legges begrensninger på variasjonen i trenden.

Formelt kan dette uttrykkes gjennom en minimering av følgende likning²³:

$$HP_t = \min \left\{ \sum_{t=2}^N (y_t - d_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^N [(d_{t+1} - d_t) - (d_t - d_{t-1})]^2 \right\}, t = 1, 2, 3 \dots T \quad (19)$$

Her er (y_t) observert verdi på tidspunkt (t) , mens (d) er trendkomponenten på tidspunkt $(t-1)$, (t) og $(t+1)$. Den første delen av uttrykket er kvadratet av avviket mellom observert verdi og trend. Denne kvadreres fordi en ønsker å gi positive og negative avvik like stor vekt. Den andre delen av likningen uttrykker variasjonen i trenden. λ er definert som glatningsparameteren, og angir den relative vekten man velger på å minimere avvik mellom trend og observert verdi, i forhold til å minimere variasjonen i trenden. $\lambda=0$ gjør at trenden settes lik observasjonen. Dersom man derimot lar λ gå mot uendelig vil trenden estimeres til å være lineær. Veksten i trenden tillates å være fleksibel ved å sette en passende verdi på λ (Bjørnland et al., 2004).

I den økonomiske litteraturen benyttes ulike verdier på λ . Mens Kydland og Prescott (1990) fant at $\lambda=1600$ gir gode resultater for amerikanske kvartalsdata, har SSB funnet at 40 000 gir bedre estimater på norske kvartalsdata, en 25 ganger høyere verdi. Det opereres imidlertid med noen internasjonale tommelfingerregler (Mjell, 2010).

$\lambda = 14\,400$ for månedlige observasjoner

$\lambda = 1600$ for kvartalsvis observasjoner

$\lambda = 100$ for årlige observasjoner

Analysen i denne oppgaven baserer seg på årlige data, siden kvartalsdata for de fleste tidsseriene som benyttes ikke er tilgjengelig før 1980-tallet. For å beregne trendkomponenten vil jeg bruke $\lambda = 100$, som er normalen på års data, men jeg vil også bruke en 25 ganger høyere verdi, nemlig $\lambda = 2500$. Hensikten med en noe (høy) utradisjonell verdi er å legge større vekt på fortiden og få en jevnere trend, og begrunnes med at akkumuleringsprosesser, som står sentralt i oppbygging av finansielle bobler, tar tid. Dette gir imidlertid flere svingninger og gjør at en større del av fluktuasjonene kan forklares med midlertidige

²³ I beregning av trendkomponenten vil det benyttes en algoritme skrevet av Kurt Annen.

forstyrrelser. Høyere λ på årsdata er også benyttet av Bario og Lowe (2002), Riiser (2005) og Grytten og Hunnes (2010).

Selv om HP-filteeret er mye brukt har filteret svakheter. Filteret er tosidig, som betyr at observasjoner både bakover og fremover i tid benyttes for å beregne trenden i periode (t). På endepunktene av en tidsserie går filteret over til å bli ensidig. Trenden påvirkes da mer av faktisk verdi her, enn det som er tilfellet i resten av tidsserien. Problemet omtales som endetidsproblematikken (Bjørnland et al., 2004). Andre utfordringer med filteret er, som allerede nevnt, at verdien på glattingsparameteren må settes på forhånd. Valg av λ kan derfor få innvirkning på utfallet av analysen.

Ut fra første ledd i minimeringsuttrykket ser vi også at HP-filteeret vekter negative og positive avvik likt, og dermed implisitt antar at oppgangs- og nedgangskonjunkturer er gjennomsnittlig like lange. Romer (1999) finner at dette ikke alltid er riktig. I tillegg vil filteret ha problemer med svært lange konjunktursykler. Mjell (2010) illustrer at ved standard verdi på λ vil HP-filteeret nedjustere trenden dersom negative avvik opptrer over en lang periode²⁴. En lengre nedgangskonjunktur kan dermed bli uttrykt som en kortere sykel. Det samme problemet gjør at HP-filteeret kan påvise konjunktursykler som faktisk ikke er tilstede.

Filteret er også kritisert for manglende teoretisk fundament. Det er vanskelig å finne økonomisk teori som sier at trendkomponenten i tidsserier er det samme som potensiell eller naturlig vekstbane til tidsserien. Potensiell produksjon defineres av Bergo (2004, s.77) som “det produksjonen ville vært dersom priser og lønninger hadde vært helt fleksible.”

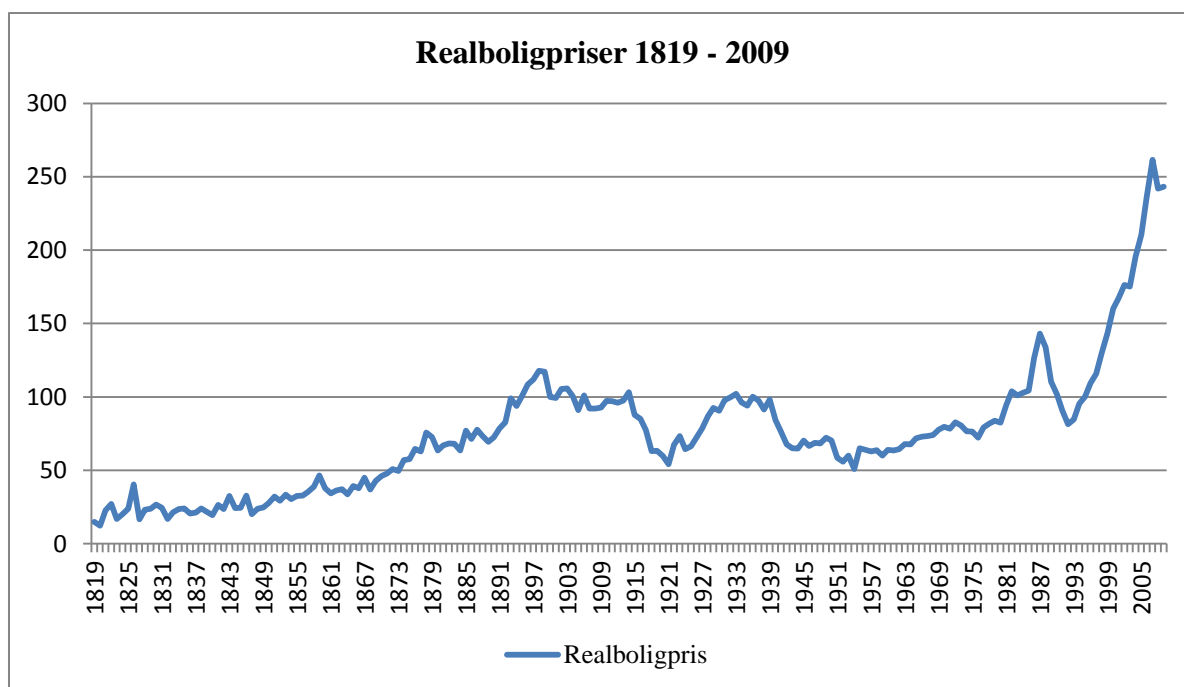
5.2 Empirisk analyse av realboligpriser for Norge 1819 – 2009

For å sette boligprisene i en sammenheng kan vi måle boligprisutviklingen i forhold til den generelle prisutviklingen i økonomien, ved å utarbeide en realboligprisindeks.

Realboligprisindeksen er her definert som den nominelle boligprisindeksen deflatert med konsumprisindeksen. Dermed kan vi studere den underliggende veksten i boligprisene, korrigert for inflasjon.

For å få et historisk overblikk presenteres den beregnede realboligprisindeksen fra 1819, selv om analyseperioden i hovedsak begynner i 1900. Figur 12 illustrerer indeksen grafisk.

²⁴ Det samme vil være gjeldene ved lange oppgangskonjunkturer

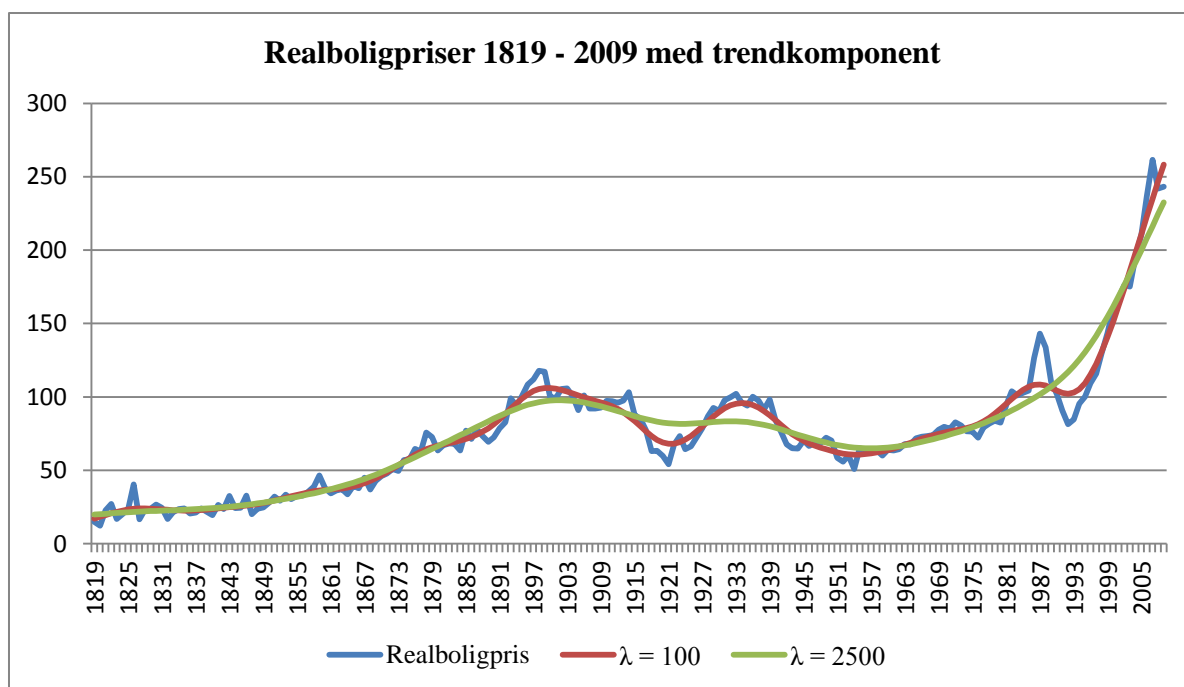


Figur 12: Realboligpris 1819 - 2009. Både boligpris og konsumpris er indeksert med verdi 100 i 1900

Kilder: Grytten (2004) og Eitrheim og Erlandsen(2004)

For hele perioden sett under ett ser vi en stigende trend. Prisen på boliger har steget mer enn andre priser i økonomien. Denne trenden har imidlertid blitt avbrutt i perioder med betydelige fluktuasjoner. Grafisk ser vi at realboligprisen stiger markant i fire perioder: midten av 1890-årene, begynnelsen av 1920-årene, midten av 1980-tallet og fra 1993 og frem til 2007. Mens beregninger på datasettet viser at den gjennomsnittlige årlige endring er cirka 2 prosent for hele perioden under ett, økes realboligprisen gjennomsnittlig med 6-17 prosent årlig i de fire presenterte periodene. Det mest oppsiktsvekkende er den sammenhengende og eksplosive veksten fra 1993 til 2007. Realboligprisene i denne perioden steg med 200 prosent, altså en tredobling, fra bunnpunkt i 1992 til toppunkt i 2007.

Over tid kan man tenke seg at realboligprisen har en langsiktig likevektspris basert på fundamentale verdier (Grytten, 2009b). For å kartlegge bobler kan det derfor være naturlig å analysere avvik mellom faktisk realboligpris og en slik likevektspris. Dersom det antas at langsiktig likevekt kan karakteriseres av tidsseriens trend, kan vi beregne likevekten ut fra gjeldene tidsserie med bruk av HP-filter.



Figur 13: Realboligpris med trendkomponent 1819 – 2009. Både boligpris og konsumpris er indeksert med verdi 100 i 1900
Kilde: Grytten (2004), Eitrheim og Erlandsen(2004), og egne beregninger.

I figur 13 er realboligpris og realboligprisens trendkomponent presentert, beregnet ut fra HP-filter med $\lambda = 100$ og $\lambda = 2500$. Lav verdi på lambda²⁵ gjør at trend og faktisk verdi følger hverandre noe tett, mens med lambdaverdi 2500 ser vi tydelig at realboligprisen er markant høyere enn estimert langsiktig likevekt i 4 perioder. De periodene som allerede skiller seg ut i grafen. Boligprisen steg her betydelig i forhold til andre priser i økonomien. Dette kan tyde på boligbobler.

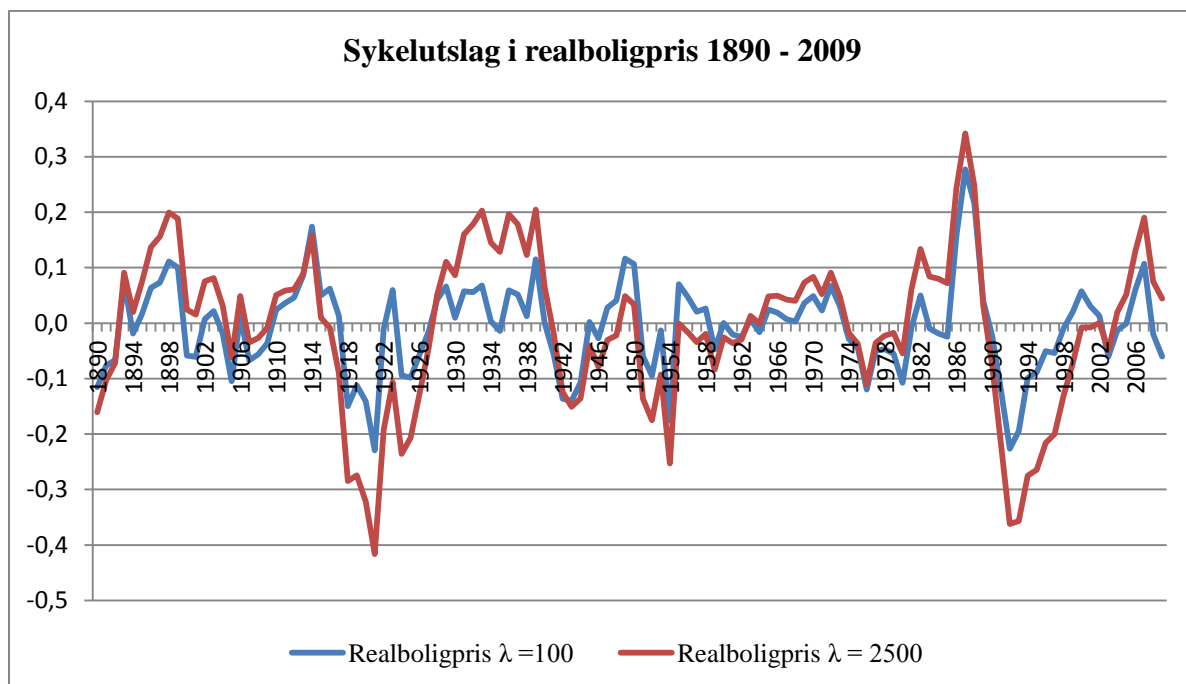
Den første boligboblen ser vi på slutten av 1890-tallet, i forløpet før Kristianiakrakket. Denne perioden var preget av en massiv byggeboom i Kristiania (Oslo) og sterk vekst i kreditt.

Deretter bygde det seg opp en ny boble i 1920-årene. Studerer vi den nominelle boligprisindeksen ser vi at boblen ikke skyldtes stigende boligpris. Perioden var imidlertid preget av sterk generell deflasjon grunnet stram pengepolitikk med et ønske om at den norske kronen skulle appresiere (Grytten, 2009b). Den boblen som skiller seg ut, med hensyn til det kraftige fallet i ettertid, er boblen som bygget seg opp på midten av 1980-tallet. Fra 1985 til 1987 steg realboligprisen med 37 prosent, en formidabel vekst på svært kort tid. Deretter falt den med 43 prosent frem til 1992. Etter 1993 stiger realboligprisen signifikant frem til 2007,

²⁵ Den eksponentielle veksten etter 1993 gjør at trenden i HP-filteret oppjusteres betydelig med lav lambdaverdi

både isolert sett og i forhold til beregnet trend. Dagens boligpris er langt over langsiktig likevekt, slik denne er beregnet. Dette kan tyde på at vi er inni i en ny boligboble.

Ved å beregne reelle boligprisers avvik fra langsiktig trend finner vi sykelavvik. I teoridelen ble det illustrert at sykelavviket kan betegnes som totale bobleverdier²⁶. Ettersom det er perioden 1900 – 2009 jeg ønsker å analysere så beregnes sykelavvikene fra 1890. Ved å ta med en liten periode før 1900 blir estimatene mer sikre, fordi man reduserer endepunktsfeil. I tillegg ser vi tydeligere virkningene av Kristianiakrakket som varte frem til 1905.



Figur 14: Sykelutslag i realboligpris 1890 – 2009. HP filter både med $\lambda = 100$ og $\lambda = 2500$ er benyttet for å beregne trendkomponenten

Kilde: Grytten (2004), Eitrheim og Erlandsen(2004), og egne beregninger.

Figur 14 illustrerer grafisk de beregnede sykelutslagene med bruk av både $\lambda = 100$ og $\lambda = 2500$. Boligprisen har fluktuert midlertidig rundt sin trend, men under de identifiserte boligboblene er det markante sykelutslag. Vi ser at de totale størrelsene for boblene er noe forskjellig med bruk av ulike lambda-verdi. Høyere verdi gjør trendveksten mer lineær, og avvikene mellom observert verdi og trend tydeligere. Ettersom formålet i denne delen av oppgaven er å identifisere perioder med boligbobler, for deretter å drøfte hvorvidt de skyldes ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental likevekt eller euforiske tilstander, er det

²⁶ Her regnes relative avvik med følgende formel: $c_t = \log y_t - \log t_t$

selve boblen i seg selv, og ikke i størrelsen isolert sett som er avgjørende. Identifiserte bobler er de samme i begge grafene. Funnene over boligbobler i nevnte periodene er også i tråd med funn både av Grytten (2009a) og Nerhus (2009).

5.3 P/R og P/E som metode

En annen metode som er blitt mer vanlig i analyse av boligmarkedet, og da også som en tilnærming til boligbobler, er den såkalte P/R-raten. Dette er en modifisert utgave av den tradisjonelle P/E (Price/Earnings), som er sentral i verdivurdering av aksjer. Den måler markedsprisen av aksjen i forhold til aksjens fundamentale verdi, målt ved inntjening. Høye tall på P/E-raten inneholder en sterk positiv forventning knyttet til fremtidig prisutvikling eller inntjening.

For boligmarkedet ser man på forholdstallet mellom boligens salgpris (P) og boligens inntjeningsmulighet, målt ved leieinntekten (R). Boligprisenes langsiktige fundamentale verdi uttrykkes således gjennom den forventede nåverdien av fremtidig inntjening ved å eie en bolig. Dette delkapittelet vil gi et kort blikk på hva P/R-rater er, og i neste delkapittel vil rater for Norge presenteres og analyseres.

Poterba (1992) utledet at brukerkostanden ved å eie et hus er gitt ved følgende ligning;

$$\text{Brukerkostnad} = P (ia + \tau + f - \pi) \quad (20)$$

Hvor:

P	= Boligprisindeks
ia	= Nominell lånerente etter skatt, defineres som tapte renteinntekter gitt ved en alternativ investering
τ	= Eiendomsskatt
f	= Kostander ved å eie hus, knyttet til vedlikehold, avskrivning og risiko
π	= Forventet kapitalgevinst

I en langsiktig likevekt vil forventet kostand ved å eie en bolig (brukerkostanden) måtte være lik forventet kostand ved å leie (R) en tilsvarende bolig:

$$R = P (ia + \tau + f - \pi) \quad (21)$$

En økning i brukerkostandene uten en tilsvarende økning i leien, gitt denne likningen, vil føre til at boligprisen må falle for å overbevise potensielle huseiere om å kjøpe istedenfor å leie. Dette vil gi en kortsiktig ulikevekt i markedet. På lang sikt vil leieprisen eller boligprisen justeres slik at langsiktig likevekt igjen oppnås (Døskeland, 2009).

En omarrangering av likning (21) gir oss likning (22):

$$\frac{\text{Boligpris}}{\text{Husleie}} = \frac{P}{R} = \frac{1}{(ia + \tau + f - \pi)} \quad (22)$$

Forholdstallet som fremgår av likning (22) sier at det finnes en langsiktig fundamental likevekt mellom boligens salgpris og leiepris. Denne fundamentale likevekten avhenger av sentrale økonomiske forklaringsfaktorer som rente, skattenivå, kostander knyttet til hushold og forventet kapitalgevinst. Et høyere rentenivå, eller økt eiendomsskatt, vil redusere den fundamentale P/R. Flere vil velge å leie fremfor å eie, og prisen på boliger reduseres. I motsatt tilfellet vil den fundamentale P/R øke. Flere vil nå ønske seg inn på boligmarkedet og boligprisen presses opp. Så lenge som forholdstallet mellom boligpris og husleie er forankret i fundamentale markedsforhold, vil endringer oppfattes som en naturlig utvikling.

Med bakgrunn i likningen (22) sin dynamikk ser vi at det fundamentale nivået på P/R ikke er en konstant størrelse over tid, men vil endre seg i takt med forklaringsvariablene på høyresiden av likningen. Disse forklaringsvariablene vil variere med svingninger i den økonomiske aktiviteten. Dette gjør at priskomponenten på boliger i forhold til husleie, ikke kan vurderes isolert når man skal analysere hvorvidt det foreligger tegn til en boligboble.

Det faktiske P/R forholdet beregnes ved å dividere boligens salgpris med gjeldene husleie for en tilsvarende bolig. Det antas at leieprisen er satt for å dekke kostander ved å eie denne boligen. Salgsprisen representerer det markedet er villig til å betale i omsetningsøyeblikket, altså markedsprisen. Ved å dividere markedspris (P) på inntjeningskomponenten (R) kan man se utviklingen i markedsprisen i forhold til inntjeningen over tid (Grytten, 2009a).

En studie av den historiske utviklingen kan gi oss en indikasjon på om verdier er uforholdsmessig høye, og om boligprisen ser ut til å avvike betydelig fra sin langsiktige fundamentale verdi. Ekstremt høye eller hurtig stigende verdier kan indikere en ubalanse i likevekten mellom boligpris og leiepris. Prisen vil da kunne tenkes å være drevet av

irrasjonelle forventninger knyttet til fremtidig prisutviklingen, og man kan snakke om en boble i boligmarkedet. Avvik må imidlertid analyseres i hvert enkelt tilfelle ut fra gjeldende fundamentale markedsforhold.

P/R som metodeverktøy har svakheter fordi det bygger på sterke forutsetninger og forenklinger. Blant annet tolkes boliger som et homogent produkt med en tilhørende leiepris. Dette gjør at man ser bort fra kvalitetsforskjeller og lokalisering. Larsen og Sommervoll (2004) viser at sentrale boliger har steget mye mer i pris de siste årene enn mindre sentrale. Forholdstallet definerer også eie av bolig og leie av bolig som perfekte substitutter, hvor økning i pris på den ene fører til økt etterspørsel etter den andre. En ser derfor bort fra individuelle preferanser²⁷.

Metoden antar at det er ingen transaksjonskostnader ved kjøp og salg av bolig. Ved faktisk kjøp og salg kan for eksempel dokumentavgift og meglerhonorarer komme opp mot totalt 5 % av kjøpesummen (Døskeland, 2009), noe som ofte er en vesentlig kostnad. I tillegg er det knyttet kostnader til søk etter bolig. Dette er kostnadsforhold som kan opprettholde en ulikevekt i P/R forholdet.

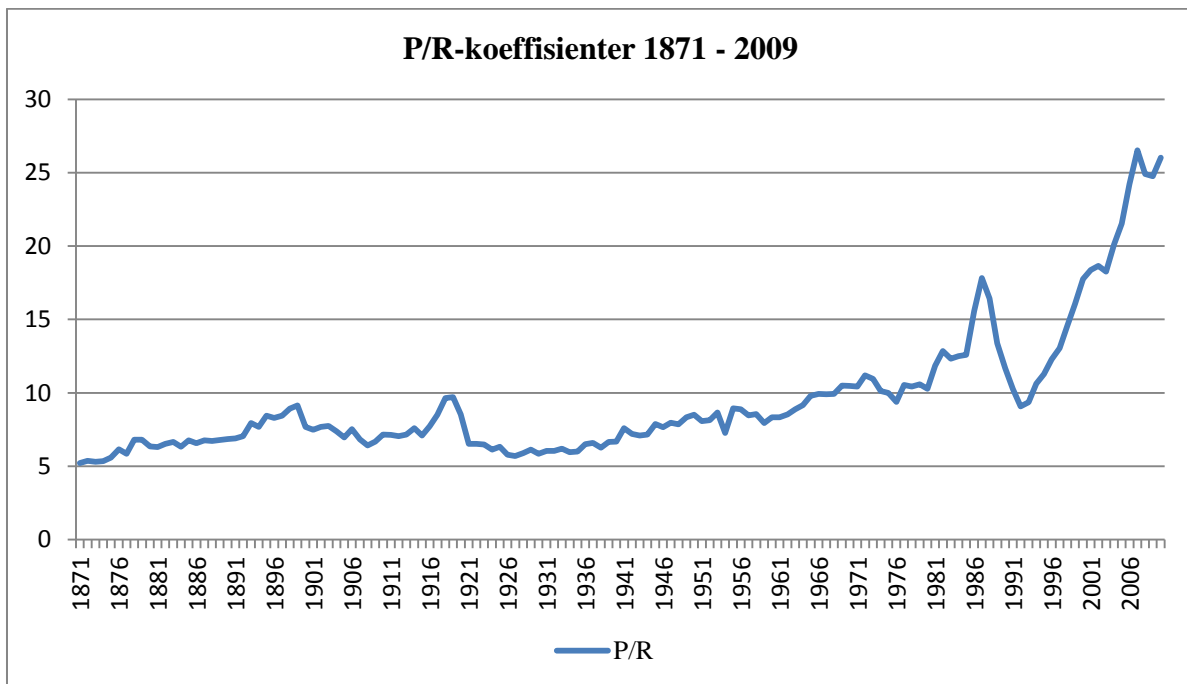
5.4 Empirisk analyse av P/R-koeffisienter for Norge 1871 – 2009

Basert på presentasjonen av hva P/R-rater er, vil det historiske forholdstallet mellom boligpris og husleie her studeres. Analysen vil legge vekt på relative endringer i forholdstallet, både over tid og i forhold til trend, for å kartlegge perioder med sterk vekst i boligprisene. I følge Leamer (2002) har ethvert hus sin egen P/R-rate og (potensielle) huseiere bør være oppmerksom på dette forholdstallet. I praksis vil imidlertid individuelle verdier være svært vanskelige (om gjerne og unødvendige) å beregne.

Koeffisienter som her analyseres er beregnet utfra aggregerte størrelser. Jeg bruker P/R - koeffisienter som er konstruert og presentert av Grytten (2009a), og som han har utarbeidet med statistikk i fra Norges Bank, Econ, Statistisk Sentralbyrå og Ellingsæther (2007). Den utvalgte tidsserien oppfattes som den mest valide for å belyse den historiske utviklingen i perioden som analyseres. Dette fordi tidsserien er konsistent over hele tidsperioden.

²⁷ Sørnum (2002) fant i sin hovedfagsoppgave at eie av egen bolig er viktig for sosial status, noe som indikerer at det ikke er en perfekt substitutt til leie av bolig. Dette er også funnet av Frank (1985)

Figur 15 illustrerer grafisk utvikling i P/R forholdet fra 1871 til 2009. På samme måte som for realboligprisindeksen, presenteres dataseriene så langt tilbake som de går. Dette for å få overblikk over den historiske utviklingen. For hele perioden sett under ett ser vi en klart stigende trend. Prisen på boliger har steget i forhold til leieprisen. Det mest oppsiktsvekkende er den akselererende og vedvarende veksttaket fra 1993 til 2007.



Figur 15: P/R-koeffisienter 1871 - 2009

Kilde: Grytten (2009a)

Fra 1871 og frem til 1930 holder P/R forholdet seg relativt stabilt. Til tross for fluktuasjoner, ser serien ut til å bevege seg tilbake til et gitt likevektspunkt. Gjennomsnittlig koeffisient i årene mellom 1871 og 1930 ligger på cirka 7,02. Det er imidlertid to spesielle perioder som avviker fra denne likevekten. P/R forholdet økte betydelig i forløpet til Kristianiakrakket og under første verdenskrig, mens det falt betydelig i etterkant. Vi ser konturene av en boligboble i disse periodene.

Fra 1930 og frem til cirka midten av 1980-tallet ser vi en stigende vekst i forholdet som er tilnærmet lineær. Beregninger på datasettet viser en gjennomsnittlig årlig vekst på cirka 1 prosent. Fra midten av 1980-tallet skjer det imidlertid noe dramatisk. Fra 1985 til 1987 stiger boligpris i forhold til husleie med hele 40 prosent og når et historisk høyt nivå. Utdrag fra faktiske P/R-koeffisienter i perioden (tabell 1) viser en rask og overproposjonal vekst. Dette i

løpet av en svært kort tidsperiode. En betydelig boble bygde seg opp i det norske boligmarkedet.

Utvalgte P/R-koeffisienter				
Periode	1984	1985	1986	1987
P/R	12,50	12,59	15,58	17,82

Tabell 1: P/R-koeffisienter for perioden 1984 – 1987

Kilde: Grytten (2009a)

Store fundamentale økonomiske endringer preget begynnelsen av 1980-tallet, som kredittliberalisering, skattelette og deregulering av boligmarkedet. Endrede forhold ga rasjonelle forventninger til boligprisenes positive utvikling. Det synes likevel vanskelig, nærmest urimelig, å anta at den fundamentale P/R-raten økte like mye som den faktiske i denne perioden. Studerer man Poterba (1992) sin likning over brukerkostand, er det også liten grunn til å tro dette. Til tross for økt forventning knyttet til boligprisenes utvikling, steg det nominelle rentenivået. I likningen vil disse to størrelser balansere hverandre²⁸.

Boblen sprakk i årsskifte mellom 1987/1988, og det resulterte i et formidabelt fall i boligprisene. Fra toppunktet i 1987 til bunnpunkt i 1992 endret P/R forholdet seg med minus 54 prosent. Mens boligprisene falt, steg leieprisene, og det ble relativt billigere å eie enn å leie i denne perioden. Den raske negative endring i P/R forholdet (tabell 2) viser at økonomien gikk inn i en negativ boble.

Utvalgte P/R-koeffisienter				
Periode	1987	1989	1990	1992
P/R	17,82	13,37	11,68	9,068

Tabell 2: P/R-koeffisienter for perioden 1987 – 1992

Kilde: Grytten (2009a)

²⁸ I kapittel 6 hvor det utvikles en modell for å studere sykelutslagene i boligprisen vil jeg analyseres nærme hvorvidt fundamentale markedsforhold eller euforiske tilstander ser ut til å ligge bak boligboblen i denne perioden.

Fra 1993 ser vi at veksten i P/R har vært tilnærmet eksponentielt stigende frem til 2007, med unntak av noen få og små avbrekk. Forholdet ligger nå langt over toppunktet i 1987. I kjølevannet av finanskrisen falt prisene på det norske boligmarkedet, slik som i mange andre land, om enn i mye mindre grad. Den relative endringen i boligpris i forhold til leiepris gir en liten dipp i figuren i 2008. Mange trodde at spådommer og faglig argumentasjon rundt en formidabel boligbobleoppbygging i Norge, slik som man så i USA, nå visste seg å være et faktum. Det var ventet et betydelig boligkrakk i lys av at boblen skulle sprekke. I januar 2009 snudde imidlertid boligprisene i Norge og P/R forholdet fortsatte å stige (Grytten, 2009a).

Et stadig økende P/R forhold kan skape en oppfattelse i markedet om at situasjonen er evigvarende, og man bør bli huseier med en gang. Eksepsjonell vekst spår fortsatt eksepsjonell vekst. Leamer (2002) argumenter i sin artikkel *Bubble Trouble? Your House has a P/E-ratio too* for at hurtig stigende P/R rater ikke er opprettholdbare på lang sikt. Han bruker et eksempel for å forklare hvorfor;

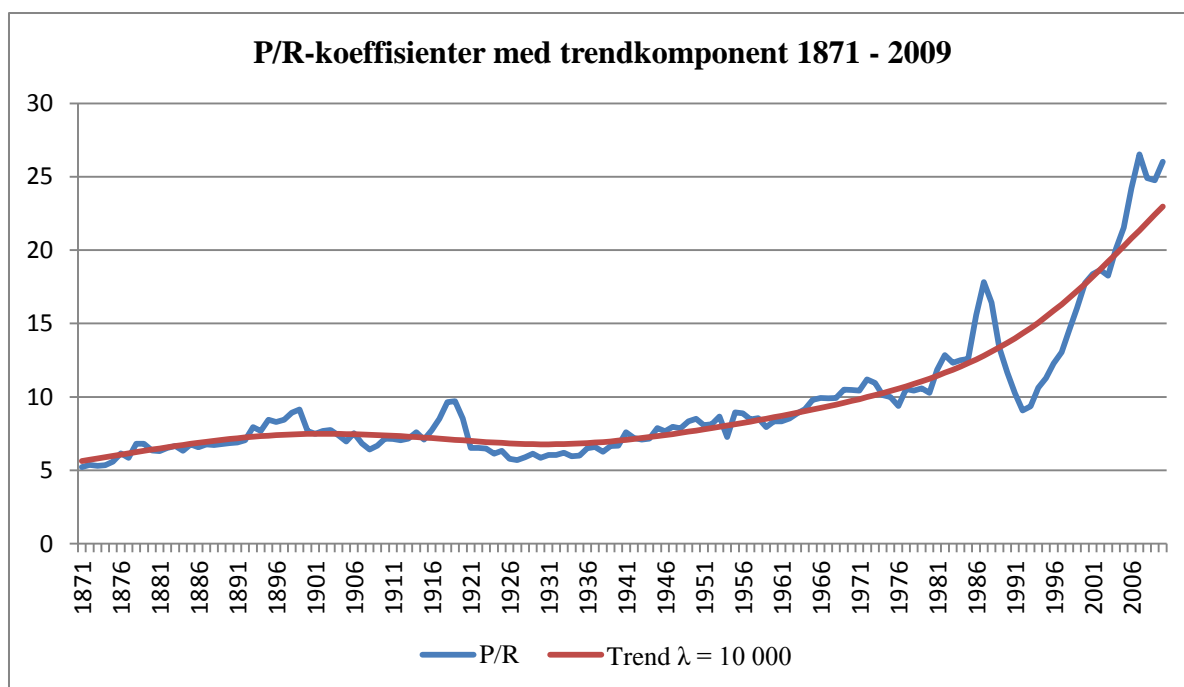
..think about 10-year-old children. One child may experience exceptional growth making her much taller than her classmates, but if this difference in growth rates were to persist, the class would soon enough have one 50 foot tall student and while everyone else was around 5feet. In other words (...) growth spurts occurs, but not permanent differences in growth rates.

Leamer, 2002, s.6

Kontinuerlig eksepsjonell vekst i boligprisene kan likevel gjøre det “rasjonelt å være irrasjonell” som illustrert i modellen til DeMarzo, Kaniel og Kremer (2006). Individens bekymring for relativ rikdom blir da viktig for å forstå og forklare hvorfor bobler oppstår og opprettholdes.

Foruten å vurdere P/R forholdet isolert, kan man også legge til en trendkomponent i tidsserien. Poterba (1992) peker på at forholdstallet mellom boligpris og leiepris er *mean-reverting*, altså at det vender tilbake til sitt gjennomsnitt. Når det er høyt, vil det etter hvert bli lavere. Når det er lavt, vil det stige. På bakgrunn av dette beregner jeg trendkomponenten i tidsserien til å være tilnærmet lineær²⁹.

²⁹ Dette gjøres ved å bruke HP-filter med en høy lambdaverdi



Figur 16: P/R-koeffisienter med trendkomponent 1871 – 2009

Kilde: Grytten (2009a) og egne beregninger

Figur 16 illustrer P/R-koeffisienter med beregnet trend. Slik trendkomponenten er beregnet fremstår dagens nivå på P/R forholdet svært høyt i forhold til langsiktig likevekt. En slik ubalanse i forholdet mellom å leie og eie er foruroligende, da det kan skape en betydelig boble i markedet fordi flere vil se på bolig som et spekulasjonsobjekt.

Ved å studere den historiske utviklingen i boligpris og husleie, både isolert og i forhold til estimert langsiktig likevekt, kan man antyde perioder med bobletendenser i boligmarkedet: Forløpet før Kristianiakrakket i 1899, under og like etter første verdenskrig, på midten av 1980-tallet og fra 2003. I de tre første periodene ser vi at boligpris i forhold til leieprisen falt sterkt i ettertid, noe som gjør at bobletendensene blir klare.

5.5 Oppsummering av langsiktige bobler

Spørsmålet som ble undersøkt i dette kapittel var: Hvilke år, i perioden 1900 – 2009, var preget av en boligboble?

For å kartlegge boligbobler ble boligprisens utvikling studert både i forhold til det generelle prisnivå og husleie. Boligprisenenes avvik fra estimert langsiktig likevekt i disse størrelsene er blitt analysert. Hovedfunnene er at den nominelle boligprisen steg over estimert langsiktig

likevekt i 3 tidsrom i perioden 1900 – 2009. Bobletendenser, kalt langsiktige bobler, identifiseres derfor fra 1916 til 1919, på midten av 1980-tallet og fra 2003 av. I analysen av realboligprisindeksen antydes også en boble i 1920-årene. Dette skyldes imidlertid ikke stigende boligpriser, men sterk generell deflasjon grunnet myndighetenes innstrammingspolitikk. Denne boblen vil derfor ikke analyseres videre.

Bobletendensen som synes å være sterkest i analysen er den som har bygget seg opp fra 2003. Prisene har imidlertid ikke falt i ettertid. Det vil være uenighet blant økonomer hvorvidt den formidable boligprisøkningen skyldes endrede fundamentale markedsforhold eller en boligboble. Mine funn er at priser ligger langt over langsiktig likevekt, dette ut ifra de tidsserier og metoder som er benyttet. Boligprisene fra 2003 av vil derfor karakteriseres videre som en periode preget av en langsiktig boble.

Endringer i prisforhold kan inneholde viktige signaler om spesielle forhold i økonomien. I neste kapitel vil de identifiserte langsiktige boligboblene studeres nærmere.

6. KORTSIKTIGE (EUFORISKE) BOBLER

I dette kapitlet undersøkes oppgavens andre delproblemstilling: Var boligboblene i hovedsak euforiske eller markedsbaserte? For å systematisere denne analysen vil jeg derfor her utarbeide en enkel modell som estimerer boligprisen på kort sikt, definert som en kortsiktig likevektsmodell. Variablene som inkluderes i modellen er valgt ut på bakgrunn av boligprismodellene i kapitel 3.4, og hvor data er hentet fra er presentert i kapitlet 4. Formålet med modellen er å dele bobleverdier i to. Avviket mellom faktisk boligpris og estimert boligpris kan tolkes som eufori, definert i oppgaven som en kortsiktig boble. Resterende avvik kan tyde på ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi.

I det følgende vil jeg gå inn på hvordan modellen utformes og hvilke statistiske tester som benyttes. Deretter presenteres resultatene, og den kortsiktige likevektsmodellen estimeres og analyseres opp mot faktisk boligpris. Kapitlet avsluttes med en oppsummering av funnene.

6.1 Formulering av kortsiktig likevektsmodell

Kortsiktig fundamental markedslikevekt kan være høyere enn langsiktig fundamental markedslikevekt på grunn av spesielle markedsforhold. Spesielle markedsforhold tolkes i denne oppgaven som at utvalgte variabler avviker fra sin langsiktige trend, eller likevekt. I utforming av modellen benyttes derfor variablenes sykelavvik, som er en annen tilnærming enn tidligere presenterte boligprismodeller. Dette er valgt for å studere hvordan boligbobler kan forklares av avvik fra trend i utvalgte fundamentale faktorer. Mitchell og Burns' forskning (1946) viser at de fleste økonomiske tidsserier har tegn til syklisk oppførsel i forhold til en langsiktig trend.

Trenden beregnes for alle variablene med bruk av HP-filter, presentert i kapitel 5.1. Det brukes både lambdaverdi 100 og 2500³⁰. Det antas at to ulike verdier vil gjøre resultatene mindre følsomme for det spesifikke trendestimatet. Samtidig kan endetidsproblematikken reduseres med bruk av en høyere verdi.

Siden jeg ønsker å angi hvordan en variabel virker inn på en annen variabel, er det naturlig å benytte regresjonsanalyse. Ved utforming av regresjonsanalysen kan man ta i bruk en statistisk modell eller en dynamisk modell. En statistisk modell tillater kun sammenheng mellom

³⁰ Det henvises til kapitlet om HP-filter for en nærmere beskrivelse av hvorfor disse to lambdaverdiene er valgt

variabler i samme tidsperiode, mens en dynamisk modell tar hensyn til at en variabels påvirkning på en annen variabel kan skje med en tidsforskyvning, ofte betegnet som et *lag* (Gujarati, 2003). *Lag* kommer klart til syne i skillet mellom kort og lang sikt. Det kan være rimelig å tenke seg at boligprisenes bevegelse i forhold til utvalgte variabler ikke er kontemporært, men forskjøvet i tid.

Regresjonsanalysen jeg baserer meg på er formulert på bakgrunn av en simultan statistisk modell. Det vil si at ulike variabler er tatt med for å forklare boligprisen, men *lag* av variablene er ikke inkludert. Dette kan representere en svakhet, da modellen ikke tar hensyn til at effekten av en variabel (x) kan fordele seg på boligprisen over tid. Det argumenteres likevel for å utelate *lag* fordi modellen skal brukes til å analysere markedslikevekt i øyeblikket. Altså hvordan boligpris speiler dagens markedsforshold. En statistisk modell er også benyttet av Case og Shiller (2004), i estimering av boligpriser basert på fundamentale faktorer. Slik modellen formuleres er den ett analyseverktøy for historiske boligpriser. Den er ikke hverken egnet eller ment for predikasjon av fremtidig likevekt i boligmarkedet.

Analysen starter med å inkludere alle utvalgte fundamentale faktorer i en felles regresjonsmodell. Matematisk formuleres modellen som følger:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + \beta_5 x_{5t} + \mu \quad (23)$$

Her er (Y_t) forklart variabel på tidspunkt (t), forklart ved utviklingen i de forklarende variablene (x_1), (x_2), (x_3), (x_4), (x_5) på tidspunkt (t). (β_i) er koeffisienten som beskriver forholdet mellom hver enkelt forklarende variabel (x) og forklart variabel (Y). Likningens konstantledd er definert av (β_0), og (μ) er liknings restledd, denne angir variasjoner i (Y) som forklaringsvariablene (x_i) ikke fanger opp. Modellen estimeres ved bruk av Minste Kvadraters Metode (OLS). OLS minimerer den vertikale kvadrerte avstanden mellom de observerte og de predikerte verdiene, slik at man får den regresjonslinja som er best tilpasset dataene. Når dette gjøres, minimeres også den totale summen av prediksjonsfeilene.

I multipel regresjon vil hver enkelt variabels effekt på (Y_t) bli målt etter at effekten av de andre variablene er tatt hensyn til (Wooldridge, 2009). En modell hvor man inkluderer alle utvalgte variabler blir relativt stor, og noen av variablene vil naturlig miste sin forklaringskraft; de blir ikke-signifikante. Modellen som utformes vil derfor forenkles gjennom å "fjerne" overflødige variabler. Metoden består her av å fjerne variablene som er

minst signifikante, slik at den endelige modellen kun består av statistisk signifikante variabler. Dette gjøres for å identifisere hvilke av de fundamentale faktorene (x'ene) som til sammen forklarer mest mulig av det kortsiktige utslaget i boligprisen. Ulike statistiske tester vil benyttes for å komme frem til den endelige modellen.

Med de spesifikke variablene kan modellen uttrykkes som følger:

$$(c)Boligpris_t = \beta_0 + \beta_1(c)KPI_t + \beta_2(c)reallønn_t + \beta_3(c)ledighet_t + \beta_4(c)nominell\ rente_t + \beta_5(c)kredittvolum_t + \mu \quad (23')$$

(c) angir at variablene er definert som sykelutslag. Sykelutslaget til reallønn, KPI og kredittvolum regnes som prosentvis avvik fra trend, mens sykelutslaget til arbeidsledighet og rente regnes som prosentpoeng avvik fra trend (for en grafisk oversikt henvises det til vedlegg nr. 2)³¹.

Jeg har nå skissert hvordan deler av den kortsiktige likevektsmodellen vil bli utformet. Estimering av kortsiktig markedslikevekt kan være problematisk, og reflekteres av de mange studiene, og økonometriske modellene, som er utarbeidet for å analysere utviklingen i boligmarkedet (for oversikt se Girouard et al., (2006), Muellbauer og Murphy (2008)). Siden problemstillingen er kompleks må modellene betraktes som det de er, nemlig en forenkling av virkeligheten.

6.1.1 Statistiske tester

F-testen

For å teste om de utvalgte variablene har en påvirkning på boligprisen benyttes en såkalt F-test. Denne er relevant når man utfører multippel regresjon fordi den tester hvorvidt (x) variablene i modellen har signifikant påvirkning på (Y) variabelen, og dermed hvorvidt (x) variablene kan forklare svingninger i (Y). Nullhypotesen i F-testen er at alle koeffisientene er null, slik at ingen av de uavhengige variablene har en forklarende effekt på (Y). Alternativ hypotesen blir da at minst en variabel har en forklarende kraft.

³¹ Mot slutten av datamaterialet vil endetidsproblematikken med HP-filter kunne gjøre at den estimerte boligprisen blir usikker. Det er derfor testet for hvilke konsekvenser endetidsproblematikken kunne få for konklusjonene i analysen. Siden de totale resultatene ikke avvok betydelig, med bruk av de siste observasjoner, er det besluttet å bruke hele periodelengden i utforming av modellen.

Testen tar utgangspunkt i følgende:

$$F = \frac{R^2 (n - k - 1)}{k (1 - R^2)} \quad (24)$$

Her er (R^2) ujustert forklaringskraft til regresjonen, (n) er antall observasjoner og (k) er antall forklarende variabler i modellen. Når F-verdiene er høye er det grunn til å forkaste nullhypotesen, og anta at det er en sammenheng mellom variablene.

T-testen

For hver forklarende variabel i regresjonsanalysen produseres det en T-test. Denne testen forteller oss hvorvidt den enkelte forklarende variabelen (x) har en avgjørende, eller signifikant, påvirkning på (Y) i modellen. Nullhypotesen er at variabelen har ingen effekt på (Y), og at koeffisienten virkelig er null. P-verdien til denne testen angir sannsynligheten for å finne en verdi lik koeffisienten, gitt at nullhypotesen faktisk er sann. Når denne sannsynligheten er lav kan vi forkaste nullhypotesen.

Testen for hver enkelt koeffisient er definert ved:

$$T = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \quad (25)$$

Her er \bar{x} den observerte verdi, mens (μ) er den verdi som antas i nullhypotesen for at koeffisientens virkelig er null. Variansen i størrelsen er gitt av (s), mens (n) er antall observasjoner i testen.

Durbin-Watson test

Et vanlig problem i tidsserieregresjon er autokorrelasjon. Autokorrelasjon oppstår når det er et systematisk mønster i rekkefølgen til feilleddene (e_t), slik at residualen i observasjon (t) inneholder informasjon om residualen i observasjon ($t+1$). Det kan blant annet skyldes at datasettet følger sykler eller at relevante faktorer ikke er tatt med i modellen. Et systematisk mønster bryter med standard forutsetningen for bruk av OLS lineær regresjon. For å teste for autokorrelasjon kan man bruke Durbin-Watson testen.

Parameteren som testes er definert:

$$d = \frac{\sum_2^n (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_1^n \hat{u}_t^2} \quad (26)$$

Her er u_t det estimerte restleddet på tidspunkt (t). Lave verdier på d ($d < 2$) indikerer positiv førsteordens autokorrelasjon, mens høye verdier på d ($d > 2$) indikerer negativ førsteordens autokorrelasjon.

Dersom man avdekker autokorrelasjon i modellen kan man korrigere for dette. Her er Prais Winston metode mye brukt. Denne metoden går ut på at en andel av verdien av variabelen i den tidligere tidsperioden trekkes fra verdien i den nåværende tidsperioden, og at man sådan korrigerer for autokorrelasjon gjennom bruk av det beregnede estimatet. Modellen transformeres til en FGLS (feasible GLS) siden det beregnede estimatet av variabelen brukes til å generere GLS (generalized least square). OLS sine statistiske egenskaper kan fortsatt brukes på de estimerte koeffisientene (Gujarati, 2003).

6.1.2 Periodisering

Perioden som analyseres strekker seg fra 1900 til 2009. Dette er en relativt lang periode, hvor store forandringer i boligmarkedet har funnet sted. Spesielt i perioden etter krigen og frem til 1980-tallet var det strenge restriksjoner både på boligbygging, priser og finansiering av boliger (se vedlegg nr. 3 for reguleringer i boligmarkedet). Bankenes utlån var sterkt regulert av staten, og man kan tenke seg at mekanismen mellom økte lønninger, lånemuligheter og dermed økte boligpriser ble mindre tydelig. Siden dette kan forstyrre resultatene velger jeg å studere to delperioder, i tillegg til hele perioden 1900 – 2009 under ett. Den første delperioden er fra 1900 til 1940, den andre fra 1980 til 2009. Det kan argumenteres for å dele inn i enda mindre perioder. Dette vil imidlertid redusere antall frihetsgrader, og kunne gjøre testene mindre pålitelige. Perioden 1940 – 1980 analyseres ikke fordi det ikke er funnet noen totale boligbobler i denne perioden. Hensikten er å analysere nærmere de definerte langsiktige boligboblene som allerede er identifisert i kapittel 5.

6.2 Empirisk analyse basert på egen modell

I denne delen utformes modellen basert på likning (23). Fremgangsmåte og statistiske tester er beskrevet i de tidligere avsnitt (6.1). Regresjonsanalysen er utført i STATA.

Regresjonsresultatene legges først frem for sykelutslagene beregnet med begge lambdaverdiene, og deretter vil resultatene brukes til å estimere en kortsiktig fundamental markedslikevekt for boligprisen. Dette gjøres for hele perioden under ett, samt for periodene 1900 – 1940 og 1980 – 2009. De empiriske resultatene ses opp mot den økonomiske historie i kapittel 7.

Ettersom regresjonstestene består av sykelutslag vil datamaterialet inneholde sykliske bevegelser, og man kan forvente autokorrelasjon i feilleddene. Før analysen kontrollerer jeg derfor for autokorrelasjon. Dette er gjort ved å utføre regresjonstest på likning (23) og beregne verdien på Durbin-Watson testen. Resultatene fra denne testen er presentert nedenfor, og de fullstendige regresjonsresultatene finnes i vedlegg nr. 4.

Periode	DW	
	$\lambda = 100$	$\lambda = 2500$
1900 - 2009	1,22	0,7973
1900 - 1940	2,23	1,51
1980 - 2009	0,86	0,6596

Tabell 3: Resultater fra Durbin – Watson testen

Testen viser autokorrelasjon i alle periodene, verdiene avviker fra grenseverdien på 2. Dette kan forstyrre hvilke variabler som fremstår som signifikante (Gujarati, 2003). Jeg ønsker derfor å korrigere for autokorrelasjon når testene utføres. Her brukes Prais Winston metode, som er presentert i kapital 6.1.1.

Korrigerings for autokorrelasjon er imidlertid ikke uproblematisk. En forventer å finne seriekorrelasjon i flere økonomiske tidsserier, og en redusering av denne korrelasjonen kan begrense variablenes dynamikk. Samtidig bruker man estimater som også er usikre. Det antas likevel at modellen, slik den utformes, kan illustrere noe av hovedtendensen i den kortsiktige markedslikevekten, og dermed være et analyseverktøy for å svare på problemstillingen.

6.2.1 Modellen for perioden 1900 – 2009

For hele perioden under ett uttrykker modellen betydelig sammenheng mellom sykelutslag i boligpris og sykelutslag i fundamentale faktorer, beregnet med lambdaverdi 100 (tabell 4). Resultatet fra F-testen er klart positiv og tilsier at sammenhengen er signifikant forskjellig fra null. Slik de fundamentale faktorene er definert forklarer de 36 prosent av utslagene i boligprisen. Denne verdien er imidlertid ikke spesielt høy. Andre forhold forklarer også en stor del av svingninger i boligprisen i denne perioden.

Under hver koeffisient er p-verdien oppgitt med liten skrift i kursiv. Vi ser at det er forskjell i signifikansnivå til de ulike koeffisientene. Rente, ledighet og kredittvolum er signifikant forskjellig fra null på en prosent signifikansnivå, mens KPI og reallønn har betydelig høyere p-verdier.

1900 - 2009 $\lambda = 100$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	-0,005 <i>0,526</i>	-0,1236 <i>0,372</i>	-0,0584 <i>0,783</i>	3,0685 <i>0,003</i>	0,5059 <i>0,000</i>	-2,2109 <i>0,004</i>	0,3672	11,14	1,927 <i>0,000</i>
Beta (2)	-0,0046 <i>0,595</i>	* <i>*</i>	* <i>*</i>	2,94 <i>0,003</i>	0,4298 <i>0,000</i>	-2,209 <i>0,003</i>	0,363	18,63	1,931 <i>0,000</i>

Tabell 4: Regresjonsresultater 1900 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 100$

For å undersøke sammenhengen mellom boligpris og de mest signifikante variablene, utføres en ny regresjon. Modellens forklaringskraft reduseres ikke betydelig av å utelate reallønn og KPI, og verdien på F-testen øker fra 11,14 til 18,63. Den reduserte modellen forklarer mer av utslagene i boligprisen. Vi ser også at koeffisientene for rente, ledighet og kredittvolum er relativt stabile, og påvirkes lite av de utelatte variablene. Koeffisienten til kreditt reduseres noe, men er fortsatt sterk. Dette kan skyldes negativt fortegn på de ikke-signifikante variablene, og at størrelsen på kredittvolumet korrigerer for noe av dette³².

Studerer man regresjonsresultatene for sykelutslag beregnet med lambdaverdi 2500 (tabell 5) ser vi lignende funn. Verdien på F-testen er høy og tyder på at sammenhengen mellom fundamentale faktorer og boligpris er signifikant forskjellig fra null. Forklaringskraften i modellen er 47 prosent, noe som er høyere enn for modellen beregnet med en lavere

³² Siden multikolinearitet kan være et problem er modellen robusttestet ved å inkludere variablene både på ulike tidspunkt og at delutvalg av variabler er testet. Den endelige modellen som er presentert, og som også er utgangspunkt modellen, består av variabler som var signifikante uavhengig av hvordan de ble inkludert, eller hvilke variabler de ble inkludert sammen med.

lambdaverdi. Forklaringskraften bør imidlertid tolkes noe forsiktig ettersom resultatene er basert på estimater som er korrigert for autokorrelasjon.

Det er de samme variablene, henholdsvis rente, ledighet og kredittvolum, som er statistisk signifikante i testen. Slik modellen er definert er det disse variablene som med størst sannsynlighet har en effekt på utslag i boligprisen. De undersøkes videre ved å beregne en ny regresjon. Forklaringskraften til modellen reduseres noe når man utelater KPI og reallønn, som også er ventet når man reduserer antall variabler, men verdien på F-testen stiger fra 17,07 til 27,82.

1900 - 2009 $\lambda = 2500$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	-0,0123 <i>0,42</i>	-0,1406 <i>0,25</i>	-0,0404 <i>0,843</i>	3,163 <i>0,001</i>	0,5412 <i>0,000</i>	-1,9489 <i>0,005</i>	0,47	17,07	1,91
Beta (2)	-0,009 <i>0,537</i>	* <i>*</i>	* <i>*</i>	3,156 <i>0,001</i>	0,4368 <i>0,000</i>	-1,797 <i>0,008</i>	0,45	27,82	1,93

Tabell 5: Regresjonsresultater 1900 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 2500$

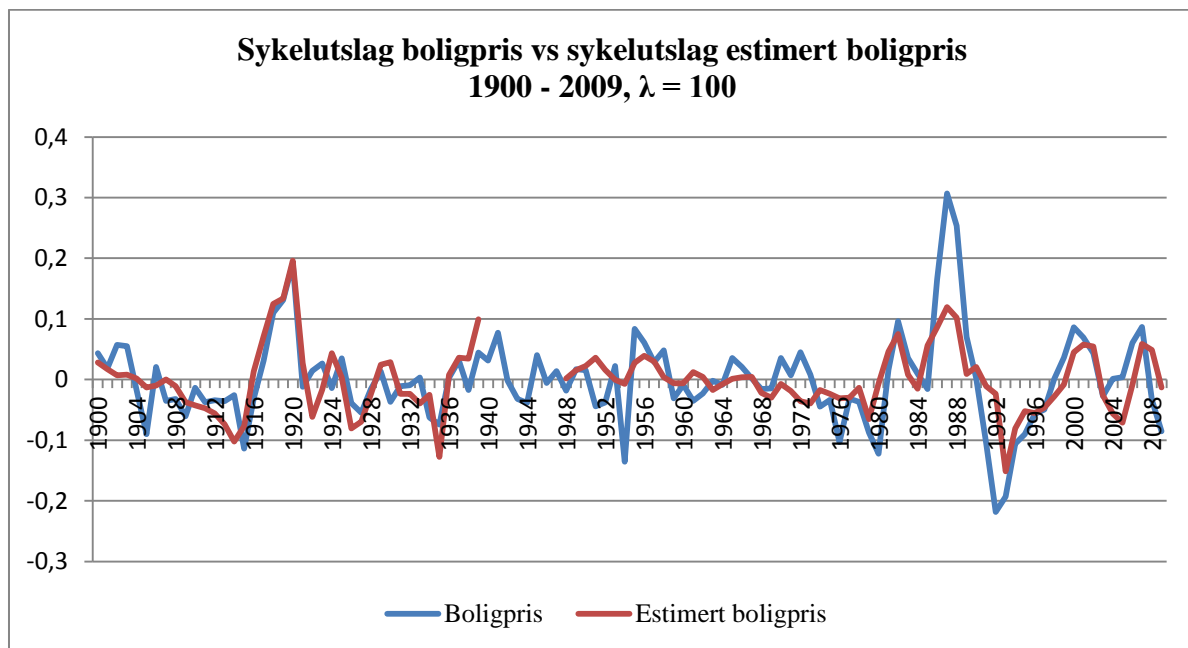
For hele perioden under ett finner jeg derfor tre fundamentale faktorer som har effekt på boligprisen. Begge modellene indikerer at spesielle markedsforhold innen renteutviklingen, kredittvolumet og landets økonomiske situasjon, gitt av arbeidsledigheten, kan forklare noe av utslagene i boligprisen i denne perioden. Vi ser at resultatene er ikke betydelig forskjellige ved bruk av to ulike lambdaverdier. Betaverdiene til rente og kredittvolum blir imidlertid noe større ved bruk av en høyere verdi. Dette kan skyldes at trendlinjen er glattere og avvikene mellom trend og faktisk verdi blir større, og dermed gir større utslag i boligpris. Det som er overraskende i begge modellestimeringene er at rentens koeffisient er positiv.

Begge regresjonsmodellene indikerer at en økning i rentenivå vil øke boligprisen. I forhold til økonomisk teori, og tidligere presentert empiri, er dette noe uventet. En kan stille spørsmål med hvorfor denne sammenhengen fremkommer. I den grafiske fremstillingen så vi at rentene på 1980-tallet økte, samtidig kom en formidabel vekst i boligprisene. Forholdene på 1980-tallet kan ha en så stor kraft i regresjonen slik at modellen estimerer den positive sammenhengen, mellom rente og boligpris, for hele perioden³³. Det kan også tenkes at denne sammenhengen fremkommer fordi modellen er statisk, som vil si at den bare ser på forhold

³³ Selv om de nominelle rentene var høye, var realrenten etter skatt betydelig lavere, og i noen år negative, på grunn av rentefradrag og inflasjon

mellom variabler i samme periode. Høyere utslag i boligpris kan gi høyere utslag i rente samme år, på grunn av sterk veksttakt i økonomien, uten at dette betyr positiv korrelasjon. Den negative korrelasjonen mellom boligpris og rente kan også ha noen modifikasjoner. Jacobsen og Naug (2004) finner at boligpris ikke nødvendigvis trenger å falle når renten øker gradvis, dersom renteøkningen avspeiler at lønningen og sysselsetting vokser. Lavere ledighet, som har en signifikant positiv effekt i modellene ovenfor, kan da gi økt optimisme til fremtidig betalingsevne.

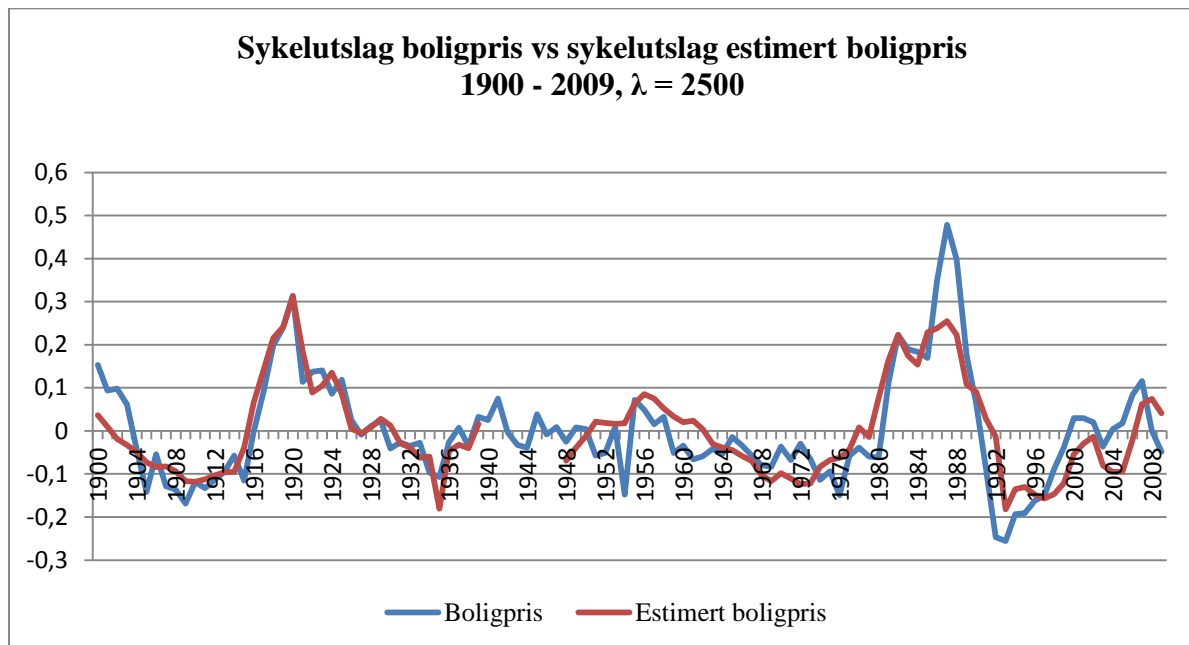
Dersom man antar at regresjonsresultatene kan brukes til å beregne en kortsiktig fundamental markedslukevekt for boligprisen, kan man studere utslag i faktisk boligpris opp mot estimert boligpris. Her brukes modellene som inneholder de signifikante variabler rente, ledighet og kredittvolum.



Figur 17: 1900 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 100$, basert på rente, kredittvolum og arbeidsledighet

Av grafen i figur 17 ser vi at utviklingen i estimert boligpris stort sett samvarierer med faktisk boligpris. Dette betyr at den kortsiktige fundamentale markedslukevekten endres som følge av spesielle markedsforhold. Spesielt er verdiene sammenfallende i begynnelsen av perioden. På slutten av perioden, og da hovedsakelig fra midten av 1980-tallet, er utslagene til faktisk boligpris større enn estimert.

Denne tendensen i utslagene er også gjeldene med en høyere lambdaverdi, som presentert i figur 18. Avvikene mellom boligpris og estimert boligpris øker på slutten av perioden. Vi kan analysere de to grafene i forhold til identifiserte perioder med boligbobler.



Figur 18: 1900 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 2500$, basert på rente, kredittvolum og arbeidsledighet

Den sammenfallende verdien mellom faktisk og estimert boligpris i 1916 – 1919 kan antyde at denne boligboblen hovedsakelig var markedsbasert/fundamental betinget, gitt at modellen fanger opp de relevante fundamentale faktorene. Boligboblen i 1985 – 1987, og boblen som ser ut til å bygge seg opp fra 2003, antydes med større innslag av eufori. I disse periodene avviker boligprisen fra den estimerte kortsiktige markedslikevekten. Avviket er spesielt sterkt på midten av 1980-tallet. Selv om de spesielle markedsforholdene endrer likevekten ser den altså ikke ut til å forklare hele utslaget i boligprisen. Den siste boblen er imidlertid mindre tydelig i grafene. Dette kan skyldes svakheter med HP-filteeret, som endepunksfeil og oppjustering av trend som følge av den eksponentielle veksten i boligprisene fra 1993.

Hvilke forklaringsfaktorer som er sentrale, i begynnelsen og slutten av perioden, kan med rimelighet tenkes å være forskjellig. Perioden fra etterkrigstiden og frem til 1980-tallet, med sterke reguleringer både på bolig og kredittmarkedet, kan forstyrre resultatene. For å ta hensyn til dette utføres to nye regresjonstester for henholdsvis perioden 1900 – 1940 og 1980 – 2009, og en ny kortsiktig likevektsmodell for hver av disse periodene presenteres.

6.2.2 Modellen for perioden 1900 – 1940

Regresjonsresultatene for den første delperioden, med lambdaverdi 100, er presentert under (tabell 6). Sett i forhold til hele perioden under ett så øker forklaringskraften til modellen når man ser på denne delperioden isolert. De fundamentale faktorene, slik de er definert i modellen, forklarer 73 prosent av utslaget i boligprisen. F-testen bekrefter en sammenheng mellom boligpris og de utvalgte variablene.

1900 - 1940 $\lambda = 100$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	-0,0013 <i>0,789</i>	0,175 <i>0,043</i>	0,1465 <i>0,36</i>	1,1019 <i>0,456</i>	0,1918 <i>0,036</i>	-1,509 <i>0,008</i>	0,733	18,74	2,03
Beta (2)	-0,0013 <i>0,787</i>	0,191 <i>0,022</i>	0,1655 <i>0,294</i>	* <i>*</i>	0,1889 <i>0,039</i>	-1,648 <i>0,002</i>	0,72	23,42	2,02

Tabell 6: Regresjonsresultater 1900 – 1940, sykelutslag med $\lambda = 100$

I delperioden er det kun koeffisientene for KPI, kreditt og ledighet som er statistisk signifikante, på henholdsvis fem og en prosents nivå. Disse variablene ser ut til å ha en betydelig virkning på boligprisenes svingninger i perioden, og da også på den definerte kortsiktige markedslivekten. Reallønnen er signifikant på 36 prosent signifikansnivå, som er en relativ høy p-verdi. Bruk av høyere signifikansnivå øker sannsynligheten for å påvise en sammenheng når sammenhengen i realiteten er lik null. Reallønnen er imidlertid estimert til å ha en positiv effekt på boligprisen, og effekten er funnet sentral i de tidligere presenterte boligprismodellene. Det gjøres derfor et unntak, og en variabel med relativt høy p-verdi inkluderes videre. De fire fundamentale faktorene undersøkes nærmere ved å forta en ny regresjonstest.

Modellens forklaringskraft reduseres noe ved utelatelse av rente, men verdien på F-testen øker betraktelig fra 18,74 til 23,42. Resultatene viser at KPI, reallønn og kredittvolum har en positiv effekt på boligprisen, mens høyere ledighet trekker boligprisen ned.

Regresjonsresultatene ved bruk av lambdaverdi 2500 er presentert nedenfor (tabell 7). Forklaringskraften til modellen er også her relativt høy for perioden 1900 – 1940 isolert. Dette indikerer at svingninger i de utvalgte fundamentale faktorene kan forklare store deler av svingningene i boligprisen i denne perioden, slik modellen er definert. Verdien på F-testen tilsier at sammenhengen mellom boligpris og utvalgte variabler er signifikant forskjellig fra null.

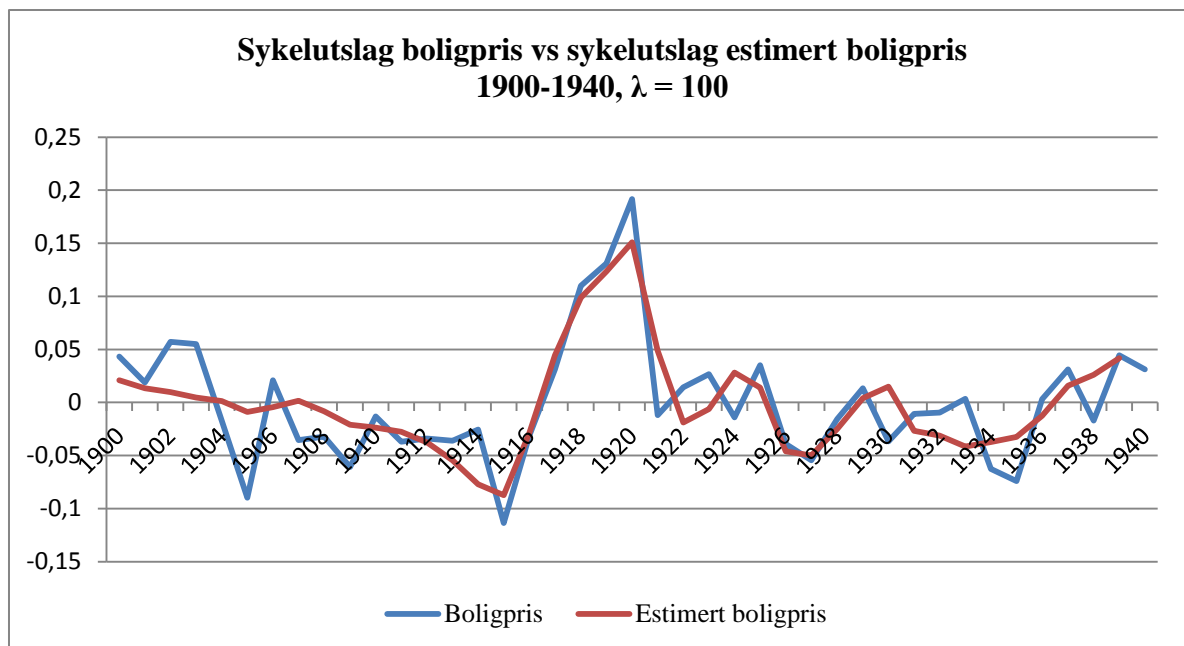
1900 - 1940 $\lambda = 2500$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	0,0091	0,2293	-0,17	1,9455	0,1815	-0,4039	0,7264	21,24	1,911
	<i>0,364</i>	<i>0,002</i>	<i>0,315</i>	<i>0,218</i>	<i>0,012</i>	<i>0,465</i>		<i>0,000</i>	
Beta (2)	0,011	0,3007	*	*	0,1358	*	0,666	42,86	1,966
	<i>0,273</i>	<i>0,000</i>	*	*	<i>0,01</i>	*		<i>0,000</i>	

Tabell 7: Regresjonsresultater 1900 – 1940, sykelutslag med $\lambda = 2500$

Kun KPI og kreditt er statistisk signifikante på cirka 1 prosent signifikansnivå, mens reallønn, rente og kreditt har langt høyere p-verdi. Vi ser også at reallønnen har negativt fortegn. Dette tyder på multikolaritet i modellen. Det kan tenkes at effekten av lønn fanges opp i kredittvolumet for denne perioden. Det velges derfor å forta en ny regresjon som bare inkluderer de mest signifikante variablene.

Forklaringskraften til modellen faller når utslag i boligprisen bare forklares av to faktorer, men verdien på F-testen fordobles. Kreditt og KPI ser ut til å ha en sterk effekt på utslagene i boligprisen denne perioden.

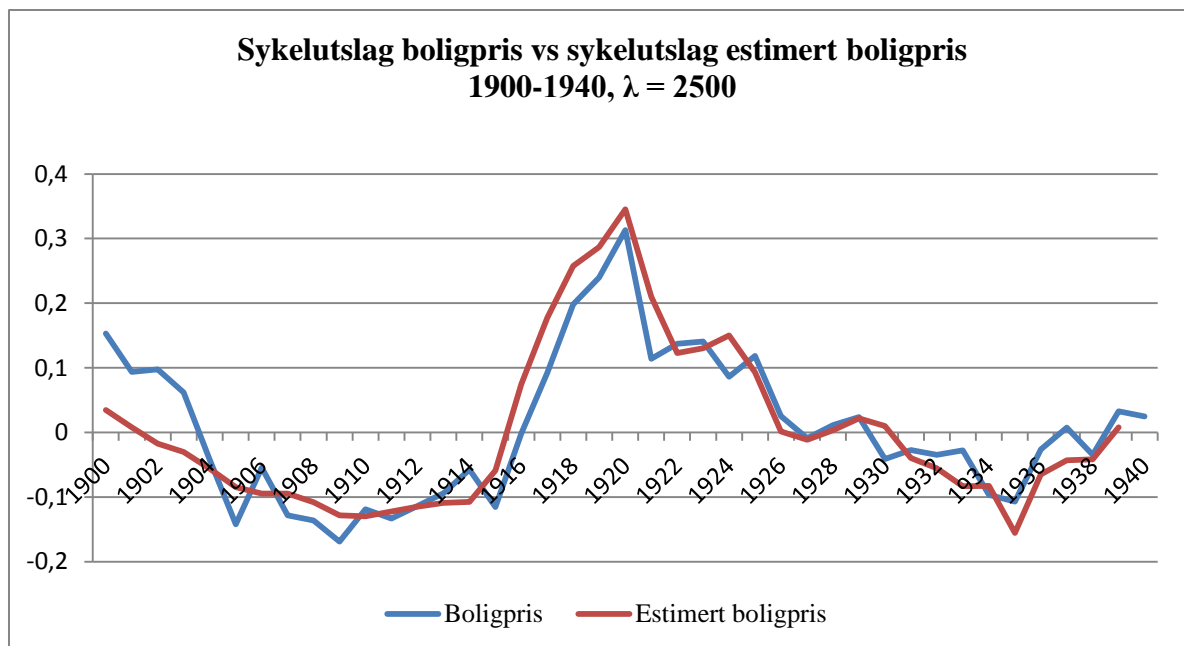
Gitt at man kan estimere en kortsiktig likevekt for boligprisen, basert på disse regresjonsresultatene, kan vi studere hvordan utslag i faktisk boligpris beveger seg i forhold til estimert boligpris. Faktisk og estimert boligpris er presentert grafisk nedenfor, med henholdsvis bruk av de to ulike lambda-verdiene.



Figur 19: 1900 – 1940, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 100$, basert på KPI, reallønn, kredittvolum og arbeidsledighet

Vi ser av figur 19 at utviklingen i faktisk og estimert boligpris ligger relativt stabil rundt trend, både tidlig og mot slutten av perioden. Små utslag kan tolkes som midlertidige fluktasjoner. Under boligboblen i årene 1916-1919 ser vi derimot det markante utslaget i grafen. Estimaten av kortsiktig likevekt, med lambdaverdi 100, antyder at boligboblen i denne perioden delvis lar seg forklare av høyere markedslikevekt på kort sikt. Dette grunnet utslag i konsumprisindeksen, kredittvolumet, reallønnen og lavere nivå på arbeidsledigheten. Fra 1918 til 1919 ser vi imidlertid at sykelutslaget i boligpris avviker fra estimert boligpris med relative 20 prosent av den totale boblestørrelsen. Dermed ser ikke høyere markedslikevekt ut til å kunne forklare hele utslaget i boligprisen. Dette kan tyde på eufori som en sentral del i oppbyggingen til den totale boligboblens størrelse også i denne perioden.

Beregning med lambdaverdi 2500, illustrert i figur 20, viser noe annet resultat. Her er utslag i boligpris noe lavere, eller relativt likt, med estimert kortsiktig markedslikevekt. Denne modellen antyder dermed at boligboblen, i sin helhet, forklares av den økte markedslikevekten. De to resultatene fra modellene viser hvordan bruk av ulike lambdaverdier på HP-filter kan gi delvis ulike funn, men det indikerer også at kausaliteten mellom boligpris og fundamentale faktorer ikke er entydig. Økonomiske størrelser påvirker hverandre gjensidig.



Figur 20: 1900 – 1940, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 2500$, basert på kredittvolum og KPI

Det er imidlertid en forskjell i de to grafene som må tas hensyn til. Estimeringen med lambdaverdi 100 baseres på fire fundamentale faktorer (KPI, ledighet, kreditt og reallønn), mens estimeringen med lambdaverdi 2500 baseres på kun to (kreditt og KPI). Dette fordi det kun er tatt utgangspunkt i signifikante variabler i estimeringen. Flere faktorer i estimering av likevekt er mer i samsvar med tidligere presenterte boligprismodeller. Det kan isolert sett bety at den første modellen gir et bedre estimat.

6.2.3 Modellen for perioden 1980 – 2009

Regresjonsresultatene for andre delperioden, med lambdaverdi 100, er presentert under (tabell 8). Sykelutslagene i fundamentale faktorer forklarer, i følge modellen, 61 prosent av utslagene i boligprisen. F-testen tilsier at sammenhengen mellom boligpris og variablene er signifikant forskjellig fra null.

Signifikansnivået til de forskjellige variablene varierer. Koeffisientene til arbeidsledighet og kredittvolum er signifikant forskjellig fra null på henholdsvis 1 og 10 prosent nivå, mens KPI, reallønn og rente har betydelig høyere p-verdi.

For å undersøke de signifikante variablene nærmere inkluderes de i en ny regresjonstest. Vi ser at forklaringskraften reduseres noe når man tar hensyn til færre variabler, men verdien på F-testen øker fra 7,4 til 18,25. Koeffisienten til arbeidsledigheten er relativt stabil, men

effekten av kredittvolumet øker. Kredittvolumkoeffisienten går også fra en p-verdi på 7,9 prosent til en p-verdi på 0,1 prosent. Dette tilsier at effekten kreditt har på boligprisen antas som sterkt signifikant. Ekspansiv penge- og kredittpolitikk, som fyrer opp om finansielle bobler i økonomien, er i tråd med både Hyman Minsky og Charles Kindlebergers teori og empiri.

1980 - 2009 $\lambda = 100$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	0,0023	1,7866	0,7864	0,3461	0,6625	-6,86	0,618	7,44	1,46
	0,926	0,257	0,609	0,827	0,079	0,01		0,003	
Beta (2)	0,0083	*	*	*	0,94	-6,17	0,58	18,25	1,44
	0,745	*	*	*	0,001	0,003		0,000	

Tabell 8: Regresjonsresultater 1980 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 100$

Tilsvarende resultater for den andre delperioden fremkommer ved bruk lambdaverdi 2500 (tabell 9). Forklaringskraften er imidlertid noe høyere. De fundamentale faktorene forklarer 66 prosent av utslagene i boligprisen. F-testen bekrefter sammenhengen med en verdi på 9,19.

De samme koeffisientene, henholdsvis kreditt og ledighet, er statistisk signifikante på en og fem prosents nivå. For å undersøke disse videre utføres en ny regresjon. Verdien på F-testen for den reduserte modellen øker til 21,34, og indikerer at variablenes effekt på boligprisen er signifikant forskjellig fra null. Betaverdien til kredittvolumet øker også her, og den fanger nok opp noe av effektene til variablene som utelates.

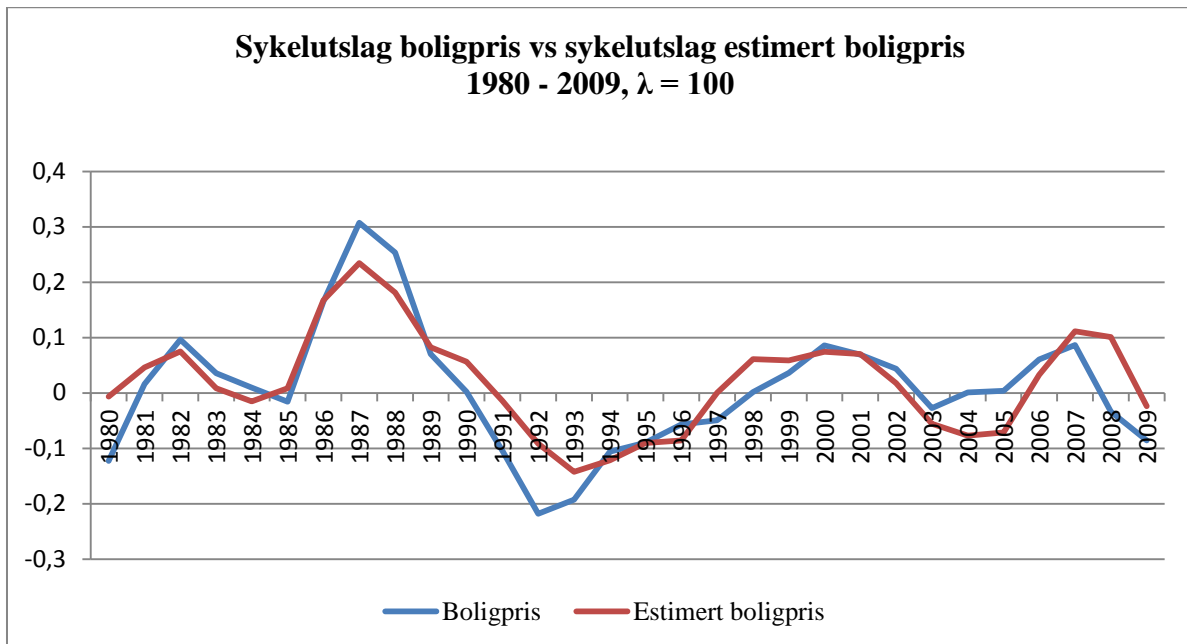
1980 - 2009 $\lambda = 2500$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	-0,0028	1,2274	0,9086	-0,0437	0,601	-7,18	0,66	9,19	1,33
	0,946	0,214	0,548	0,978	0,048	0,005		0,0001	
Beta (2)	0,0077	*	*	*	0,90	-6,32	0,621	21,34	1,32
	0,863	*	*	*	0,000	0,002		0,000	

Tabell 9: Regresjonsresultater 1980 – 2009, sykelutslag med $\lambda = 2500$

Til tross for at modellen er estimert med Prais Winston metode, viser Durbin-Watson testen positiv autokorrelasjon. Det er grunn til å tro at flere variabler i analysen kunne redusert autokorrelasjonen. Det velges imidlertid ikke å inkludere flere. Dette for at analysegrunnlaget i perioden skal være likt med den tidligere perioden, og basert på forklaringsfaktorer som

tidligere boligprismodeller har funnet sentrale. Til tross for autokorrelasjon forutsettes det at resultatene kan brukes som et estimat på hovedtendensen i utviklingen, og dermed benyttes de også her til å estimere en kortsiktig markedslikevekt for boligprisen.

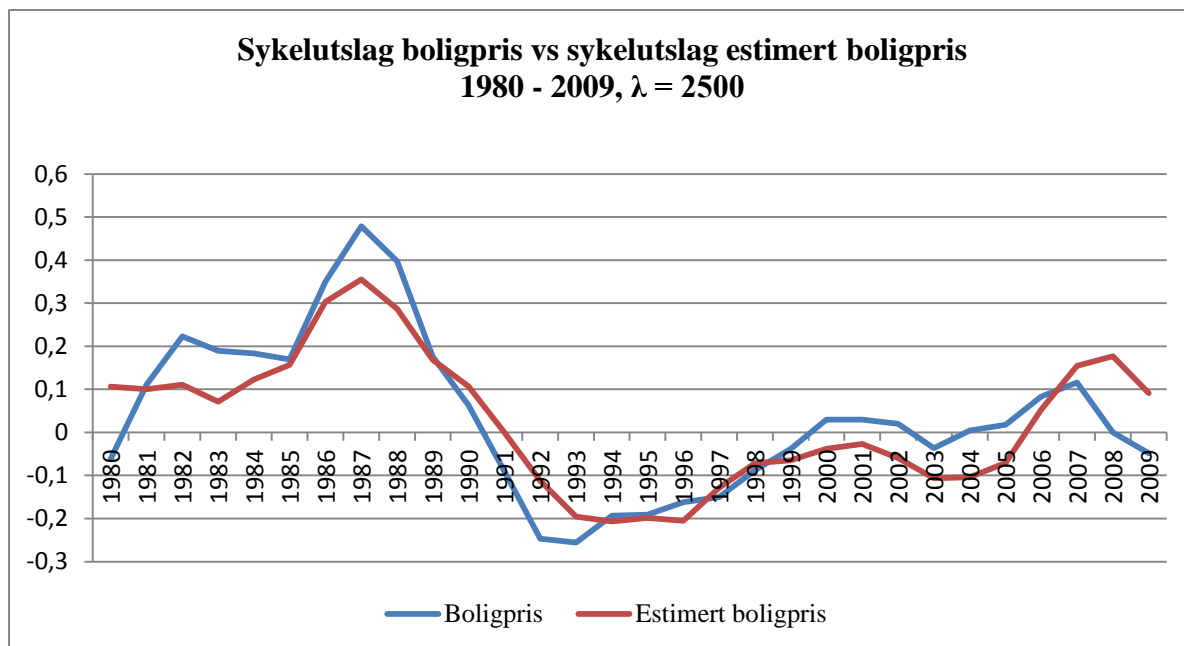
Figur 21 illustrer grafisk faktisk og estimert boligpris basert på de signifikante variablene.



Figur 21: 1980 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 100$, basert på kredittvolum og arbeidsledighet

Vi kan analysere grafen ut fra de identifiserte langsiktige boligboblene i perioden 1985-1987 og fra 2003. På midten av 1980-tallet ser vi det kraftige sykelutslaget. Estimeringen av boligprisen viser at fundamentale faktorer, henholdsvis lavere arbeidsledighet og økt kredittvolum, kan forklare noe av utslaget. Fra 1986 til 1987 ser vi imidlertid at boligprisen avviker fra estimert boligpris med relative 30 – 40 prosent av den totale boblestørrelsen. Det kan tyde på eufori, eller markedspsykologi, som en betydelig årsak til boblestørrelsen i denne perioden. Det interessante i modellen er også det negative avviket mellom faktisk og estimert boligpris fra 1987 – 1992. Det motsatte av eufori, nemlig panikk, ser ut til å kunne spille en rolle også for boligprisfallet.

Den grafiske fremstillingen basert på lambdaverdi 2500 viser tilnærmede resultat, men modellen ser ikke ut til å estimere boligprisen like godt.

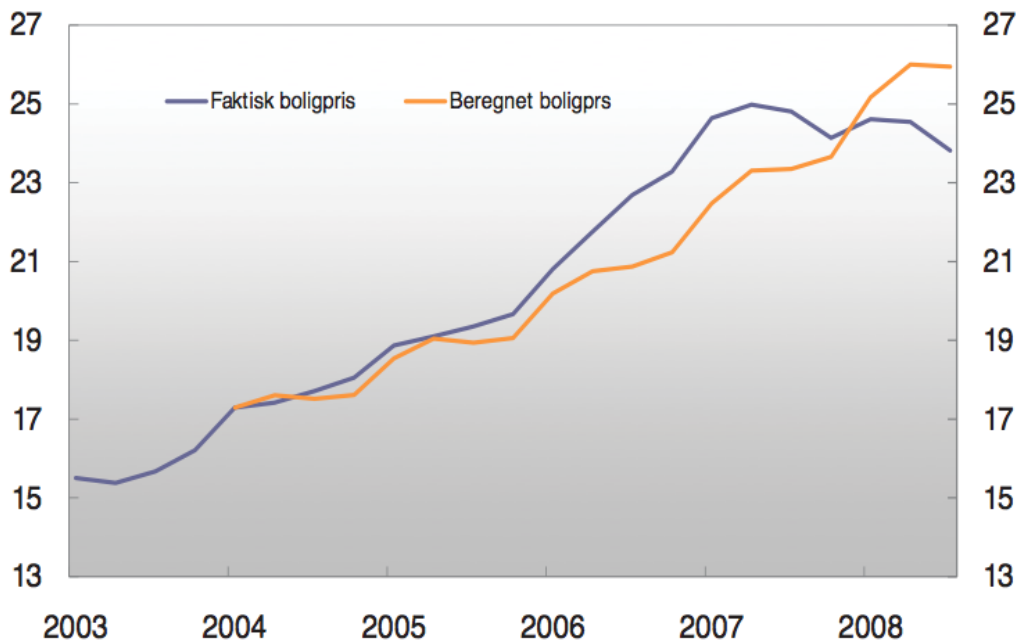


Figur 22: 1980 – 2009, Sykelutslag boligpris og estimert boligpris, $\lambda = 2500$, basert på kredittvolum og arbeidsledighet

Med tanke på den langsiktige boligboblen fra 2003 er denne boblen mindre tydelig også her. Grafisk kan en se tendenser til at utslaget i boligprisen vokser raskere, og beveger seg mer over trend, enn estimert boligpris fra 2003. For å vurdere denne boligboblen nærmere har jeg valgt å presentere estimert boligpris basert på Jacobsen og Naug sin boligprismodell.

Fremstillingen i figur 23 viser den faktiske utviklingen i boligpris og estimert boligpris, simulert fra andre kvartal 2004 til og med tredje kvartal 2008. Det er den langsiktige utviklingen basert på rente, inntekt, arbeidsledighet og nybygg som estimeres. Siden tidsperioden er såpass kort antas det at modellen gir et relevant bilde på den kortsiktige utviklingen.

Faktisk boligpris var over Jacobsen og Naug sine estimater fra 2004 og frem til 2008. Det positive avviket økte betydelig fra midten av 2005 til slutten av 2007. Boligprisene var langt over fundamental verdi, slik dette er definert i boligprismodellen. Boligpriser som ikke lar seg forklare av sentrale fundamentale økonomiske størrelser kan tyde på eufori som en viktig del i den langsiktige boligboblen, identifisert fra 2003. Boligprismodellen bekrefter dermed også funnene i min modell, selv om disse var noe utydelige.



Figur 23: Faktisk og estimert boligpris basert på modellen til Jacobsen og Naug
Kilde: Norges Bank (2008, s.32)

Under finanskrisen finner modellen at boligprisene ble lavere enn fundamental verdi. Vi så i kapitel 5 at boligprisfallet ble kortvarig, og prisene snudde i 2009.

6.3 Oppsummering av kortsiktige bobler

Følgene spørsmål ble undersøkt i dette kapitlet: Var boligboblene i hovedsak euforiske eller markedsbaserte? Her er det tatt utgangspunkt i de tidligere identifiserte boligboblene i perioden 1916 – 1919, 1985 – 1987 og fra 2003 av.

En kortsiktig likevektsmodell er blitt estimert og studert for hele perioden under ett, samt for to delperioder. Modellen viser at spesielle markedsforhold gir utslag i høyere kortsiktig markedslikevekt under samtlige av de identifiserte boligbobler. En ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi ser dermed ut til å være en sentral del i oppbyggingen av boligboblene. Spesielt viktig for oppjustering av den kortsiktige markedslikevekten er en ekspansiv penge- og kredittpolitikk og reduksjon i arbeidsledigheten i forhold til likevekten. Begge faktorene generer press og overoppheting i boligmarkedet.

Reallønnen har derimot liten eller ingen signifikant effekt på utslag i boligprisen. Dette er noe overraskende ettersom lønn er sentral i de tidligere presenterte boligprismodellene. Det kan

nok delvis skyldes hvordan variablene er spesifisert. Svingninger i reallønnen har vært relativt små, mens svingninger i boligprisen har vært store i perioden som analyseres. Reallønnen gir dermed mindre forklaring til hvorfor boligprisen har fluktuert betydelig i de aktuelle tidsrommene.

Spesielle markedsforhold, som gir ubalanser, er i følge analysen grobunn til boligbobler, men kan de forklare hele utslaget? Hovedfunnene er at den estimerte kortsiktige markedslikevekten samvarierer med utslagene i boligprisen, men at den ikke kan forklare *hele* økningen. Dette tyder på at markedspsykologi eller eufori virker inn og forsterker boblene.

Spesielt store er avvikene mellom faktisk og estimert boligpris fra 1985 til 1987 og fra 2003 til 2007³⁴. Avviket tyder på en kortsiktig boble, og dermed eufori som en svært sentral del av disse boligboblenes størrelse. De spesielle markedsforholdene kan ha gjort noe med de langsiktige forventningene, slik at fremtidige boligprisøkninger ble betydelig overestimert og dermed overpriset. Den totale økningen i boligprisen i disse periodene ser ikke ut til å være fundamentalt betinget, hverken på kort eller lang sikt.

For den langsiktige boblen fra 1916 til 1919 er funnene noe varierende alt etter hvilken lambdaverdi som brukes i estimeringen av modellen. Dette viser hvordan forskjellige trendestimat kan gi delvis ulike funn, men også at kausaliteten mellom boligpris og andre økonomiske faktorer ikke er entydig. Primært indikerer imidlertid funnene at det her er sterkere innslag av ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi som generer boblestørrelsen, enn under de to senere boligboblene.

Den kortsiktige likevektsmodellen inneholder imidlertid usikkerhet, blant annet på grunn av autokorrelasjon og lav datafrekvens. Dette gjør at det er utfordrende å gi noen presis konklusjon på hvor stor andel eufori utgjør, og tilsvarende hvor stor andel som skyldes høyere kortsiktig markedslikevekt. Når man undersøker om det finnes en signifikant sammenheng mellom fundamentale faktorer og boligprisen, for deretter å estimere denne i en modell, er det en fordel med hyppig frekvens. Dette kan gi et mer presist estimat på hvordan boligprisen reagerer på de kortsiktige forholdene i økonomien.

³⁴ Når man tar med avvikene i Jacobsen og Naug sin boligprismodell. Analysen går bare til 2009 og tar dermed ikke hensyn til den eksponentielle veksten som fortsatte i 2009, etter ett lite fall under finanskrisen.

7. FUNN OPP MOT ØKONOMISK HISTORIE

Det kan være interessant å se mine funn i lys av den økonomiske historie de aktuelle årene. I følgende kapitelet vil dette derfor gjøres.

1916 – 1919

Den første boligboblen er funnet under og like etter første verdenskrig. Krigen skapte naturlig nok spesielle markedsforhold. Tilbudet av varer ble begrenset, samtidig som myndighetene førte en ekspansiv penge- og kredittpolitikk for å finansiere krigen. Pengemengden hos folk flest økte. Dette ledet til akkumulering av etterspørselsoverskudd og inflasjon. Da krigen var over i 1918 økte tilgangen på varer, og etterspørselsoverskuddet kunne slippes løs. Grytten og Hodne (2002) beskriver at det oppstod en voldsom overoppheting med spekulasjon istedenfor realøkonomisk vekst.

Ved nærmere analyse av boligboblen, gjennom estimering av kortsiktig fundamental likevekt, fremkommer to ulike funn. Funnene varierer med hensyn til hvorvidt eufori spilte en rolle i denne boligboblens størrelse eller ikke. Det første funnet antyder at boligmarkedet var kjennetegnet av *noe* eufori, hvor boligprisen avviker fra estimert boligpris fra 1918 – 1919. Det andre funnet er derimot at faktisk boligpris ikke avviker fra estimert boligpris, og det antydes dermed at hele boligboblen forklares av de spesielle markedsforholdene. Dette gjennom en oppjustering av den kortsiktige fundamentale markedslikevekten.

I all hovedsak tyder imidlertid funnene på at størstedelen av boligboblens størrelse var markedsbasert/fundamentalt betinget, noe som også kan tenkes ut fra den økonomiske historien. Sterk inflasjon, lav ledighet, høy lønnsvekst og betydelig økning i kredittvolumet, gjorde det attraktivt å investere i eiendom og aksjer, fremfor å plassere pengene i banken. Dermed økte etterspørselen etter boliger, og prisene steg. Ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental likevekt, skapte en boligboble.

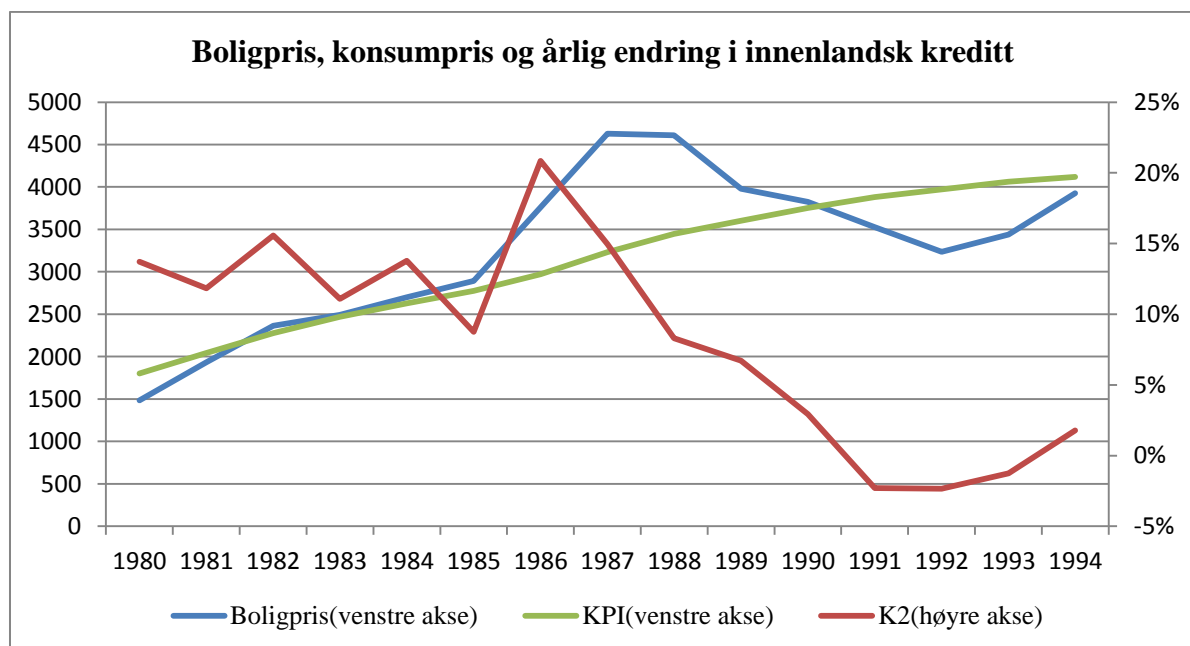
Markedsforholdene under denne perioden var ikke opprettholdbare på lang sikt. Da myndighetene startet sitt pengemessige opprydningsarbeid i 1920, med sikte på å bringe kronen tilbake til pari, sprakk boligboblen. “De første tiltakene fra Norges Banks side gikk ut på å redusere kreditter til næringslivet og heve renten”(Grytten og Hodne, 2002, s.102). Den sterke oppgangsperioden under, og like etter krigen, ble fulgt av en kraftig nedgangsperiode. Arbeidsledighetsstatistikken, som illustrert i figur 10, viser rekordhøy ledighet fra 1920. De

nominelle boligprisene falt med nærmere 20 prosent fra 1919 til 1920 (Eitrheim og Erlandsen, 2004).

1985 – 1987

Etter en lang periode med stabil prisutvikling, stiger boligprisene markant over langsiktig likevekt fra midten av 1980-tallet. Jeg har identifisert en betydelig boligboble i denne perioden. Utviklingen kom samtidig med at bolig- og finansmarkedene ble liberalisert, og dermed ble mer avhengig av realøkonomien. Fra begynnelsen av 1980-tallet gikk norsk økonomi inn i en oppgangskonjunktur og arbeidsledigheten falt (Benedictow, 2006).

Kombinert med kredittliberaliseringen ble det ført en ekspansiv pengepolitikk med politisk styrt lavrente. Det ble betydelig mer attraktivt å låne enn å spare, og de spesielle markedsforholdene førte til sterk vekst i kreditt, som vi ser av figur 24. Norsk økonomi ble overopphøyet og boliggetterspørselen var høy (Grytten og Hodne, 2002). Fra 1986 steg realrenten, men investeringslysten var fremdeles stor og boligprisveksten fortsatte.



Figur 24: Boligpris, konsumpris og årlig endring i kredittvolum (K2) 1980 - 1994

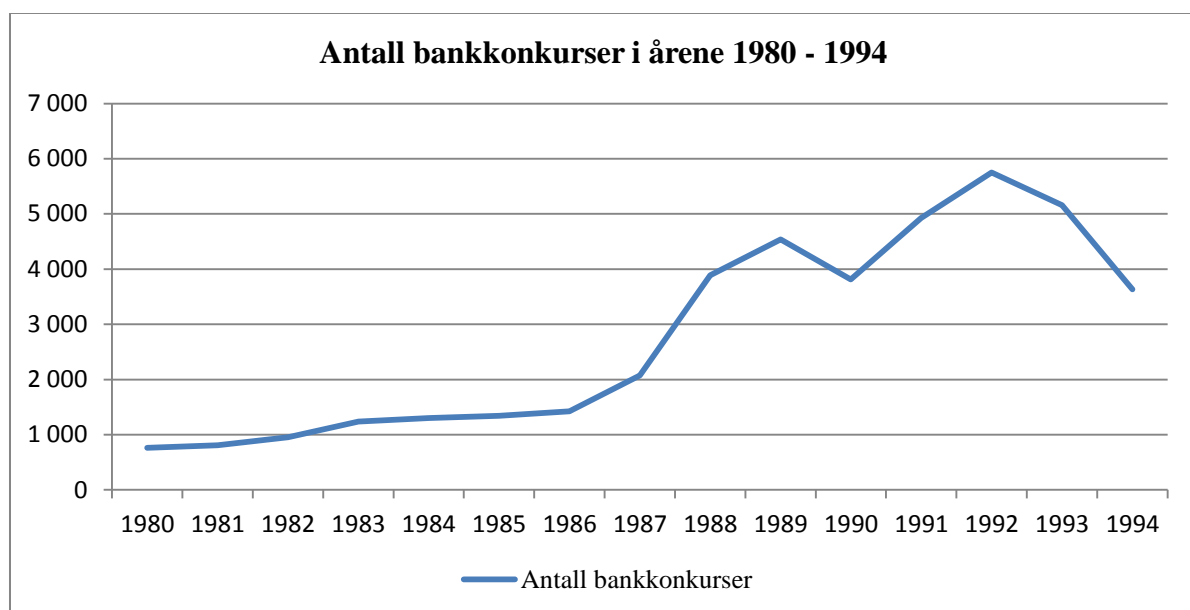
Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Grytten (2004), Eitrheim et al., (2004) og egne estimeringer av K2 før 1985

Hovedfunnene for denne perioden er at faktisk boligpris avviker sterkt fra estimert boligpris fra 1986. Likevektsmodellen antyder en kortsiktig, eller euforisk boble, på 30 – 40 prosent av den totale bobleverdien. Avviket kan være tegn på at boligmarkedet overreagerte på signalene i realøkonomien. Situasjonen på 1980-tallet kjennetegnes dermed både av bobledefinisjonen

til Grytten (2009) og Stiglitz (1990): Prisene steg kontinuerlig uten at dette kan forklares av fundamental verdi, hverken på kort eller lang sikt. Resultatet ble betydelig overprising og eufori, som også er drøftet av Nerhus (2009) som svært sentralt i denne perioden.

Markedsforholdene og stemningen som preget midten av 1980-tallet var ikke opprettholdbare på lang sikt. Boligboblen sprakk i slutten av 1987, etter et kraftig fall i oljeprisen.

Boligkrakket var betydelig og ble fulgt av bankkrise³⁵, konjunkturkrise og høy arbeidsledighet. Funnene til Case, Quigley og Shiller (2005), som indikerer at boligprisendringer har signifikant effekt på etterspørselen og dermed realøkonomien, var tydelige i denne perioden. I årene 1987 – 1993 ble 76 milliarder kroner tapsført av norske banker. Dette var enda større en tapene man hadde sett i 1920-årene, målt i reelle termer. Kredittkassen og Fokus Bank, to av de største bankene, fikk sin aksjekapital nedskrevet til null desember 1991, og ble overtatt av Statens Banksikringsfond (Grytten og Hodne, 2002).



Figur 25: Antall bankkonkurser 1980 - 1994

Kilde: Eitrheim et al., (2004)

I perioden 1988 til 1992 er det negative utslaget i boligprisen betydelig større enn hva den estimerte kortsiktige likevekten skulle tilsi. Det kan se ut som at situasjonen preges av det motsatte av eufori, nemlig panikk eller markert nedstemthet. Kombinert med nedgangskonjunkturen førte myndighetene en innstrammingspolitikk. Tidligere sentralbanksjef Skånland uttalte 2. juni 1988 at den lave realkostnaden for lånekapital hadde

³⁵ Bankene klarer ikke møte sine forpliktelser og preges av konkurser, ofte med ringvirkninger til andre aktører

ført til at myndighetene ikke hadde noen kontroll med kredittpolitikken, og han lanserte økt boligskatt og høyere rentenivå (Tiltnes, 1988). Den prosyklisk pengetilførsel, med gass i oppgangstider og brems i nedgangstider, ble tydelig. Kortsiktige markedsforhold kan ha styrt de langsiktige forventningene, definert som en myoptisk virkelighetsforståelse av blant annet Lunde (2007), og dermed gitt en overdrevet pessimisme i boligmarkedet. I tillegg kom den internasjonale krisen inn over norsk økonomi fra 1990. Aksjekurser og boligprisene raste nedover (Grytten, 2003).

2003 –

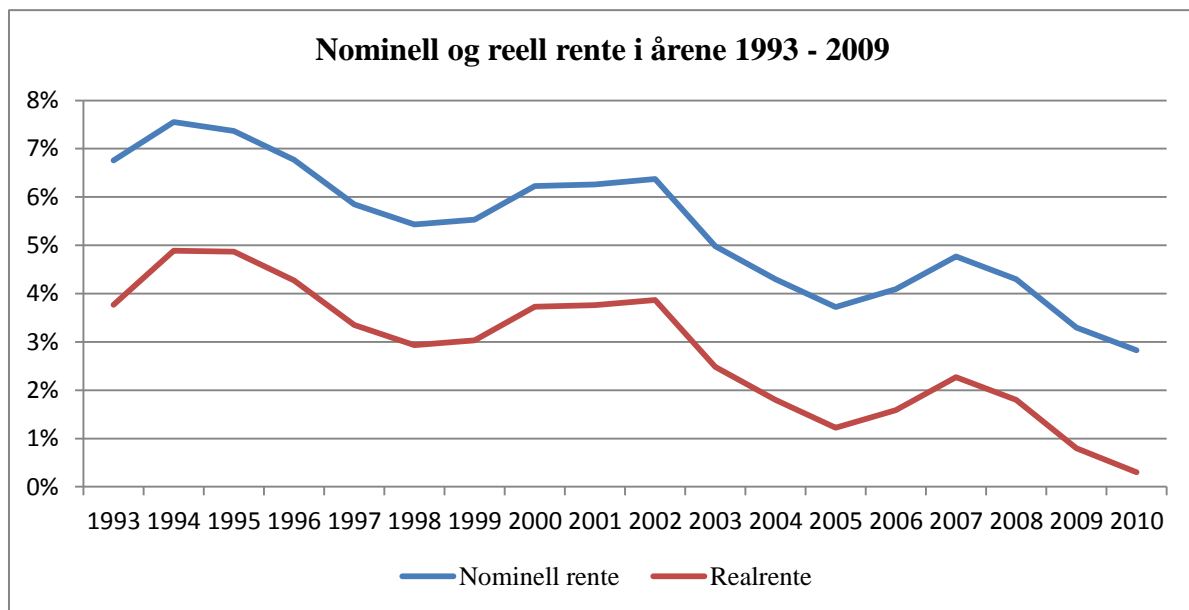
Den mest oppsiktsvekkende og eksplosive økningen i boligprisen er funnet fra 1993 og frem til 2007. Fra 2003 steg boligprisen betydelig over estimert langsiktig likevekt, og perioden er derfor identifisert med en boligboble. Vi vet enda ikke om boligprisene vil falle betydelig etter de siste års voldsomme prisøkninger. Selv om boligprisene falt i kjølevannet av finanskrisen, ble priset lite og kortvarig i Norge, sett i forhold til andre land. Man kan spørre seg hva som gjør vårt boligmarked så spesielt.

Tall fra SSB (2011b) viser at det har vært en formidabel befolkningsøkning i Norge, høye ungdomstall og lav boligbygging i forhold til etterspørselen. I tillegg har perioden vært preget av lave renter under en langvarig konjunkturoppgang, kredittvekst, økt kjøpekraft og en generøs finanspolitikk. Det betydelig lave rentenivået man har sett de siste årene, kan også ha skapt et inntrykk av at det har funnet sted et varig skift nedover i det nominelle rentenivået, og dermed et permanent skift oppover i boligprisene. Samtidig kan de strukturelle endringene på kredittmarkedene, med nye låneformer (spesielt rammelån) og lengre nedbetalingstid, ha gitt et permanent skift oppover i etterspørselen (Klovland, 2010). Lavt boligtilbud og økende etterspørsel vil opprettholde prisstigningen i boligmarkedet, og virke selvforsterkende på troen om ytterligere prisvekst.

Den estimerte likevektsmodellen er noe vanskelig å tyde for perioden 2003 – 2009, men det er antydninger til at de faktiske boligprisene vokser over estimert boligpris. Det indikerer at spesielle markedsforhold *alene* ikke kan forklare hele utslaget i boligprisen for denne perioden. Dette funnet bekreftes i modellen til Jacobsen og Naug, hvor boligpris i perioden 2003 – 2007 steg kraftig, og betydelig mer enn estimert boligpris. Tidligere sentralbanksjef, Svein Gjedrem, sa i sin årstale i 2007 at boligprisene kunne være preget av eufori.

Utviklingen siden begynnelsen av 1900-tallet kan ha skapt forventninger om at boligprisene

bare vil fortsette å stige, uten at dette er fundamentalt betinget. Dermed vil flere kjøpe bolig som rent investeringsobjekt.



Figur 26: Nominelle og reelle renter 1993 - 2009

Kilder: Klovland (2004a) og Norges Bank (2011)

Studerer man det norske boligmarkedets historie har dagens boligmarked enkelte fellestrekk med boligmarkedet på slutten av 1890-tallet, som endte i et kraftig krakk - Kristianiakrakket. Perioden var preget av en massiv boom med stigende boligpriser, økende aksjekurser og sterk vekst i kreditt. Samtidig var prisnivået på varer og tjenester stabilt. Boligkrakket som fulgte i 1899 ga et fall i realboligprisen på over 50 prosent i løpet av fem år i Kristiania, og realboligprisen nådde ikke tilbake til samme nivå før 1970-tallet (Eitrheim og Erlandsen, 2004).

Dersom det ikke skulle komme et krakk i dagens boligmarked er det naturlig å tenke seg at boligprisene snart vil flate ut. Boligbyggingen tar seg også opp,³⁶ det forventes betydelig heving av renten og bankene strammer inn utlån etter anmodning fra kredittilsynet. Dette virker direkte på fundamental markedslukevekt, men også på folks forventninger.

Prisøkninger, i signifikante avvik fra langsiktig likevekt, har vist seg gjennom historien å ikke kunne opprettholdes.

³⁶ Tall fra SSB (2011a) viser at antall igangsatte boliger gikk opp med 39 prosent fra januar 2010 til januar 2011

8. OPPSUMERING OG KONKLUSJON

Hovedproblemstillingen i denne oppgaven var: Boligbobler 1900 – 2009: Euforiske eller fundamentalt betinget?

For å svare på hovedproblemstillingen har jeg utarbeidet en enkel modell. Modellen er ment til å gi et estimat på den kortsiktige fundamentale markedsliekevekten, og er brukt i oppgaven som verktøy for å dele boligbobler i to årsaksforklaringer: eufori og ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi på grunn av spesielle markedsforhold. Dette er første gang boligbobler analyseres på denne måten.

Modellen ble utformet på grunnlag av fundamentale faktorer som tidligere boligprismodeller har funnet sentrale for prisutviklingen på kort sikt. Det er tatt hensyn til, og testet for, inflasjon, renter, reallønn, kredittvolum og arbeidsledighet. Til forskjell fra tidligere boligprismodeller benytter jeg faktorenes avvik fra trend, definert i oppgaven som spesielle markedsforhold.

Som grunnlag for å studere hovedproblemstillingen kartla jeg perioder hvor boligbobler ser ut til å ha vært gjeldene i det norske markedet. Dette ble gjort ved analyse av avvik fra estimert langsiktig likevekt i henholdsvis realboligprisindeksen og det historiske P/R forholdet. Ut fra denne tilnærmingen er det identifisert boligbobler i årene 1916 – 1919, på midten av 1980-tallet og fra 2003 av. I de to første periodene falt boligprisen betydelig i ettertid, slik at konturene av boblene blir tydeligere.

Funnene fra modellen viser at spesielle markedsforhold gir en høyere kortsiktig fundamental likevekt under samtlige av de identifiserte boligboblene. Spesielt viktig for denne økningen er ekspansiv penge- og kredittpolitikk og reduksjon i arbeidsledigheten. Begge faktorene generer overoppheting og press i boligmarkedet gjennom å endre det kortsiktige inntjeningspotensialet. En ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi ser dermed ut til å skape en viktig grobunn for boligboblene.

Hovedfunnene er imidlertid at den estimerte kortsiktige markedsliekevekten samvarier med utslagene i boligprisen, men at den likevel ikke kan forklare *hele* økningen. Dette tyder på at markedspsykologi, eller eufori, virker inn og forsterker boblene. Funnene indikerer at fremtidige boligprisøkninger blir betydelig overestimert og dermed overpriset, både på kort og lang sikt. Det anslåtte størrelsesnivået på euforien varierer imidlertid mellom de ulike periodene.

Spesielt store avvik mellom faktisk og estimert boligpris er funnet i årene 1985 - 1987 og 2003 - 2007³⁷. Den oppjusterte markedslikevekten forklarer her bare en liten del av den totale prisøkningen som sees i disse periodene. Funnene fra modellen tyder på betydelig eufori i boligmarkedet de gjeldene årene. For boligboblen på midten av 1980-tallet antydes euforiens størrelse på cirka 30 – 40 prosent av den totale bobleverdien. Prisetallet som fulgte etter denne boblen var kraftig, og det negative utslaget er mer enn estimert kortsiktig markedslikevekt skulle tilsi. Markedspsykologien ser dermed ut til å spille en vesentlig rolle også for størrelsen på boligprisfallet.

Funnene for boligboblen fra 1916 – 1919 er mer usikre, men samlet sett tyder det her på sterkere innslag av ubalanse mellom kortsiktig og langsiktig fundamental verdi, enn i de to senere boligboblene.

Det er vanskelig å trekke en presis konklusjon på hvor stor prosentandel som utgjør eufori i de ulike boligboblene. Dette fordi estimeringen av kortsiktig likevekt inneholder noe usikkerhet. Hovedkonklusjonen er at samtlige boligbobler har grobunn i fundamentale markedsforhold og blir euforiske når den kortsiktige markedslikevekten ikke lenger kan forklare prisøkningen. Dette både forsterker boblene og forverrer korreksjonene.

Kunnskap om eufori i boligmarkedet er derfor svært sentralt både for økonomer som studerer den videre prisutvikling, for myndigheter som planlegger den økonomiske politikken, og ikke minst for den enkelte husholdning som står foran en boliginvestering. Tema for denne oppgaven vil kunne være et interessant utgangspunkt også for fremtidige forskningsprosjekter.

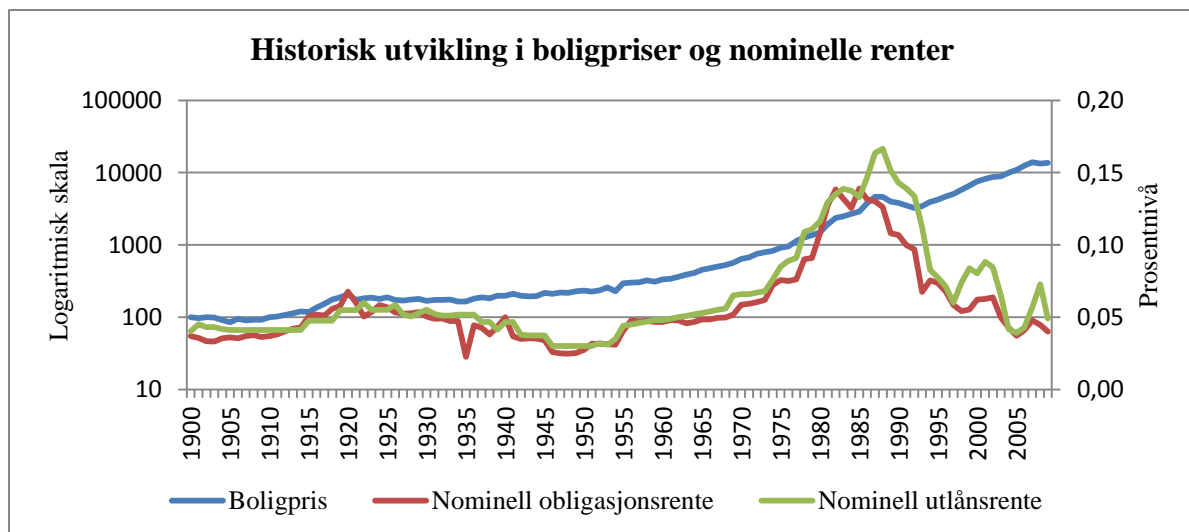
³⁷ Dagens boligmarked analyseres som nevnt ikke direkte i modellen, funnene utelukker derfor ikke eufori er en viktig del for prisutviklingen også i dagens boligmarked

VEDLEGG

Vedlegg 1:

En konsistent tidsserie over utlånsrenter finnes ikke for perioden 1900 - 2009, men den kan konstrueres ved bruk av tre kilder. Kongeriket Norges Hypotekbank ble startet i 1851 med det ene formål å gi boliglån til publikum. Fra perioden 1900 – 1953 kan man derfor benytte effektiv pantelånsrente fra Norges Hypotekbank oppgitt i Kaartvedt og Hartsang (1952). Fra 1954 – 1980 kan disse verdiene kjedes med gjennomsnittlige utlånsrente fra spare- og forretningsbanker, presentert i Historisk Statistikk fra SSB (1994). Fra 1980 og fremover kan verdiene igjen kjedes med gjennomsnittlig utlånsrente fra banker, som finnes på SSB sine hjemmesider for statistikk over finansmarkeder og konkurser (2010c). Setter man sammen renter fra oppgitte tre kilder får man en sammenhengende tidsserie over utlånsrenter i perioden som analyseres.

Nominelle obligasjonsrenter, utarbeidet av Klovland (2004a), og nominell utlånsrente, som er konstruert på bakgrunn av nevnte kilder, er presentert grafisk i figur 30.



Figur 30: Boligpris og nominelt rentenivå, henholdsvis konstruert nominell utlånsrente og obligasjonsrenter

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Kaartvedt og Hartsang (1952), SSB (1994), SSB (2010c), Klovland (2004b)

Hvis vi sammenligner de to presenterte renteserier ser vi at de beveger seg relativt tett. Fra 1985 overgår utlånsrenten obligasjonsrenten. Det store avviket kan delvis skyldes hvordan utlånsrenten er konstruert, hvor 1980 er et skjøtepunkt.

Siden bevegelsene mellom de to presenterte renteseriene er tilnærmet like, ønsket jeg i denne oppgaven å benytte meg av Klovland sine utarbeidede renter. Disse er konsistente over tid, noe som er et pluss når utviklingen over en lang tidsperiode skulle analyseres.

Vedlegg 2:

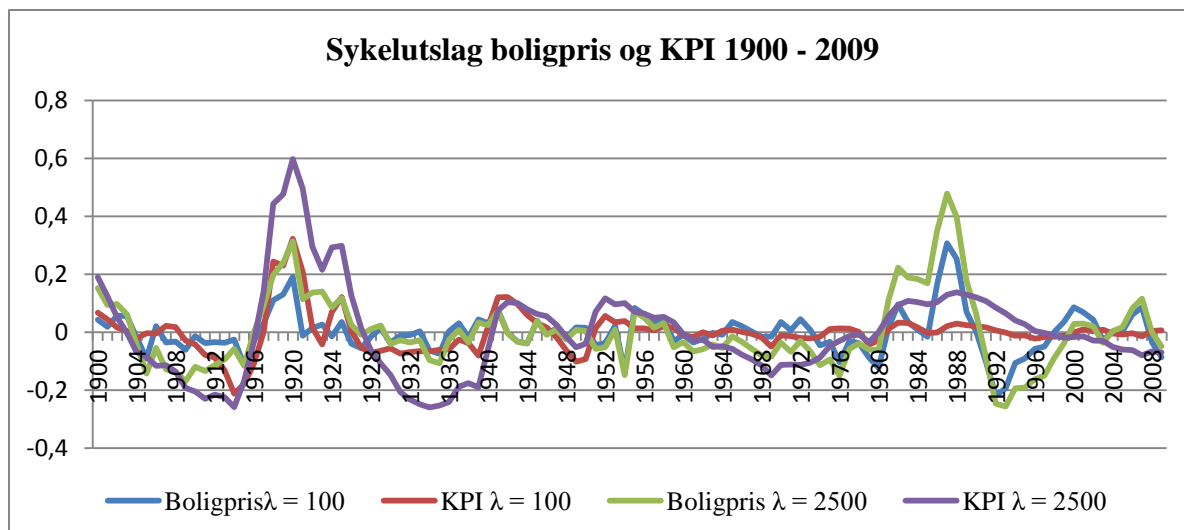
I regresjonsanalysen er det de utvalgte variabelenes sykelutslag som analyseres opp mot boligprisenes sykelutslag. Det vil si, variabelenes avvik fra en langsiktig beregnet trend. Trenden beregnes for alle variablene med bruk av HP-filter, både med lambdaverdi 100 og 2500. I dette vedlegget presenteres sykelutslagene til variablene grafisk, og ses opp mot boligprisens sykelutslag

Boligpris og konsumpris

Sykelutslagene i figur 31 viser konsumprisenes relative avvik fra trend, og boligprisenes relative avvik fra trend, i perioden som analyseres. Det to størrelsene korrelerer positivt, hvor utslag i konsumprisene inneværende år gir utslag i boligprisen. Dette er også ventet da boligprisen som presenteres er nominell. Det er imidlertid forskjell mellom første del og andre del av perioden.

I første del av perioden er prisendringene svært volatile, og det relative avviket fra trend i konsumpris er større enn boligprisenes avvik fra trend. Før første verdenskrig ser vi et negativt avvik i konsumprisindeksen, men fra 1916 går avviket over til å bli positivt og det tyder på sterk inflasjon. Under mellomkrigstiden faller imidlertid prisene sterkt igjen. Selv om tendensen i konsumprisindeksen er den samme, uavhengig av lambdaverdi, ser vi at bruk av høyere lambda gir klart større avvik. Dette fordi trendlinjen er mer lineær og legger større vekt på fremtiden.

Etter andre verdenskrig reduseres svingningene i konsumprisindeksen, og vi ser at utslagene ligger relativt stabilt rundt den beregnede trend. To unntak er på midten av 1980-tallet og etter 2003. Høy lambdaverdi gir et relativt positivt avvik fra trend på cirka 10 prosent i første periode, og et relativt negativt avvik fra trend på 5 prosent i andre periode. Den siste observasjonen kan bekrefte den svært lave inflasjonen vi har hatt de siste årene.



Figur 31: Sykelutslag i boligpris og konsumpris.

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004) og Grytten (2004)

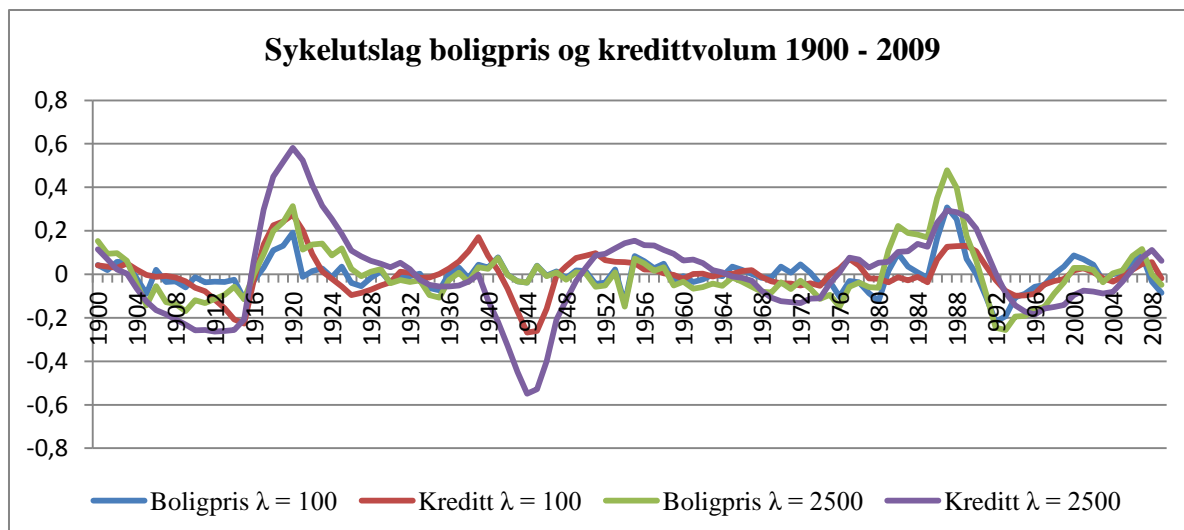
I perioden 1945 – 1970 ser boligprisene ut til å svinge relativt forsiktig rundt beregnet trend, men etter 1970 blir de relative fluktuationene sterke og overgår svingningene for prisenivået generelt i økonomien. Den sterke prisstigningen på boliger fra 2003 blir mindre synlig i grafen. HP-filter oppjusterer trenden etter 1993 på grunn av betydelig boligprisvekst. Det relativt lave fallet i boligprisen i 2003 blir dermed ganske stort i denne grafen. Dette reflekterer en utfordring med av bruk HP-filter.

Beregning av korrelasjonskoeffisienten er på 0,35 (lambdaverdi 100) og 0,569 (lambdaverdi 2500). Dette indikerer positiv korrelasjon, men bekrefter også at svingninger i boligprisen, spesielt i siste del av perioden, ikke lar seg forklare alene av prissvingninger.

Boligpris og kredittvolum

Både boligpris og kredittvolum har hatt en sterk stigende trend gjennom det 20. århundre. For å analysere hvordan endring i kredittvolum har påvirket endring i boligpris kan det være interessant å studere variabelenes relative avvik fra trend opp gjennom historien.

Av grafen i figur 32 ser vi sykelutslag i kredittvolum og sykelutslag i boligprisen har fulgt hverandre ganske tett og korrelerer positivt. Regner man korrelasjonskoeffisienten er denne på 0,463 (lambdaverdi 100) og 0,609 (lambdaverdi 2500). Dette er en relativt høy korrelasjon og bekrefter den prosykliske pengetilførselen.



Figur 32: Sykelutslag boligpris og innenlandsk kredittvolum (K2). I perioden før 1985 er K2 estimert med bruk av K3, jf. kapittel om datasettet.

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004) og Eitrheim et. al (2004)

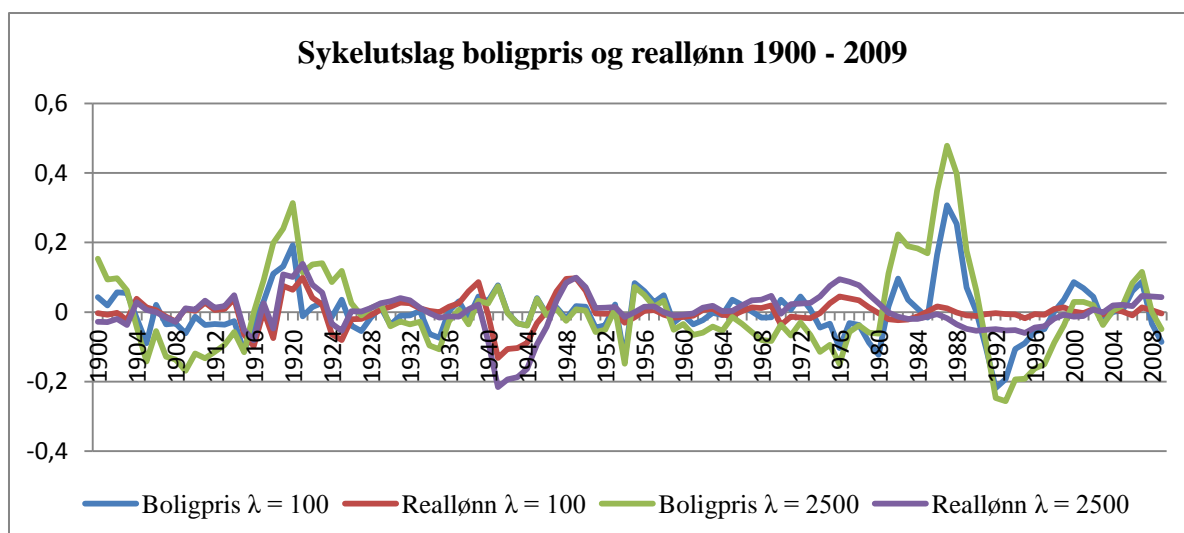
Frem til 1970-tallet ser utslagene i kredittvolum ut til å overgå utslagene i boligpris, men dette forholdet snus til det motsatte etter 1970. To perioder skiller seg ut. Under første verdenskrig ser vi at kredittvolumet overgår sin trend i større grad enn boligprisen, men på midten av 1980-tallet er dette forholdet snudd og sykelutslag i boligpris er betydelig større enn sykelutslag i kreditt. Denne tendensen er gjeldene uavhengig av verdi på lambda.

Det interessante i grafen er at boligprisen ser ut til å lede kredittvolumet i deler av perioden, slik at begynnelse på et sykelutslag i boligpris bygger opp om sykelutslag i kredittvolumet. Bertelsen og Bremnes (2007) drøfter i sin masteroppgave kausaliteten mellom boligpris og kredittvekst, og finner at det ikke entydig er kredittveksten som påvirker boligprisen.

Boligpris og reallønn

Trendveksten i den nominelle boligprisen er ikke sammenlignbar med trendveksten i reallønnen. For å kunne vurdere hvorvidt svingninger i boligpris beveger seg i forhold til svingninger i reallønn må tallene bearbeides.

Figur 33 illustrerer grafisk reallønnen og boligprisenes avvik fra trend. For hele perioden sett under ett ligger reallønnen, kjøpekraften, ligger relativt stabilt rundt trend. Unntaket er i årene fra 1918 til 1920 og på slutten av 1970-tallet. I disse periodene ser vi en økning i reallønnen som tyder på at lønnsnivået steg mer enn de generelle prisene i økonomien.



Figur 33: Sykelutslag i boligpris og reallønn

Kilde: Eitrheim og Erlandsen (2004), Grytten (2009c) og SSB (2010b)

Fra slutten av første verdenskrig ser lønnsnivået ut til å korrelere positivt med høyere boligpris, mens under den sterke boligprisøkningen på 1980-tallet er ikke sammenhengen like tydelig. Her ser det ut til at reallønnen *lagger* boligprisen, og dermed at økt reallønn i tidligere perioder gir høyere boligpris i senere perioder.

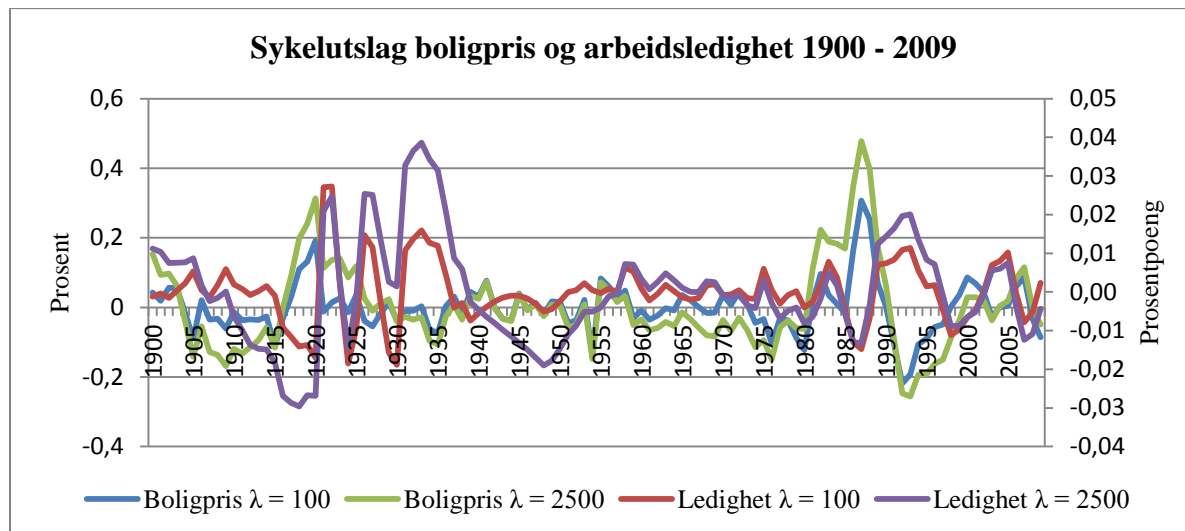
Hovedfunnene i grafen indikerer likevel at de store kortsiktige svingningene i boligprisen ikke forklares godt av endring i kjøpekraften. Dette bekreftes også med beregning av korrelasjonskoeffisienten som er lav og på henholdsvis 0,064 (lambda-verdi 100) og 0,032 (lambda-verdi 2500).

Boligpris og arbeidsledighet

Den langsiktige likevekten i arbeidsledigheten kan tenkes på som naturlig ledighet, eller likevektsledigheten. En viss type ledighet vil alltid være tilstede i en økonomi på grunn av omstillinger eller mismatch. Merk at ledighet er oppgitt som prosentpoeng avvik fra trend, mens boligprisen er prosent avvik fra trend. Størrelsene må derfor studeres ut fra to ulike akse verdier.

Figur 34 viser avvik i boligpris og arbeidsledighet ut fra langsiktig trend. For hele perioden under ett ser disse størrelsene ut til å ha en negativ korrelasjon. Stiger arbeidsledigheten synker boligprisen, og motsatt. På begynnelsen av 1920-tallet er ledigheten fallende, og lav, i takt med industrielle nydannelser og økt vekstrate i økonomien. Samtidig ser vi en et positivt avvik i boligprisen. I mellomkrigstiden snudde veksttakt og ledigheten steg. Vi ser at

sykelutslagene i ledigheten fra 1920 og frem til andre verdenskrig ligger sterk over trend, og tyder på en betydelig ledighet i denne perioden.



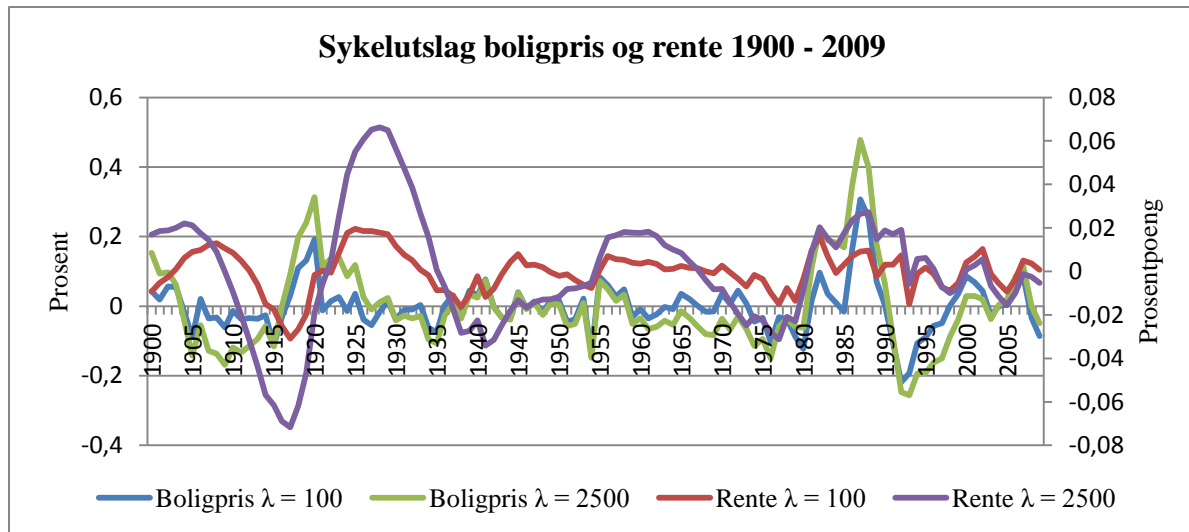
Figur 34: Sykelutslag boligpris og arbeidsledighet, henholdsvis prosent og prosentpoeng avvik fra trend

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Grytten og Hodne (2002), SSB (1978) og SSB(2010a)

Etter andre verdenskrig og frem til cirka 1973 ligger både arbeidsledigheten og boligprisen relativt stabilt rundt trend. Perioden er betegnet som gullalderen i norsk økonomi, med stabil og positiv veksttakt (Grytten og Hodne, 2002). Oljefunnene på norsk sokkel og økt optimisme i økonomien trekker deretter ledigheten under trend, og sammen med lavere arbeidsledighet øker boligprisene frem til bunn/topp blir nådd i 1988/89. Deretter ser vi at ledigheten stiger igjen og boligprisene faller frem til 1992, hvor forholdet igjen reverseres. Beregning av korrelasjonskoeffisienten mellom boligpris og arbeidsledighet gir $-0,415$ (lambdaverdi 100) og $-0,236$ (lambdaverdi 2500), som bekrefter den negative korrelasjonen. En lavere korrelasjon for høyere lambda verdi kan tyde på flere “ukorrelerte” svingninger som skyldes midlertidige fluktasjoner.

Boligpriser og rente

Den nøytrale renten i økonomien kan defineres ved at den hverken gir økt eller redusert pris- og kostnadsvekst. Et slikt nivå er imidlertid utfordrende å bestemme, og kan variere betydelig over tid (Hammerstrøm og Lønning, 2000). Dersom man tolker den nøytrale renten som tidsseriens langsiktige likevekt, kan man uttrykke avvik fra denne som sykelutslag. Dermed kan man se hvordan avvik fra “nøytral rente” gir utslag i boligprisenes avvik fra trend. Merk også her at renten er oppgitt som prosentpoeng avvik fra trend, mens boligprisen er oppgitt i prosent avvik. Størrelsene vurderes derfor ut fra to ulike akser.



Figur 35: Sykelutslag boligpris og nominelt rentenivå, henholdsvis prosent og prosentpoeng avvik fra trend

Kilder: Eitrheim og Erlandsen (2004), Klovland (2004b) og Norges Bank (2011)

Slik som sykelutslag i renten er definert ser vi at renten gjennom hele perioden har fluktuert, nærmest deterministisk rundt sin trend. Perioder med høyt rentenivå blir etterfulgt av perioder med lavt rentenivå. Utslagenes størrelse varierer mellom begynnelsen og slutten av perioden. Før første verdenskrig viser utslagene store avvik fra trend, mens etter 1980-tallet er utslagene relativt små, og ligger rundt beregnet trend. Ser man disse svingningene sammen med svingninger i boligprisen antyder grafen delvis at disse størrelsene korrelerer positivt. Dette er noe uventet siden man ofte tenker seg at boligprisen korrelerer negativt med renteutviklingen. Det som er interessant er at boligprisen ser ut til å lede renter i deler av perioden, slik sett at høyere boligpris etter hvert generer høyere renter.

Regner man korrelasjonskoeffisienten er denne på 0,489 (lambdaverdi 100) og 0,53 (lambdaverdi 2500). Det kan være ulike faktorer som forklarer den positive korrelasjonen. Høyere rente kan indikere høyere veksttakt i økonomien med lavere ledighet. Dermed kan renten få en begrenset effekt på boligprisen. Funnet kan imidlertid også skyldes svakheter med HP-filter, da spesielt endepunktsfeil og problemer med svært lange konjunktursykler. Den høye boligprisveksten, og det lave rentenivået etter 1993, fanges dermed ikke tydelig opp av HP-filteret.

Vedlegg 3:

Reguleringer i det norske boligmarkedet:

Boligtype	Periode	Regulering
Utleieboliger	1916 - 1934	Leiepriskontroll på noen ulike typer boliger
	1940 - 2010	Leiepriskontroll på noen ulike typer boliger
	1976 - 1983	Forbudt å konvertere borettslags - til selveierleiligheter
Eneboliger	1940 - 1954	Prisfrys
	1954 - 1969	Prisreguleringer
Borettslagsleiligheter	1940 - 1954	Prisfrys
	1954 - 1982/88	Prisregulering på nye/gamle leiligheter
	1976 - 1983	Forbudt å konvertere borettslags - til selveierleiligheter

Tabell: Utdrag over reguleringer i boligmarkedet

Kilde: Eitrheim and Erlandsen (2004, s.353)

Vedlegg 4:

Regresjonsresultater med bruk av vanlig OLS, hvor det ikke er korrigert for autokorrelasjon

Med lambdaverdi 100

1900-2009 $\lambda = 100$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	-0,003 <i>0,503</i>	-0,0895 <i>0,436</i>	-0,0674 <i>0,744</i>	4,789 <i>0,001</i>	0,444 <i>0,000</i>	-2,31 <i>0,001</i>	0,5	19,24	1,228
Beta (2)	-0,003 <i>0,571</i>	* <i>*</i>	* <i>*</i>	4,702 <i>0,000</i>	0,3813 <i>0,000</i>	-2,35 <i>0,001</i>	0,497	32,32	1,233

1900 - 1940 $\lambda = 100$	Koeffisienter						R ²	F test	DW
	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet			
Beta (1)	-0,0013 <i>0,804</i>	0,1638 <i>0,079</i>	0,136 <i>0,419</i>	1,055 <i>0,472</i>	0,2038 <i>0,041</i>	-1,555 <i>0,01</i>	0,6924	15,3	2,23
Beta (2)	-0,0012 <i>0,816</i>	0,1508 <i>0,072</i>	* <i>*</i>	* <i>*</i>	0,25 <i>0,003</i>	-1,5236 <i>0,005</i>	0,679	25,47	2,16

1980 - 2009	Koeffisienter								
$\lambda = 100$	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet	R ²	F test	DW
Beta (1)	0,0022	1,646	-0,228	1,022	0,639	-0,8345	0,738	12,96	0,867
	<i>0,86</i>	<i>0,347</i>	<i>0,901</i>	<i>0,635</i>	<i>0,075</i>	<i>0,002</i>		<i>0,000</i>	
Beta (2)	0,01	*	*	*	0,9382	-7,12	0,687	28,54	1,46
	<i>0,388</i>	<i>*</i>	<i>*</i>	<i>*</i>	<i>0,001</i>	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	

Med lambdaverdi 2500

1900-2009	Koeffisienter								
$\lambda = 2500$	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet	R ²	F test	DW
Beta (1)	-0,0102	-0,07	-0,044	5,042	0,4002	-1,6	0,7098	46,95	0,7973
	<i>0,172</i>	<i>0,424</i>	<i>0,823</i>	<i>0,0001</i>	<i>0,003</i>	<i>0,005</i>		<i>0,000</i>	
Beta (2)	-0,0088	*	*	5,2039	0,3381	-1,444	0,7078	79,13	0,8107
	<i>0,215</i>	<i>*</i>	<i>*</i>	<i>0,000</i>	<i>0,002</i>	<i>0,006</i>		<i>0,000</i>	

1900 - 1940	Koeffisienter								
$\lambda = 2500$	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet	R ²	F test	DW
Beta (1)	0,0053	0,2248	-0,2506	3,307	0,1835	-0,0825	0,8232	37,24	1,5106
	<i>0,477</i>	<i>0,000</i>	<i>0,104</i>	<i>0,072</i>	<i>0,004</i>	<i>0,855</i>		<i>0,000</i>	
Beta (2)	0,00511	0,229	-0,2492	3,0687	0,1801	*	0,823	47,67	1,2152
	<i>-0,0094</i>	<i>0,051</i>	<i>0,101</i>	<i>0,065</i>	<i>0,003</i>	<i>*</i>		<i>0,000</i>	

1980 - 2009	Koeffisienter								
$\lambda = 2500$	Konstantledd	KPI	Reallønn	Rente	Kreditt	Ledighet	R ²	F test	DW
Beta (1)	0,02	1,2084	1,539	0,2466	0,493	-8,284	0,851	26,28	0,6596
	<i>0,28</i>	<i>0,269</i>	<i>0,435</i>	<i>0,916</i>	<i>0,053</i>	<i>0,001</i>		<i>0,000</i>	
Beta (2)	0,0254	*	*	*	0,9065	-7,85	0,8187	58,69	0,547
	<i>0,113</i>	<i>*</i>	<i>*</i>	<i>*</i>	<i>0</i>	<i>0</i>		<i>0,000</i>	

KILDER

- Abraham, J.M. og Hendershoti, P.H. (1994) Bubbles in Metropolitan Housing Markets *NBER Working Paper* 4774.
- Almklov, G., Tørum, E. og Skjæveland, M. (2006) Utviklingstrekk i kredittmarkedet – nye utlånstyper og omfanget av fastrentelån i Norge. *Penger og Kreditt*, 3/2006.
- Andreassen, H.M. (2009) Boligmarked og boligpriser. *Praktisk økonomi og finans*, 2/2009, 3-11.
- Balke, N. (1991) Modeling trend in macroeconomic time series. *Economic and Financial Policy Review*, May 1991, 19-33.
- Bario, C. og Lowe, P. (2002) Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus. *BIS Working Papers*, 114.
- Barot, B. og Yang, Z. (2002) House prices and the housing investment in Sweden and the UK: Econometric analysis for the period 1970 - 1998. *Review of Urban & Regional Development Studies*, 14, 189-216.
- Benedictow, A. (2006) Norsk økonomi - en konjunkturhistorie. *Samfunnsspeilet*, nr. 5-6/2006.
- Bergo, J. (2004) Fleksibel inflasjonsstyring. *Penger og Kreditt*, 2/2004, 76-83.
- Bertelsen, C.H. og Bremnes, J.M. (2007) *Dagens boligmarked: Euforiske tilstander - eller strukturelle endring?* Masteroppgave i finansiell økonomi, Norges Handelshøyskole.
- Bjørnland, H.C., Brubakk, L. og Jore, A.S. (2004) Produksjonsgapet i Norge - en sammenlikning av beregningsmetoder. *Penger og Kreditt*, 4/2004, 199- 209.
- Burns, A.F. og Mitchell, W.C. (1946) *Measuring Business Cycles*, New York, NBER.
- Case, K.E., Quigley, J.M. og Shiller, R.J. (2005) Comparing wealth effects: The Stock Market versus the Housing Market. *Advances in Macroeconomics*, 5, 1-34.
- Case, K.E. og Shiller, R.J. (2004) Is there a bubble in the housing market? *Cowles Foundation Paper* No. 1089.
- Cochrane, J.H. (2002) Stocks as Money: Convenience Yield and the Tech-Stock Bubble. *World Bank Conference on Asset Price Bubbles*. Chicago: Graduate School of Business, University of Chicago.
- Demarzo, P.M., Kaniel, R. og Kremer, I. (2006) Relative Wealth Concerns and Financial Bubbles. *Oxford University Press*, 1/2006, 1-39.
- Døskeland, T. (2009) Humankapital, eiendom og lån. *Forelesningsnotater FIE 432 Personlig økonomi*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Eitrheim, Ø. (1993) En dynamisk modell for boligprisen i RIMINI. *Penger og Kreditt*, 4/1993.

- Eitrheim, Ø. og Erlandsen, S.K. (2004) House price indices for Norway 1819 - 2003. s. 349-376 i: Eitrheim, Ø., Klovland, J. T. & Qvigstad, J. F. (red) *Historical Monetary Statistics for Norway 1819 -2003, Norges Bank Occasional Papers no. 35*. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: http://www.norges-bank.no/templates/article____42943.aspx.
- Eitrheim, Ø., Gerdrup, K. og Klovland, J.T. (2004) Credit, banking and monetary developments in Norway 1819 - 2003. s. 377 - 408 i: Eitrheim, Ø., Klovland, J. T. & Qvigstad, J. F. (red) *Historical Monetary Statistics for Norway 1819 - 2003, Norges Bank Occasional Papers no 35*. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: http://www.norges-bank.no/templates/article____42927.aspx.
- Frank, R.H. (1985) *Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status*. Oxford University Press, 56, 84-88.
- Girouard, N., Kennedy, M., Van den Noord, P. og André, C. (2006) Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals. *OECD Economics Department Working Paper*, No. 475.
- Grytten, O.H. (2003) Finansielle krakk og kriser. *Praktisk økonomi og finans*, 4/2003, s 91-98.
- Grytten, O.H. (2004) A Consumer Price Index for Norway 1516-2003. s. 241-288 i: Eitrheim, Ø., Klovland, J. T. & Qvigstad, J. F. (red) *Historical Monetary Statistics for Norway 1819 - 2003, Norges Bank Occasional Papers no. 35*. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: http://www.norges-bank.no/templates/article____42931.aspx.
- Grytten, O.H. (2009a) Boligboble? Empirisk indikatorer i historisk perspektiv. *MAGMA Fagartikler*, 5/2009, 26-39.
- Grytten, O.H. (2009b) Boligkrakk og finanskriser i historisk perspektiv. *Samfunnsøkonomen*, 4/2009, 1-12.
- Grytten, O.H. (2009c) Purchasing Power of Labour: Norwegian Real Wages, 1726-2006. *Scandinavian Economic History Review*, 57, 48-87.
- Grytten, O.H. (2010a) Introduksjon - Dagens finanskriser. *Forelesningsnotater FIE 431 Krakk og Kriser*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Grytten, O.H. (2010b) P/E-analyse og bobleteori. *Forelesningsnotater FIE 431 Krakk og Kriser*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Grytten, O.H. 11.03 2011. *RE: Uten tittel*. Epost til Nerland, S. K.
- Grytten, O.H. og Hodne, F. (2002) *Norsk økonomi i det 20. århundre*, Bergen, Fagbokforlaget.
- Grytten, O.H. og Hunnes, A. (2010) A Chronology of Financial Crises for Norway. *SAM 13 2010*. Bergen: NHH, Institutt for samfunnsøkonomi.
- Gujarati, D.N. (2003) *Basic Econometrics*, New York, McGraw-Hill.
- Hammerstrøm, G. og Lønning, I. (2000) Kan vi tallfeste den nøytrale renten? *Penger og Kreditt*, 2/2000.

- Hendry, D.F. (1984) *Econometric Modelling of House Prices in the United Kingdom*, Oxford, Basil Blackwell Publisher Ltd.
- Hungnes, H. (2005) Boligpriser, boligkapital og boligkonsum. *MODAG - en makroøkonomisk modell for norsk økonomi* [Online], 5.5. Tilgjengelig fra: <http://www.ssb.no/emner/09/90/sos111/sos111.pdf> [22.01.11].
- IMF (2004) The global house price boom. *World Economic Outlook September 2004*, *World Economic and Financial Surveys*. Washington: IMF.
- Jacobsen, D.H. og Naug, B.E. (2004) Hva driver boligprisene? *Penger og Kreditt*, 4/2004.
- Kaartvedt, A. og Hartsang, L.C. (1952) *Kongeriket Norges Hypotekbank 1852 – 1952*, Oslo, Fabritius og Sønners boktrykkeri
- Kenny, G. (1998) The Housing Market and the Macroeconomics: Evidence from Ireland. *Economic Analysis, Research and Publication Department, Central Bank of Ireland*
- Kindleberger, C. (2000) *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises*, New York, Wiley.
- Klovland, J.T. (2004a) Bond markets and bond yield in Norway 1820-2003. s. 99-137 i: Eitrheim, Ø., Klovland, J. T. & Qvigstad, J. F. (red) *Historical Monetary Statistics for Norway 1819 - 2003, Norges Bank Occasional Papers no. 35*. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/hms/chapter-4-historical-monetary-statistics/>.
- Klovland, J.T. (2004b) Monetary aggregates in Norway 1819 - 2003. s. s 181-210 i: Eitrheim, Ø., Klovland, J. T. & Qvigstad, J. F. (red) *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003, Norges Bank Occasional Papers no. 35*. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: http://www.norges-bank.no/templates/article____42935.aspx.
- Klovland, J.T. (2009) Pengemarkeder og bankvesen. *Forelesningsnotater FIE420 Pengemarkeder og bankvesen*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Klovland, J.T. (2010) Boligpriser og boligmarkedet. *Forelesningsnotater FIE 403 Konjunkturanalyse*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Knutsen, S. (2008) Finansielle kriser i aktuelt og historisk perspektiv. *MAGMA Fagartikler*, 3/2008.
- Kongsrud, P.M. (2000) *Forstår vi prisdannelsen i boligmarkedet?* [Online]. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: <http://www.regjeringen.no/nn/dokumentarkiv/Regjeringen-Stoltenberg-I/fin/Taler-og-artikler-arkivert-individuelt/2000/Forstar-vi-prisdannelsen-i-boligmarkedet.html?id=423430> [23.02 2011].
- Kydland, F.E. og Prescott, E.C. (1990) Business Cycles: Real Fact and a Monetary Myth. *Quarterly Review*, Spring 1990.
- Larsen, E.R. (2005) Boligprisenes utvikling. *Økonomiske analyser*, 5/2005, 26-33.
- Larsen, E.R. og Sommervoll, D.E. (2004) Hva bestemmer boligprisene? *Samfunnsspeilet*, 2/2004.

- Leamer, E.E. (2002) Bubble Trouble? Your House has a P/E-ratio too. *UCLA Anderson Forecast, Nation* - 1.2.
- Lunde, J. (2007) Ejerboligmarkedet på knivsæggen. *Finans/Invest*, 2/2007, 10- 16.
- Meen, G.P. (1990) The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modelling og UK prices. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1-23.
- Meltzer, A.H. (2002) Rational and Irrational Bubbles. *World Bank Conference on Asset Price Bubbles*. Chicago: Carnegie Mellon University and the American Enterprise Institute.
- Mjell, L. (2010) Dekomponering av trend og sykel: HP filter. *Forelesningsnotater FIE 403 Konjunkturanalyse*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Muellbauer, J. og Murphy, A. (2008) Housing markets and the economy: the assessment. *Oxford Review of Economic Policy*, 24, 1-33.
- Nerhus, S. (2009) *Boligprisbobler 1819 - 2009: En empirisk drøfting av boligprisbobler fra 1819 til 2008*. Masteroppgave i finansiell økonomi, Norges Handelshøyskole.
- NorgesBank (2008) Finansiell stabilitet. 2/2008, s. 32.
- NorgesBank (2011) *Rentestatistikk: Statosobligasjoner årsgjennomsnitt* [Online]. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: http://www.norges-bank.no/templates/article___55495.aspx [23.02 2011].
- Poterba, J.M. (1992) Taxation and Housing: Old Question, New Answers. *American Economic Review*, 82, 237-242.
- Riiser, M.D. (2005) Boligpriser, aksjekurser, investering og kreditt - hva sier de om bankkriser? En historisk analyse på norske data. *Penger og Kreditt*, 2/2005.
- Romer, C.D. (1999) Changes in business cycles: Evidence and explanations. *Journal of Economic Perspectives*, 13, 23-44.
- Rødseth, A. (1987) Bustadmarknaden - utviklingstrekk og virkemåte. *Sosialøkonomen*, nr.11.
- Rørvik, M.K. (2007) *Boligpriser og norske konjunkturer*. Masteroppgave i finansiell økonomi, Norges Handelshøyskole.
- Shiller, R.J. (2000) *Irrational Exuberance*, New Jersey, Princeton University Press.
- SSB (1978) *Norges Offisielle Statistikk, tabell 43: Sysselsatte lønnstakere i 1000 og tabell 48: Meldt helt arbeidsløse ved arbeidskontorene* [Online]. Oslo: SSB. Tilgjengelig fra: <http://www.ssb.no/histstat/hs1978/hs1978.pdf> [22.01 2011].
- SSB (1994) *Historisk statistikk, Tabell 24.23: Gjennomsnittlig innskudds- og utlånsrente for forretnings- og sparebanker* [Online]. Oslo: SSB. Tilgjengelig fra: http://www.ssb.no/emner/historisk_statistikk/hs1994/tabeller/24-24-23.txt [22.01 2011].
- SSB (2010a) *Arbeidskraftundersøkelsen, Tabell 05111: Arbeidsledige i alderen 15-74 år, etter kjønn og alder*. [Online]. SSB. Tilgjengelig fra:

- http://statbank.ssb.no/statistikbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selecttable/hovedtabellHjem.asp&KortnavnWeb=aku [23.01 2011].
- SSB (2010b) *Tabell 1: Lønn per normalårsverk 1930 - 2009, gjennomsnitt alle næringer* [Online]. Oslo: SSB. Tilgjengelig fra:
http://www.ssb.no/emner/historisk_statistikk/aarbok/ht-0901-lonn.html [22.01 2011].
- SSB (2010c) *Tabell 08175: Bankenes årlige utlåns- og innskuddsrenter* [Online]. Oslo: SSB. Tilgjengelig fra:
http://statbank.ssb.no/statistikbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selecttable/hovedtabellHjem.asp&KortnavnWeb=orbofrent.
- SSB (2011a) *Byggearealstatistikk, tabell 05808: Boliger og bruksareal til boliger* [Online]. Oslo: SSB. Tilgjengelig fra:
http://statbank.ssb.no/statistikbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selecttable/hovedtabellHjem.asp&KortnavnWeb=byggeareal [23.05 2011].
- SSB (2011b) *Folkemengde* [Online]. Oslo: SSB. Tilgjengelig fra:
<http://www.ssb.no/emner/02/01/10/> [04.05 2011].
- Steigum, E. (2006) Aktivabobler - kan og bør myndighetene gjøre noe? *MAGMA Fagartikler*, 1/2006.
- Stiglitz, J.E. (1990) Symposium on Bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, 4/1990, 13-18.
- Sørum, G. (2002) *Hus og bosetting på Vestvågøy*. Hovedfagsoppgave i arkeologi, Universitetet I Tromsø.
- Tiltnes, H.Å. (1988) Skånland: Økt boligslett og stadig høyere rentenivå. *Stavanger Aftenblad*, 02. juni, p.6.
- Vegsund, H.C. (2008) *Psykologi og boligmarkedet: hvorfor kan det være vanskelig å forutsi utviklingen i boligprisene?* Masteroppgave i samfunnsøkonomi, Universitetet i Oslo.
- Wifstad, Å. (1997) *Vilkår for begrepsdannelse og praksis i psykiatri*, Oslo, Tano Aschehoug.
- Wooldridge, J.M. (2009) *Introductory econometrics: a modern approach*, Mason, Ohio, Thomson South-Western.