

# **Boligpriser og norske konjunkturer**

- *en empirisk analyse av hvordan økonomisk utvikling har påvirket norske boligpriser i perioden 1850-2004*

**Mari Kristine Rørvik**

**Veileder: Professor Ola Honningdal Grytten**

Masterutredning i fordypningsområdet finansiell økonomi

**NORGES HANDELSHØYSKOLE**

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen innestår 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.

Jeg vil takke professor Ola Honningdal Grytten for strålende veiledning under arbeidet med oppgaven. Jeg ønsker også å takke Øyulf for flittig korrekturlesning gjennom semesteret. Til slutt ønsker jeg å rette en takk til alle andre som har hjulpet meg i arbeidet.

Jeg står selv ansvarlig for eventuelle feil eller mangler ved oppgaven.

Bergen, 24. mai 2007

Mari Kristine Rørvik

# Sammendrag

Denne oppgaven undersøker om konjunkturer har påvirket boligprisene i Norge i perioden 1850-2004. Mer spesifikt undersøker oppgaven om endringer i BNP gir seg utslag i tilsvarende endringer i boligprisen, og om konjunktursykelen gir seg uttrykk i en tilsvarende syklisk bevegelse i boligprisen.

Boligprisene avgjøres av tilbud og etterspørsel i boligmarkedet. På kort sikt er antallet boliger relativt stabilt, og endret etterspørsel er det som i størst grad påvirker boligprisene. Etterspørselen etter boliger bestemmes av flere forhold, som sysselsetting, lønnsutvikling og tilgang på kreditt. I høykonjunktur øker sysselsettingen og lønnsveksten, noe som gir positive forventninger til fremtiden. De fleste husholdninger er avhengige av kreditt når de kjøper bolig, og de positive fremtidsutsiktene gir grunn for bankene å gi høyere lån.

I analysen finner oppgaven at det er en svak sammenheng mellom produksjonsnivå og boligpriser i perioden sett under ett. De nominelle størrelsene ser ut til å følge hverandre tettere enn de reelle. Det er tegn på at boligprisene avhenger mer av den generelle prisutvikling enn av de realøkonomiske forholdene. Videre avhenger boligprisutviklingen mer av produksjonsnivået relativt til trendveksten, enn av de absolutte endringene i produksjonen. Relative endringer i produksjonen er altså viktigere for boligprisen enn de absolutte endringene.

Oppgaven finner at sammenhengen mellom produksjonsnivå og boligpriser har variert mellom kortere perioder. I periodene som dekker årene 1980-2004 synes sammenhengen spesielt sterk. I periodene før dette er sammenhengene mellom nominelle størrelsene sterkere enn for de reelle.

Det er vanskelig å påstå at realboligprisen på lang sikt skal være frikoblet fra den reelle produksjonen og de fundamentale forholdene i økonomien. I den historiske drøftelsen finner oppgaven imidlertid at flere andre faktorer har vært viktigere på kort sikt. Eksempler på slike faktorer er reguleringer i boligmarkedet, endringer i demografi, kredittmarked, pengemengde eller lovverk og psykologiske effekter. Dette innebærer at BNP-utviklingen kun er en delforklaring på utviklingen i boligprisene i perioden.

# Innhold

|  |           |
|--|-----------|
| <b>FORORD</b>  | <b>1</b>  |
| <b>SAMMENDRAG</b>  | <b>2</b>  |
| <b>INNHold</b>   | <b>3</b>  |
| LISTE OVER FIGURER   | 5         |
| LISTE OVER TABELLER  | 7         |
| <b>1. INNLEDNING</b>   | <b>8</b>  |
| <b>2. KONJUNKTURTEORI</b>  | <b>11</b> |
| 2.1 HVA ER KONJUNKTURER?   | 11        |
| 2.2 LEDENDE OG LAGGENDE INDIKATORER                                    | 14        |
| <b>3. BOLIGPRISER OG BOLIGPRISUTVIKLINGEN</b>                          | <b>16</b> |
| 3.1 HVA PÅVIRKER BOLIGPRISEN?  | 16        |
| 3.2 BOLIGPRIS OG ØKONOMISK AKTIVITETSNIVÅ                              | 19        |
| <b>4. DATA</b>   | <b>21</b> |
| 4.1 DATASERIENE  | 21        |
| 4.2 DETRENDING AV DATAMATERIALET                                       | 23        |
| 4.2.1 Valg av metode for detrending                                    | 23        |
| 4.2.2 Estimering av trend ved HP-filter                                | 24        |
| 4.3 GRAFISK FREMSTILLING   | 25        |
| <b>5. FORMULERING AV MODELL</b>  | <b>31</b> |
| 5.1 GENERELL MODELL  | 31        |
| 5.2 ÅRLIGE ENDRINGER I BOLIGPRISEN FORKLART VED ÅRLIGE ENDRINGER I BNP | 33        |
| 5.2.1 Reelle størrelser  | 33        |
| 5.2.2 Nominelle størrelser   | 33        |
| 5.3 SYKELUTSLAG I BOLIGPRISINDEKSEN FORKLART VED SYKELUTSLAG I BNP     | 34        |
| 5.3.1 Reelle størrelser  | 34        |
| 5.3.2 Nominelle størrelser   | 35        |
| 5.4 STATISTISKE TESTER   | 36        |
| 5.5 PERIODISERING AV DATAMATERIALET                                    | 38        |
| 5.5.1 Datering av konjunkturer   | 38        |
| 5.5.2 Konjunkturkronologi  | 39        |
| 5.5.3 Periodisering  | 40        |

|           |                                   |           |
|-----------|-----------------------------------|-----------|
| <b>6.</b> | <b>EMPIRISKE FUNN .....</b>       | <b>41</b> |
| 6.1       | RESULTATER FOR PERIODENE .....    | 41        |
| 6.1.1     | 1850-2004.....                    | 41        |
| 6.1.2     | 1859-1872.....                    | 46        |
| 6.1.3     | 1868-1881.....                    | 48        |
| 6.1.4     | 1877-1885.....                    | 51        |
| 6.1.5     | 1893-1907.....                    | 53        |
| 6.1.6     | 1903-1920.....                    | 55        |
| 6.1.7     | 1916-1923.....                    | 59        |
| 6.1.8     | 1919-1934.....                    | 62        |
| 6.1.9     | 1956-1984.....                    | 65        |
| 6.1.10    | 1980-1991 .....                   | 68        |
| 6.1.11    | 1987-2004.....                    | 72        |
| 6.2       | SAMMENDRAG AV EMPIRISKE FUNN..... | 76        |
| <b>7.</b> | <b>DRØFTING .....</b>             | <b>79</b> |
| <b>8.</b> | <b>KONKLUSJONER.....</b>          | <b>85</b> |
|           | <b>VEDLEGG.....</b>               | <b>86</b> |
|           | <b>LITTERATUR.....</b>            | <b>91</b> |

## Liste over figurer

|  |    |
|--|----|
| <i>Figur 1: Utvikling i norske boligpriser, 1985-2006.</i>   | 8  |
| <i>Figur 2: Konjunktursykelens faser</i>   | 13 |
| <i>Figur 3: Historisk utvikling i realboligprisen og produksjonsgapet.</i>   | 26 |
| <i>Figur 4: Referansesykel for reelt BNP og realboligprisen</i>  | 27 |
| <i>Figur 5: Årlige endringer i reelt BNP og realboligprisen.</i>   | 28 |
| <i>Figur 6: Årlige sykelutslag i reelt BNP og rea boligprisen.</i>   | 29 |
| <i>Figur 7: Tre års glidende gjennomsnitt av årlige sykelutslag i reelt BNP og realboligprisen.</i>  | 29 |
| <i>Figur 8: Tre års glidende gjennomsnitt for sykelutslag i nominelt BNP og nominell boligprisen.</i>  | 30 |
| <i>Figur 9: Utvikling i reelt BNP 1957-1983, nivåform og årlige endringer</i>  | 40 |
| <i>Figur 10: 1850-2004, Regresjonsplott: Årlige endringer i realboligprisen forklart ved endringer i reelt BNP samme år</i>                        | 42 |
| <i>Figur 11: 1850-2004, Regresjonsplott: Årlige endringer i nominelle boligpriser forklart ved endringer i nominelt BNP samme år.</i>              | 43 |
| <i>Figur 12: 1850-2004, Regresjonsplott: Årlige endringer i nominelle boligpriser forklart ved årlige endringer i nominelt BNP to år tidligere</i> | 43 |
| <i>Figur 13: 1850-1863, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP</i>   | 46 |
| <i>Figur 14: 1850-1863, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP</i>   | 46 |
| <i>Figur 15: 1868-1881, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP</i>   | 48 |
| <i>Figur 16: 1868-1881, Utvikling i nominelle boligpriser og nominelt BNP</i>  | 48 |
| <i>Figur 17: 1868-1881, Regresjonsplott: Årlige endringer i realboligprisen forklart ved årlige endringer i reelt BNP to år tidligere</i>          | 49 |
| <i>Figur 18: 1877-1888, Utvikling i realboligpris og reelt BNP</i>   | 51 |
| <i>Figur 19: 1877-1888, Utvikling i nominelle boligpriser og nominelt BNP</i>  | 51 |
| <i>Figur 20: 1877-1885, Regresjonsplott: Årlige endringer i realboligprisen forklart ved endring i reelt BNP samme år.</i>                         | 52 |
| <i>Figur 21: 1893-1907, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP</i>   | 53 |
| <i>Figur 22: 1893-1907, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP</i>   | 53 |
| <i>Figur 23: 1903-1920, Utvikling i realboligpris og reelt BNP</i>   | 55 |
| <i>Figur 24: 1903-1920, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP</i>   | 55 |
| <i>Figur 25: 1903-1920, Regresjonsplott: sykelutslag i nominell boligpris forklart ved sykelutslag i nominelt BNP samme år</i>                     | 57 |
| <i>Figur 26: 1916-1923, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP</i>   | 59 |
| <i>Figur 27: 1916- 1923, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP</i>  | 59 |
| <i>Figur 28: 1919-1934, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP</i>   | 62 |
| <i>Figur 29: 1919-1934, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP</i>   | 62 |

|  |    |
|--|----|
| <i>Figur 30: 1919-1934, Regresjonsplott, endring i nominell boligpris forklart ved endring i nominelt BNP</i>                        | 63 |
| <i>Figur 31: 1919-1934, Regresjonsplott: Sykelutslag i nominell boligpris forklart ved sykelutslag i nominelt BNP</i>                | 64 |
| <i>Figur 32: 1956-1984, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP.</i>  | 65 |
| <i>Figur 33: 1956-1984, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP.</i>  | 65 |
| <i>Figur 34: 1980-1991, Utvikling i realboligpris og reelt BNP.</i>  | 68 |
| <i>Figur 35: 1980-1991, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP.</i>  | 68 |
| <i>Figur 36: 1980 - 1991, Regresjonsplott: Sykelutslag i realboligprisen forklart ved produksjonsgapet 2 år tidligere</i>            | 70 |
| <i>Figur 37: 1987-2004, Utvikling i realboligpris og reelt BNP.</i>  | 72 |
| <i>Figur 38: 1987-2004, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP.</i>  | 72 |
| <i>Figur 39: 1987 - 2004, Regresjonsplott: Årlige endringer i realboligprisen forklart ved endringer i reelt BNP to år tidligere</i> | 73 |
| <i>Figur 40: 1850-2004, Utvikling i nominelt BNP og nominelle boligpriser. Indeks: 1850 = 100</i>                                    | 80 |
| <i>Figur 41: 1850-2004, Utviklingen i reelt BNP og realboligpriser. Indeks: 1850 = 100</i>   | 80 |

## Liste over tabeller

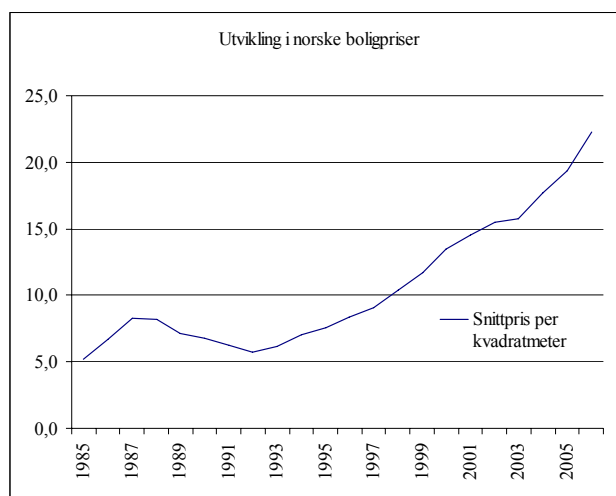
|   |    |
|---|----|
| Tabell 1: Konjunkturkronologi for Norge   | 39 |
| Tabell 2: Regresjons-perioder   | 40 |
| Tabell 3: Regresjonsresultater 1850-2004, Årlige endringer i reelle størrelser                    | 41 |
| Tabell 4: Regresjonsresultater 1850-2004, Årlige endringer i nominelle størrelser                 | 43 |
| Tabell 5: Regresjonsresultater 1850-2004, Sykelutslag i reelle og nominelle størrelser            | 44 |
| Tabell 6: Regresjonsresultater 1859-1872, Årlige endringer i reelle størrelser                    | 47 |
| Tabell 7: Regresjonsresultater 1859-1872, Sykelutslag i nominelle størrelser                      | 47 |
| Tabell 8: Regresjonsresultater 1868-1881, Årlige endringer i reelle størrelser                    | 49 |
| Tabell 9: Regresjonsresultater 1868-1881, Sykelutslag i nominelle størrelser                      | 50 |
| Tabell 10: Regresjonsresultater 1877-1885, Årlige endringer i reelle størrelser                   | 52 |
| Tabell 11: Regresjonsresultater 1893-1907, Årlige endringer og sykelutslag i nominelle størrelser | 54 |
| Tabell 12: Regresjonsresultater 1903-1920, Årlige endringer i nominelle størrelser                | 56 |
| Tabell 13: Regresjonsresultater 1903-1920, Sykelutslag i reelle størrelser                        | 57 |
| Tabell 14: Regresjonsresultater 1903-1920, Sykelutslag i nominelle størrelser                     | 58 |
| Tabell 15: Regresjonsresultater 1916-1923, Årlige endringer i nominelle størrelser                | 60 |
| Tabell 16: Regresjonsresultater 1916-1923, Sykelutslag i nominelle størrelser                     | 61 |
| Tabell 17: Regresjonsresultater 1919-1934, Årlige i nominelle størrelser                          | 63 |
| Tabell 18: Regresjonsresultater 1919-1934, Sykelutslag i nominelle størrelser                     | 64 |
| Tabell 19: Regresjonsresultater 1956-1984, Årlige endringer i reelle størrelser                   | 66 |
| Tabell 20: Regresjonsresultater 1956-1984, Sykelutslag i reelle størrelser                        | 67 |
| Tabell 21: Regresjonsresultater 1980-1991, Årlige endringer i reelle størrelser                   | 69 |
| Tabell 22: Regresjonsresultater 1980-1991, Sykelutslag i reelle størrelser                        | 70 |
| Tabell 23: Regresjonsresultater 1980-1991, Sykelutslag i nominelle størrelser                     | 71 |
| Tabell 24: Regresjonsresultater 1987-2004, Årlige endringer i reelle størrelser                   | 73 |
| Tabell 25: Regresjonsresultater 1987-2004, Sykelutslag i reelle størrelser                        | 74 |
| Tabell 26: Regresjonsresultater 1987-2004, Sykelutslag i nominelle størrelser                     | 75 |
| Tabell 27: Sammendrag av regresjonsresultater   | 76 |



# 1. Innledning

## *Bakgrunn*

De siste årene har norske boligpriser steget kraftig. Det debatteres stadig om denne økningen har bakgrunn i endringer i realøkonomien, eller om det er snakk om en bobleoppbygging. Forrige gang man så en boligprisøkning som kan sammenlignes med oppgangen man ser i dag, var tidlig på 1980-tallet. Den gangen, som nå, skjedde veksten i boligprisene samtidig som man var inne i en høykonjunktur. Fra 1987 til 1992 falt boligprisene, samtidig som økonomien var inn i en nedgangskonjunktur. Kontraksjonen i økonomien etter at it-boblen sprakk i starten av det 21. århundre gav seg også uttrykk i en dempet boligprisvekst. Det kan altså virke som om det er en sammenheng mellom konjunkturutviklingen og boligprisens utvikling. Denne oppgaven vil ta for seg om det faktisk finnes en slik sammenheng historisk sett.



*Figur 1: Utvikling i norske boligpriser, 1985-2006, målt ved nominell gjennomsnittspris per kvadratmeter. Kilde: EFF / NEF / Finn.no / Econ*

## *Problemstilling og avgrensning*

Oppgaven har som formål å undersøke hvordan aktivitetsnivået i økonomien har påvirket norske boligpriser i moderne tid. Den undersøker hvordan endringer i økonomiens samlede produktivitet har påvirket boligprisene over hele perioden, men også innenfor mindre perioder.

Perioden som undersøkes er årene fra 1850 frem til 2004. Før 1850 var Norge et utpreget primærnærings- og selvbergingssamfunn. Med hamskiftet i jordbruket på midten av 1800-tallet gikk økonomien mot å få et større innslag av markedsøkonomi. Med hamskiftet begynte byene for alvor å vokse og etter hvert bli tilholdssted for en større del av befolkningen<sup>1</sup>.

Boligprisindeksen er tidlig i perioden kun basert på boligprisutviklingen i de største byene. Utviklingen i boligprisindeksen blir derfor gjeldende for større deler av befolkningen utover i perioden. Det er grunn til å tro at boligmarkedet ikke fungerte like godt som aktivamarked før 1850. Perioden som analyseres avsluttes i 2004, noe som reduserer sjansen for at de siste observasjonene som studeres blir gjenstand for senere revisjon.

Boligpriser er i oppgaven målt ved boligprisindekser, som ser på prisutviklingen i boligmarkedet som helhet. Analysen vil se på sammenhengen mellom boligpriser i hele landet og det samlede produksjonsnivået. Analysen vil ikke se på spesifikke deler av markedet, som type bolig eller boligens geografiske beliggenhet.

Konjunkturer og økonomisk aktivitetsnivå er i oppgaven målt ved brutto nasjonalprodukt, BNP. Analysen vil ikke se direkte på hvordan andre mer spesifikke konjunkturmål, som for eksempel sysselsetting og industriproduksjon, påvirker boligprisene. Det er grunn til å tro at boligprisene både påvirker og påvirkes av konjunkturforløpet. Sammenhengen som analyseres her er om boligprisen påvirkes av utviklingen i økonomien som helhet, ikke omvendt. Analysen gjøres for hele perioden under ett, og innenfor mindre perioder i datamaterialet. Situasjonen i dagens boligmarked analyseres ikke, og det gjøres ikke forsøk på å forutsi fremtidig utvikling.

Oppgavens problemstillinger er følgende: Har norske konjunkturer påvirket boligprisene i perioden 1850-2004?

---

<sup>1</sup> Andelen som bodde i byer eller andre tettbygde strøk økte fra 15 prosent i 1850 til 35 prosent i 1900 (SSB)

### ***Metode***

For å undersøke og svare på oppgavens problemstilling benyttes enkel økonometrisk analyse og drøfting av de empiriske funnene. Dette innebærer en kvantitativ tilnærming til hvorvidt aktivitetsnivået i økonomien virker inn på boligprisene. Testene som foretas gjøres i et økonomisk-historisk perspektiv, og oppgavens modeller inngår som deler i et dynamisk metodeapparat.

### ***Disposisjon***

Oppgaven er disponert som følger. I kapittel to presenteres teori om hvordan aktivitetsnivået i økonomien utvikler seg over tid, og konjunkturteori. Det gis en definisjon på konjunkturer, og det presenteres teori om ledende og laggende konjunkturindikatorer. Kapittel tre gir en beskrivelse av boligmarkedet og boligprisenes drivere. Her presenteres forholdet mellom boligpriser og konjunkturutvikling, og resultater fra tidligere forskning. I kapittel fire gis en inngående beskrivelse av dataseriene som benyttes i oppgaven. Metode for å finne sykelutslag i dataseriene diskuteres og beskrives, og til slutt gis det en grafisk analyse av tidsseriene som benyttes i oppgaven.

Kapittel fem presenterer en generell modell for å teste sammenhengen mellom utviklingen i BNP og boligprisen, og videre fire modeller for å teste sammenhengen nærmere:

1. Årlige endringer i realboligprisen forklart ved årlige endringer i reelt BNP.
2. Årlige endringer i nominell boligpris forklart ved årlige nedringer i nominelt BNP.
3. Sykelutslag i realboligpris forklart ved produksjonsgap.
4. Sykelutslag i nominell boligpris forklart ved sykelutslaget i nominelt BNP.

I kapittel seks presenteres de empiriske funnene fra testene i det foregående kapittelet. Først drøftes resultatene for perioden sett under ett, hvorpå det ses på hver av underperiodene. Deretter oppsummeres funnene kort, før de drøftes i forhold til historiske omstendigheter. Konklusjoner fra analysen og drøftelsen følger i kapittel sju.

## 2. Konjunkturteori

I det følgende vil jeg gi en definisjon av konjunkturer og beskrive viktige begrep innen konjunkturanalyse, før jeg går inn egenskaper ved økonomiske variable som kan brukes som konjunkturindikatorer.

### 2.1 Hva er konjunkturer?

Konjunkturer kan defineres som svingninger i aktivitetsnivået i en økonomi, altså bevegelser i hvor mye som produseres og hvor stort press det er på økonomiens ressurser. Konjunktursvingninger kommer som resultat av, og innvirker på, flere forhold i økonomien. Gjennom forskning har man funnet at en del økonomiske variable ser ut til å samvariere med ledende eller laggende grad. En bedre forståelse av sammenhengene i de økonomiske svingningene kan øke muligheten for å forutsi økonomiens virkemåte og utvikling. For økonomiens aktører, være seg sentralbank, bank og kredittvesen, bedrifter eller privatpersoner, betyr dette økte muligheter for å handle mer rasjonelt i forhold til sine mål.

En konjunktursykel består av oppgang i aktivitetsnivå i flere deler av økonomien på omtrent samme tid, fulgt av en liknende nedgang i aktivitetsnivå, før det igjen øker. Mitchell og Burns "Measuring Business Cycles" (1946) har blitt et viktig arbeid innenfor empirisk konjunkturforskning. Mitchells definisjon av konjunktursykler fra "Business Cycles: The problem and its setting" (1927) innleder boken og er blitt en klassisk definisjon.

*"Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: A cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; They are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own."*

-Mitchell, 1927

Som det kommer frem av definisjonen, er konjunktursykelen karakterisert ved samvariasjon i en mengde økonomiske aktiviteter som til sammen speiler det økonomiske aktivitetsnivået. Til tross for at man her henviser til bruk av flere variable, er det blitt mest vanlig å benytte fluktuasjoner i brutto nasjonal produkt (BNP) i realtermer som mål. BNP måler verdien av alle varer og tjenester som produseres i et land, og er derfor den beste enkeltstående indikatoren. For anslag for samtidige konjunkturutslag benyttes andre variable<sup>2</sup>. Dette fordi BNP tallene publiseres relativt sent og gjerne blir revidert lenge i ettertid.

Som definert skjer ekspansjoner og etterfølgende kontraksjoner i økonomisk aktivitet gang på gang, men de kan ikke sies å være periodiske. Både varighet og utslag varierer. I definisjonen forutsettes varigheten å være minst fem kvartal, men ikke lenger enn 10-12 år. En resesjon kan på liknende måte bety en mindre kontraksjon i økonomisk aktivitet, eller noen ganger en alvorlig depresjon. Konjunktursykler er fenomen som oppstår i markedsøkonomier med private aktører og fri produksjons- og prisdannelse. Alle land med denne typen økonomi opplever konjunktursykler med de samme karakteristika, men samvariasjonen mellom de ulike landenes konjunkturer varierer.

Lucas (1977) definerer konjunkturer som avvik mellom økonomiens aktivitetsnivå og dens langsiktige trendvekst. Trenden fanger her opp økonomiens produksjonspotensial, det vil si den produksjonen som ville blitt realisert dersom alle lønninger og priser var fleksible. Under høykonjunktur har man et positivt avvik, og økonomien produserer mer enn det langsiktig trendvekst i økonomien tilsier. Dette omtales som positivt produksjonsgap. Under lavkonjunktur synker produksjonen under langsiktig trend, og man får negativt produksjonsgap.

Det brukes to forskjellige standarder for å måle konjunktursykler: Klassiske sykler og vekstsykler. Konjunkturfasene for de to er presentert i figur 2 på neste side. Klassiske sykler brukes som standard i amerikansk forskning, og daterer konjunkturtopper og -bunner der hvor

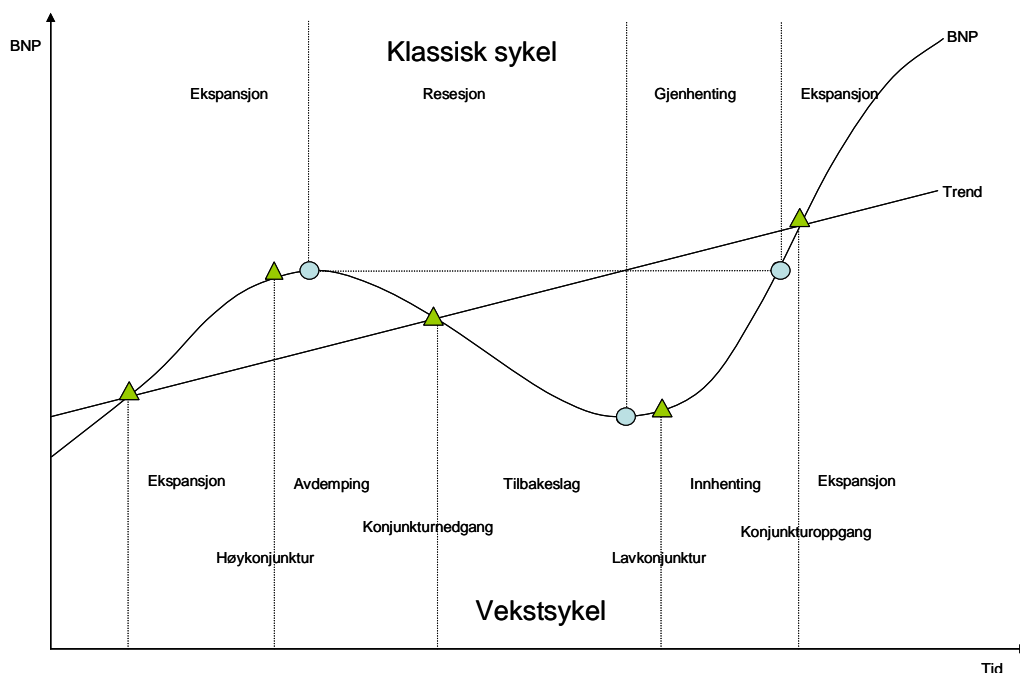
---

<sup>2</sup> Se for eksempel Koenig, 2002

aktivitetsnivået når høyeste og laveste punkt. For å kunne snakke om en nedgangskonjunktur må det samlede aktivitetsnivået falle.

Den europeiske standarden er å benytte seg av vekstsykler for datering av konjunkturer. I vekstsykler finnes toppene og bunnene der hvor avstanden mellom trend og sykel er størst. I periodene der faktisk serie ligger under trenden har man lavkonjunktur, mens en høykonjunktur kjennetegnes ved at faktisk serie ligger over. Konjunkturedgang er regnet fra konjunkturtopp til -bunn, mens konjunkturoppgang er periodene regnet fra konjunkturbunn til -topp (Benedictow, 2005). Vekstsykel-standarden tar altså hensyn til relative endringer i veksten, mens klassiske sykler kun tar hensyn til absolutte. Som det kommer frem av figur 2, kan bruk av de to forskjellige målestandarder gi forskjellige resultater for det samme datamaterialet.

I analysedelen vil jeg både ta i bruk produksjonsgap og absolutte endringer for å se på sammenhenger mellom boligprisene og aktivitetsnivå. Underperiodene som analyseres deles inn på bakgrunn av konjunkturer. Det benyttes en metode som bruker en mellomting mellom klassisk sykel og vekstsykel for å lage konjunkturkronologien. Metoden går ut på å finne periodene der vekst i årlig BNP har ligget under ett visst prosentmål for å identifisere resesjoner.



Figur 2: Konjunktursykelens faser

## 2.2 Ledende og laggende indikatorer

Som beskrevet i forrige delkapittel er konjunkturer karakterisert ved samvariasjon i en mengde økonomiske aktiviteter og størrelser. Faktisk er det slik at de fleste økonomiske tidsserier viser tegn til syklisk oppførsel. Mitchell og Burns' forskning viste at enkelte størrelser ser ut til å samvariere med BNP i stor grad, men at de gjerne når toppnivå noe tidligere eller senere. Disse kan ses på som henholdsvis ledende eller laggende indikatorer for konjunkturutviklingen. Andre variable viser ikke like stor samvariasjon og er mer tilfeldige. Hvor gode indikatorene er til å forutsi konjunkturutviklingen avhenger først og fremst av tre egenskaper; volatilitet i forhold til reelt BNP, korrelasjon med reelt BNP og persistens (Sørensen og Whitta-Jacobsen 2005).

### **Volatilitet**

Volatiliteten til en variabel,  $x$ , viser hvor mye variabelen varierer iløpet av en sykel. Variabelens standardavvik relativt til standardavviket til BNP kan brukes som mål på volatilitet. Høyt standardavvik tilsier store og hyppige svingninger i datamaterialet, og høy volatilitet betyr at variabelen svinger mye i forhold til BNP. Empirisk finnes standardavviket,  $s_x$ , av en serie observasjoner av variabelen  $x_t$ , for tidsintervallet  $t = 1, 2, \dots, T$  ved:

$$s_x = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (1)$$

hvor  $x_t$  er observert verdi på tidspunktet  $t$ , og  $\bar{x}$  er gjennomsnittsverdien av alle  $x_t$  i perioden.

### **Korrelasjon**

Korrelasjon viser i denne sammenheng til i hvilken grad den sykliske komponenten av den økonomiske variabelen,  $x_t$ , varierer i samme retning som den sykliske komponenten i BNP.  $Corr(x_t, BNP_t)$  er den lineære korrelasjonskoeffisienten til et utvalg observasjoner av reelt BNP, notert ved  $BNP_t$ , og den økonomiske variabelen,  $x_t$ .  $Corr(x_{t-n}, BNP_t)$  signifikant forskjellig fra

null, og større verdi enn  $Corr(x_t, BNP_t)$ , betyr at variabelen  $x$  leder an i veksten av BNP med  $n$  perioder.

### ***Persistens***

Med persistens menes at variabelen ikke antar tilfeldige verdier, men at verdien av observasjonen av variabelen  $x_t$  på tidspunktet  $t$  avhenger av verdien på variabelen perioden før og etter,  $x_{t-1}$  og  $x_{t+1}$ .



### 3. Boligpriser og boligprisutviklingen

Størrelse, standard, beliggenhet og utsikt er bare noen av de avgjørende variable for prisen på en bolig. I denne dette kapittelet presenteres ulike drivere for boligprisen, og sammenhengen mellom boligprisutvikling og økonomisk aktivitetsnivå.

#### 3.1 Hva påvirker boligprisen?

I en markedsøkonomi bestemmes boligprisene av tilbudet av og etterspørselen etter boliger. På kort sikt er tilbudet av boliger relativt stabilt, og det er først og fremst endringer i etterspørselen som bestemmer prisendringene. Det tar lang tid å planlegge, få tillatelse til bygg og bygge nye boliger, og i forhold til den totale boligmassen er nybyggingen per år lav.<sup>3</sup> Høyere etterspørsel på kort sikt vil drive boligprisene opp, slik at prisene stiger. Økte boligpriser vil igjen føre til at det settes i gang flere boligprosjekt, slik at man på lengre sikt vil få et økt tilbud. Dersom etterspørselen har falt tilbake når de nye boligene står ferdig, vil dette føre til et negativt press på boligprisene. På samme måte kan lavere etterspørsel i en periode føre til færre planlagte bygg, og tilsvarende lavere tilbud over tid.

#### ***Bolig som investeringsobjekt***

En faktor som gjør markedet mer komplisert, er den store spredningen i hvilke behov som boligen dekker. På den ene siden er bolig en nødvendighet, på den andre siden et mulig investeringsobjekt, på den tredje siden et sosialt signal og en identitetsskaper (Franck 1999). For en husholdning er boligkjøp en stor finansiell beslutning, ettersom prisen ofte utgjør flere ganger husholdningens årsinntekt. Ved stabil prisutvikling med forutsigbar tidstrend vil boligkjøperne kunne vite hva utviklingen i prisene i boligmarkedet blir. Muligheten for sterk prisøkning kan bidra til spekulasjon i prisoppgang. Ettersom det her er snakk om viktige investeringer, hvor kjøpere setter sparepenger og lånt kapital på spill, trenger det ikke en gang å være spekulative

---

<sup>3</sup> Den lave nybyggingsraten kan illustreres ved at det totale antall boliger i Norge 1. januar 2006 var 2 214 770, hvorav kun 139 233 (6,3 prosent) var bygget etter 2001 (SSB).

investorer tilstede for å dra opp prisene (Andersen, 2005). Dersom det setter seg en forventning om høy prisvekst i markedet vil kjøperne forsøke å overby hverandre (samtidig med tro på gevinst), og prisene øker.

Boligkjøp er for mange også en viktig identitetsskaper. Det er ikke bare boligens størrelse og utforming som er viktig, men også nabolag og nærhet til goder som er viktige for kjøperen. Internasjonalt har Chesire and Shepard (1998) systematisk vist at enkelte av boligens egenskaper, som beliggenhet og areal, er klare luksusegenskaper. Luksusgoder er kjennetegnet ved at konsumentene er villige til å betale ekstra for egenskaper som ikke er nødvendige for godets dekning av det primære behovet. Konsumet kjennetegnes derfor også av en etterspørsel som øker gradvis ved høyere betalingsevne, men synker kraftig ved lavere betalingsevne.

### ***Byggekostnader og tomtepris***

Byggekostnader og tomtepris er to av de viktigste faktorene for kostnadene knyttet til nybygging av boliger. I perioder med stor etterspørsel og høy nybyggingsrate, øker presset på ressursene. Presset virker for eksempel inn på lønn i byggebransjen, priser på material og tomtepriser i ettertraktede områder. For brukte boliger vil prisen av tomteareal og beliggenhet ligge innbakt.

### ***Betalingsevne***

Boligprisene avhenger i stor grad av betalingsevnen i økonomien. Betalingsevnen avhenger igjen av husholdningenes inntekt og mulighet til finansiering ved lån. Ettersom bolig er en stor finansiell investering, er de fleste husholdninger avhengig av tilgang på lån for å kunne finansiere kjøp. For å betjene disse lånene brukes inntekten til å betale renter og avdrag, og ved økt inntekt øker muligheten til å kjøpe bolig til høyere pris. Lønnsutviklingen får slik mye å si. Dersom det er gode tider i økonomien, med høy sysselsetting og økt kjøpekraft, kan dette øke mulighetene for høyere boligpriser. Dette avhenger selvsagt av om kjøperne velger å bruke denne økte kjøpekraften på bolig. Ved nedgangstider, lavere sysselsetting og svak lønnsutvikling vil man kunne få motsatt effekt med fall i boligprisene.

Kredittmarkedsforhold også viktig. Husholdningene er avhengige av bankenes vilje og mulighet til å utstede boliglån. Nye låneprodukter og endringer i avdragsprofiler vil også gi endringer i

utgiftene knyttet til lånene, og dermed også husholdningenes muligheter til å betjene høyere lån. Ved økt mulighet for lån kan husholdningen låne mer og boligprisene øke. Motsatt kan lavere lånetilbud gi lavere boligprisvekst, eller stagnasjon i boligprisene.

### ***Demografi***

Endringer i samfunnets demografi kan være med å forklare endringer i boligprisen. Eksempler på dette kan være endringer i alderssammensetning, samlivssituasjon, størrelse på husholdningene, flyttemønster, yrkesvalg eller utdanning. Slike demografiske endringer vil igjen kunne føre til endringer i husholdningenes behov og hvilke typer boliger som blir etterspurt. Dersom byggenæringen ikke ser disse endringene i forkant kan endringene i husholdningenes sammensetting skje raskere enn endringene i boligmassen, noe som igjen vil gi press på enkelte typer bolig og ulik prisutvikling i markedet. Et eksempel på dette er de siste årenes store økning i pris på mindre leiligheter, som kommer samtidig med veksten i én-personshusholdninger (Røed Larsen 2005). Demografiske forhold som bidrar til dette er blant annet senere etablering med familie og økt skillsmisserate.

### ***Reguleringer og skattesystem***

Reguleringer i boligmarkedet kan gjøre at prismekanismer i markedet settes ut av spill. Slike reguleringer kan for eksempel være beskrankninger på muligheten til å bygge enkelte typer boliger, tilgodeseelse av enkelte kjøpergrupper via skattesystemet, pridfrysing eller gjennom regulering av kredittmarkedet.

Skattesystemet kan også virke som en regulering i markedet (OECD 2004). Ved å beskatte kjøp og gevinst ved omsetting av hus og leiligheter øker transaksjonskostnadene, og boligmarkedet blir mindre likvid enn det kunne vært. Disse skattene er blant annet ment å minske potensiell gevinst ved spekulativ investering i boligmarkedet. Samtidig kan skattesystemet benyttes til å tilgodese boligeiere og kjøpere som kjøper for å bo i stedet for å investere. Et eksempel på dette er forskjellen i beskatning på gevinst ved salg av boliger hvor eieren har bodd i mer enn ett år i forhold til boliger som har vært brukt til utleie.

## 3.2 Boligpris og økonomisk aktivitetsnivå

Boligmarkedet virker inn på den økonomiske aktiviteten gjennom to hovedkanaler: bygge- og anleggssektoren og husholdningenes etterspørsel. En rask økning i etterspørsel etter boliger vil drive prisene på eksisterende boliger opp. Dersom boligprisene øker mer enn kostnadene ved bygging kan nye boligprosjekter bli mer lønnsomme enn tidligere, og boliginvesteringene øker. Tidligere forskning har vist at bygge- og anleggssektoren og boliginvesteringene er utsatt for betydelige konjunktursvingninger, og at sektoren avhenger av endringer i boliginvesteringene (Husebø 2005).

Finansiering av nybygg gjøres oftest ved opplåning med sikkerhet i eiendommen, og avhenger derfor av den fremtidige verdien på det ferdige bygget. Ved endringer i boligprisen vil den fremtidige verdien endres, og kredittinstitusjoner og lånegivere kan tilby lån som gjenspeiler den nye verdien. Dersom boligprisene øker vil finansieringsmuligheten øke, mens et fall i fremtidig verdi vil bety innstramning i kreditt. Ved fall i boligprisene vil det altså bli vanskeligere å få finansiering til nye prosjekt. Dette vil igjen framtvinge kutt i byggeaktiviteten.

Boligprisendringer virker inn på husholdningenes formue gjennom endringer i andelen av boligen som er egenkapital, og derav også husholdningenes mulighet til å låne. Endringer i boligprisene får slik en effekt på husholdningenes etterspørsel etter konsumvarer, investeringer og kreditt. Vekst i privat konsum finnes av OECD å korrelere med endringer i norske realboligpriser, med en koeffisient på rundt 0,55 (OECD Economic Outlook 2005, figur IV.3). De enkelte husholdningenes muligheter for lånefinansiering avhenger av den finansielle stillingen eller sikkerheten som kan stilles for lånet. Ved boligprisøkning vil de som eier egen bolig oppleve at formuen øker. I neste omgang kan større egenkapital brukes som økt sikkerhet og tas ut som lån med sikkerhet i boligen. Denne økte kreditten kan så benyttes til økt forbruk eller økte investeringer. Endrede boligpriser kan slik påvirke tilbuds- og etterspørselsforholdene i økonomien gjennom bedriftenes og husholdningenes muligheter for lånefinansiering. Denne kanalen ble av Bernanke og Gertler (1999) funnet å være den viktigste forbindelsen mellom formuespriser og realøkonomi (Langbraathen 2001).

Brukes kreditten til økte investeringer, som reinvestering i boligmarkedet, kan boligprisene presses videre opp. Mulighetene for kreditt øker, og man kan få bobletendenser hvor prisene mister kontakt med de underliggende verdiene i boligene. En boble i finansielle aktiva, som for eksempel boliger, vil før eller siden sprekke, og gi fall eller utflating i prisene. Fall i prisene fører til mindre sikkerhet for bankene, og vil dermed gi synkende kreditttilbud. Dette kan medvirke til videre fall i boligmarkedet. Fallet i boligprisene kan også gi seg utslag på forbruksmønsteret, ettersom husholdningenes formue og muligheter for lån med sikkerhet i boligen blir mindre. Et kraftig fall i boligprisene kan på denne måten forsterke og forlenge et konjunkturtilbakeslag.

For personer som ikke er inne på markedet vil en oppgang i boligprisene og leiepriser føre til lavere disponibel inntekt. Et innskrenket økonomisk handlingsrom skulle tilsi at de kjøper mindre av godet bolig. Andersen (2001) finner derimot at førstegangsetablerere helst hopper på boligmarkedet i oppgangskonjunkturer, og at andelen av førstegangsetablerere følger konjunktturene. Årsakene for dette kan være mange, men det er grunn til å tro at hver enkelt aktør ser det som best å kaste seg på oppgangen slik at de kan investere i bolig relativt rimelig, og ikke går glipp av prisstigningen. Samtidig kan en økning i boligprisene generelt gi forventninger om enda høyere fremtidig pris, også for førstegangsetablerere. Et liknende resonnement med negativt fortegn kan benyttes i nedgangskonjunkturer.

Empirisk ser det også ut som om boligprisen og aktivitetsnivå har en sammenheng. Det er imidlertid forskjell i hvilke resultater som finnes. Norske boliginvesteringer ble av Husebø og Wilhelmsen (2005) for perioden 1982-2003 funnet å lagge den økonomiske aktiviteten med ett til to kvartal, samtidig som det i OECD Economic Outlook, "Housing markets and the business cycle" finnes at boligprisen lagger aktivitetsnivået med opp til to år. For amerikanske data for perioden 1948-2001 finner Davis and Heathcoate (2005) at boliginvesteringer leder an i konjunkturforløpet, mens aktivitetsnivået i bygge- og anleggsektorens topper seg like etter det samlede aktivitetsnivået (Benedictow og Johansen 2005). Det samme finner Kydland og Prescott (1990) for amerikanske data i perioden 1954-1989.

## 4. Data

### 4.1 Dataseriene

I analysen vil oppgaven se på utviklingen i boligpriser og økonomisk aktivitetsnivå i perioden 1850 til 2004. Som mål på boligprisene vil jeg benytte en boligprisindeks, og som mål på økonomisk aktivitetsnivå benyttes BNP. Tidsseriene som brukes i analysen er hentet fra Norges Banks monetære historikk (2003), kapittel 3, 6 og 9. Norges Banks monetære historikk er resultatet av et prosjekt med mål å konstruere lange tidsserier av høy kvalitet for en del makroøkonomiske størrelser, og inneholder de mest pålitelige tidsseriene for hele perioden sett under ett. Disse seriene er delvis basert på samtidige kilder, og delvis konstruert. I det følgende vil jeg gå inn på hvorfor de enkelte seriene er valgt, og hvordan seriene er oppbygd.

#### ***Brutto nasjonalprodukt***

Som mål på økonomisk aktivitetsnivå kan man bruke en rekke indikatorer, være seg sysselsetting, detaljhandel eller industriproduksjon. I denne oppgaven benyttes bruttonasjonalprodukt, BNP. Et lands BNP er verdien av produserte varer og tjenester i landet, som omsettes i markedet. Produksjonen endres over tid, og man kan se på denne produksjonen som et mål på den aggregerte aktiviteten i økonomien. BNP er slik et naturlig hovedmål på konjunkturutviklingen i økonomien. Det kan imidlertid være vanskelig å måle, og blir ofte revidert i ettertid.

Tidsserien som brukes i analysen er presentert i kapittel seks i Norges Banks Monetære Historikk og er utarbeidet av professor Ola H. Grytten. For perioden 1830-1865 er serien beregnet på bakgrunn av empiriske observasjoner og samtidige kilder. Fra 1865 er disse verdiene kjedet med SSBs beregnede BNP, som er basert på de offisielle nasjonalregnskapene, og fra 1970 og utover benyttes revidert nasjonalregnskap (Grytten 2003).

Både nominelt og reelt BNP for perioden er presentert i kapittelet. Nominelt BNP er definert som verdien av varer og tjenester som er produsert i økonomien iløpet av et år, hvor verdien ikke er

justert for inflasjon. Reelt BNP er nominelt BNP justert for prisstigning, slik at det kun er endringer i den underliggende verdien av produksjonen som teller.

### ***Boligprisindeks***

For å finne et godt mål på boligprisutviklingen generelt brukes et vektet gjennomsnitt av solgte boliger, en boligprisindeks. Boligprisindeksen som benyttes er hentet fra kapittel ni av Norges banks monetære statistikk, og er utarbeidet av Øyvind Eitrheim og Solveig K. Erlandsen. Indeksen dekker perioden fra 1819 til 2003, og er bygget opp på bakgrunn av registrerte nominelle salgspriser i fire av de fem største norske byene; Oslo, Bergen, Trondheim og Kristiansand (Eitrheim 2003). Metoden som er benyttet i oppbygningen er vektet gjensalgsmetode. Fra 1841 til 1867 er indeksen basert på salg i Bergen og Oslo, hvorpå 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.

Indeksen som benyttes gir årlige målinger for det nominelle boligprisnivået. Det ville vært interessant med kortere intervall, men slike statistikker for Norge går ikke lenger tilbake enn til 1985. I analysen vil jeg også se på sammenhengene mellom realøkonomien og reell boligpris. Den reelle boligprisindeksen er her definert som nominell boligprisindeks deflatert med konsumprisindeksen.

Konsumprisindeksen som benyttes er hentet fra i kapittel tre i den monetære historikken. Denne indeksen er utarbeidet av professor Ola H. Grytten og går helt tilbake til 1516. Frem til 1871 er indeksen konstruert, og i hovedsak basert på data fra Ingvar Wedervangs historiske arkiver på Norges Handelshøyskole. Denne nye indeksen er fra 1871 kjedet med konsumprisindeksen fra SSB (Grytten 2003).

## 4.2 Detrending av datamaterialet

Som beskrevet i konjunkturteoridelen kan man se på aktivitetsnivået i en økonomi som produktet av en langsiktig trendkomponent, et sykel- og sesongutslag samt et feilledd, det vil si endringer som ikke lar seg forklare ved modellen. Den sykliske komponenten fanger fluktasjoner i dataserien som er assosiert med konjunktursykel, mens trendkomponenten beskriver langsiktig økonomisk vekst. Mange økonomiske tidsserier ser ut til å følge en slik utvikling, og det er interessant å se om det er sammenheng mellom avvikene i økonomien som helhet og for boligprisen. Etersom sykelutslaget beregnes som avviket mellom observert verdi og trend, blir valg av metode for trendberegning viktig.

### 4.2.1 Valg av metode for detrending

I klassisk konjunkturteori antas den underliggende vekstkomponenten å være deterministisk. Det vil si at vekstkomponenten er den samme gjennom hele perioden, og at aktivitetsnivået til enhver tid vil søke tilbake til et gitt likevektspunkt. I henhold til denne teorien ble trendkomponenter typisk modellert som lineære i tiden frem til 1980-tallet (Bjørnland 2002). Dette er en enkel måte å beregne trenden på, men den tar ikke hensyn til eventuelle endringer i trend over tid.

Realkonjunkturteorien som vokste frem i kjølvannet av Kydland og Prescotts arbeider sier imidlertid at trenden endres stokastisk som følge av tilbudssidesjokk, og krever derfor en annen type trendberegning. Her endres trendkomponenten med tilbudssidesjokk som beveger en loddrett AS-kurve med mer eller mindre jevne mellomrom. For å finne sykelutslaget i en slik modell må trendkomponenten til enhver tid fange opp endringene i AS-kurven.

Det er utviklet flere alternative metoder for beregning av trend og produksjonsgap. Disse diskuteres stadig i faglitteraturen, og det er vanskelig å se om noen gir mye bedre resultat enn andre. I denne oppgaven benyttes Hodrick-Prescott-filteret (HP-filter) for å beregne trenden. HP-filteret benytter kun informasjon som finnes i tidsserien for å beregne trenden (univariat metode), og er enkelt i bruk. Bjørnland (2004) finner at trend og sykelutslag beregnet ved HP-filteret for norske data blir tilnærmet likt trend og sykelutslag beregnet med mer kompliserte metoder.



Filteret er blitt standard i litteraturen, og hos blant annet SSB og Norges Bank. Man må imidlertid være oppmerksom på svakheter ved filteret.

#### 4.2.2 Estimering av trend ved HP-filter

Hodrick-Prescot-filteret er en algoritme for å finne trendkomponenten i tidsserie, definert som glattede verdier av tidsserien. Filteret tillater trenden å variere over tid, og minimierer variasjoner i trenden samtidig som den minimerer avvikene mellom trend og observert verdi i serien. Formelt kan dette uttrykkes som at man minimerer følgende likning:

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

hvor  $y$  er observasjonen på tidspunkt  $t$  og  $d$  er trendkomponentene på tidspunkt  $t-1$ ,  $t$  og  $t+1$  funnet ved bruk av filteret. Første del av uttrykket er det kvadrerte avviket mellom observasjon og trend, den andre uttrykker variasjoner i trenden.  $\lambda$  gir den relative vekten man velger å legge på å minimere variasjoner i trenden i forhold til avvik mellom trend og observert avvik.  $\lambda=0$  gjør at trenden settes lik observasjonen. Dersom man derimot lar  $\lambda$  gå mot uendelig vil trenden estimeres til å være lineær. Kydland og Prescott fant at  $\lambda=1600$  gir gode resultater for amerikanske kvartalsdata for reelt BNP. SSB har funnet at en langt høyere verdi, 40 000, gir bedre prediksjoner for norske kvartalsdata. På årsbasis er det vanlig å bruke verdier fra 100 til 400 (Rabl, 2005). I beregningene av trendkomponenten vil jeg benytte  $\lambda=100$  og en algoritme som er skrevet av Kurt Annen.

Filteret er som beskrevet relativt enkelt i bruk, men har enkelte svakheter og er hyppig kritisert. Ettersom filteret er tosidig benyttes observasjoner før og etter tidspunktet  $t$  til å beregne trendkomponenten på tidspunktet  $t$ . På starten og slutten av utvalget finnes det imidlertid ikke tidligere eller fremtidige observasjoner, og trendkomponenten vil kun finnes på bakgrunn av faktisk produksjon og fremtidig eller tidligere trend. Filteret går derfor mot å bli ensidig i stedet for tosidig avhengig av observasjonene, og avvikene som finnes i endepunktene vil derfor avhenge i større grad av faktisk observasjon enn i resten av utvalget.

Glattingsparameteren  $\lambda$  settes på forhånd av analysen, og forskjellige verdier gir forskjellige lengder på konjunktursyklene. Slik kan valget få innvirkning på resultatene man finner. En riktig verdi vil avhenge av økonomien man ser på, situasjonen den er i og hvilken hensikt man har med analysen.

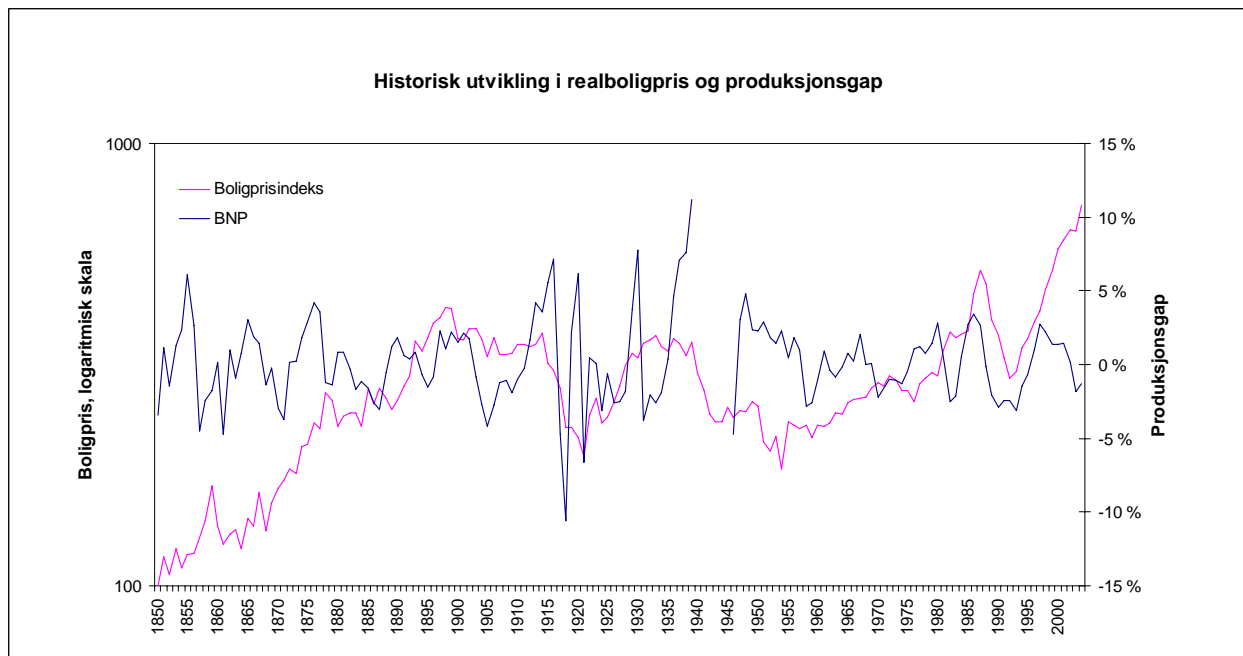
To andre problem er også at HP-filteret kan påvise konjunktursykler i dataene enda disse ikke er tilstede, og at det ikke fanger opp strukturelle endringer i tidsseriens trend. Lengre nedgangskonjunkturer kan for eksempel finnes å inneholde kortere sykler. Med strukturelle endringer menes her at plutselige endringer i økonomiens forutsetninger eller virkemåte gjør at trendveksten endres raskt, uten at tidligere trendvekst har noe å si. Avviksgapet vil for hele perioden kunne komme ut feil ettersom man til enhver tid tar hensyn til tidligere og senere observasjoner.

Et vanlig ankepunkt mot å bruke HP-filteret for å finne potensiell produksjon er at det ikke basert på økonomisk teori, og at det er en rent mekanisk metode for å finne potensiell produksjon i økonomien. Det tas for eksempel ikke hensyn til hva potensiell produksjon defineres som. Potensiell produksjon defineres av Masi (1997) som *"den maksimale produksjonen økonomien kan opprettholde uten inflasjonspress"* (Rabl 2005). Det kan derfor altså stilles spørsmål til hvorvidt filteret gir korrekte anslag.

### 4.3 Grafisk fremstilling

Figur 3 viser den historiske utviklingen i reelle boligpriser og konjunkturutslagene i reelt BNP. I perioden fram mot 1900 kan det se ut som om en konjunkturtopp i økonomien til en viss grad følges av kraftigere vekst og topp i realboligprisen. I 1899 faller boligprisene kraftig, og flater deretter ut samtidig som økonomien går inn i en nedgangskonjunktur. Under og etter første verdenskrig er det store svingninger i det økonomiske aktivitetsnivået, og i samme periode faller realboligprisen kraftig. Deretter øker realboligprisen samtidig som økonomien opplever hyppige konjunktursvingninger. Under andre verdenskrig og på 1950-tallet faller boligprisene. Etter dette vokser boligprisene forsiktig, før man ser en sterk vekst frem mot 1987. Det er slående at en

stadig sterkere utvikling i boligprisene i denne perioden faller sammen med en lengre periode med jevnt god vekst i økonomien. Fallet i realboligprisene fra 1987 varte frem til 1992, og utgjorde over 40 prosent. I samme periode var økonomien inne i en kraftig nedgangskonjunktur. Bedringen utover 1990-tallet ble fulgt av ny sterk vekst i boligprisene.

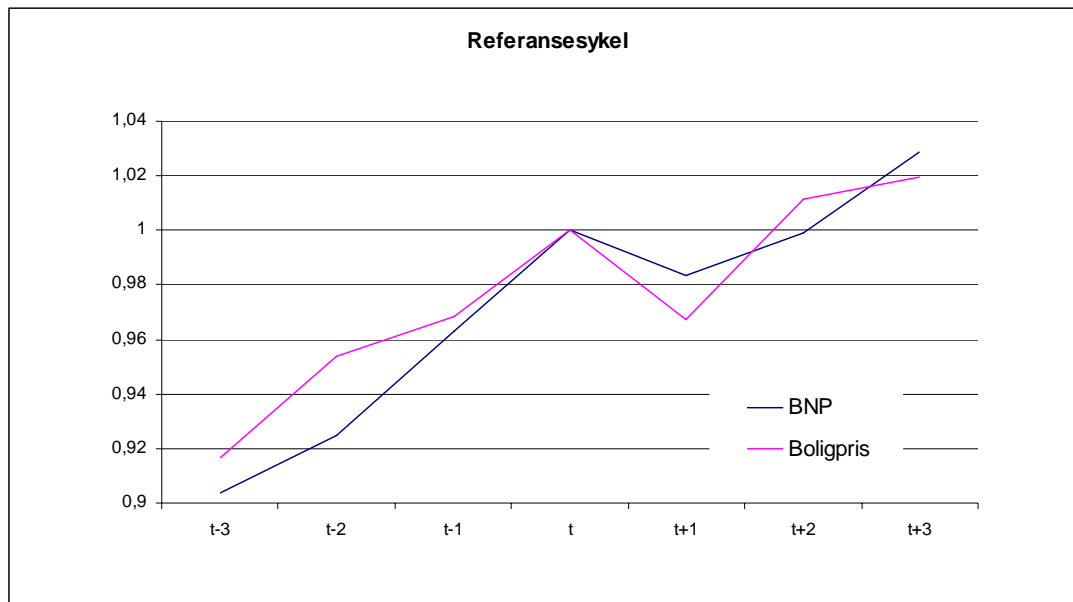


Figur 3; Historisk utvikling i realboligprisen og produksjonsgapet. Boligprisen er indeksert med verdi 100 i 1850, og det benyttes logaritmisk skala. Produksjonsgap fremstilles ved avvik fra HP-trend.

Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger.

En metode som kan brukes til å undersøke konjunkturtopper, og hvordan andre variabler beveger seg i forhold til disse, er Burns-Mitchell-diagram. Denne metoden ble først presentert av Burns og Mitchell i 1947. Metoden består i å finne de sykliske toppene i datamaterialet for reelt BNP. For hvert av toppunktene hentes data for verdien av reelt BNP ti kvartal før toppunktet, toppnoteringen og verdien for ti kvartal etter toppunktet (21 kvartal tilsammen). For hver av periodene normaliseres verdien av alle observasjonene i forhold til toppunktet, som gis verdien 1. Videre beregnes gjennomsnittet for hvert enkelt kvartal, og disse rapporteres i diagrammet (Burda og Wyplosz 2001, se vedlegg 5 for beregninger). Ettersom datamaterialet kun har årlige målinger, presenteres det her et diagram med tre observasjoner før og tre observasjoner etter toppunktet. Til sammen benyttes det altså en periode på tilsammen sju år for å beskrive gjennomsnittssykelen. Den samme metoden kan benyttes til å se på hvordan boligprisen beveger

seg i forhold til BNP i samme perioden. Resultatene av en slik analyse på hele perioden finnes i figur 4:



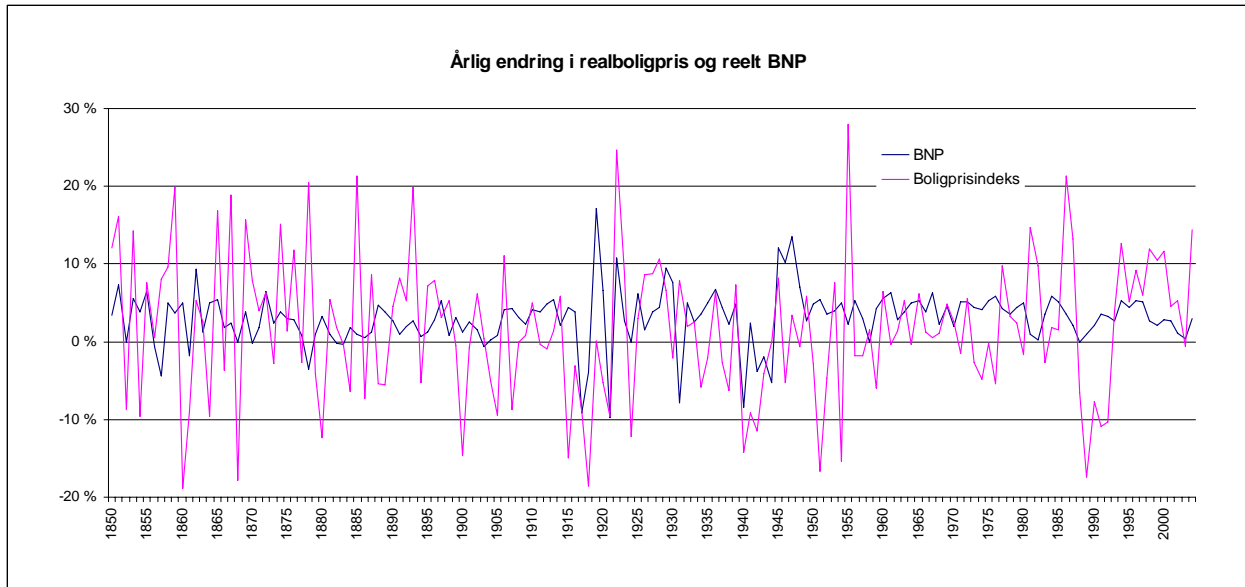
Figur 4; Referansesykel for reelt BNP, og realboligprisens gjennomsnittlige bevegelse over toppunkt i konjunktursyklusen.

Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger (vises i vedlegg 5)

Figur 4 viser at toppene i reelt BNP i gjennomsnitt faller på samme tidspunkt som topper i boligprisen. Den viser også at boligprisene etter en topp i BNP i gjennomsnitt faller mer enn BNP. Denne metoden er imidlertid svært teoretisk, og det er vanskelig å trekke konklusjoner på bakgrunn av en slik gjennomsnittsberegning for data som spenner over mer enn 150 år. Gjennom perioden har det skjedd store endringer i økonomien, i mekanismene som tilsier at boligprisen henger sammen med BNP og i hvilken betydning disse har.

Figur 5 viser de årlige endringene i reelt BNP og reelle boligpriser. Det kommer klart frem at boligprisene er langt mer volatile enn BNP. Særlig gjelder dette perioden fra 1850 og frem til 1915, perioden 1945-1955 og perioden etter 1970. Noe av variasjonen tidlig i datamaterialet kan skyldes måten indeksen er bygget opp. Frem til 1867 er indeksen kun bygget på tall fra Oslo og Bergen, hvorpå data fra Kristiansand legges til og til slutt data fra Trondheim fra 1897. Ved få observasjoner vil variasjon knyttet til enkelte hus og byer telle relativt mer enn ved flere observasjoner, og færre observasjoner kan derfor gi seg utslag i en mindre stabil serie.

På grunn av volatiliteten er vanskelig å se at det er noen spesiell tendens til at en årlig oppgang i BNP fører til oppgang i boligprisene eller omvendt. Fra 1975 og fremover kan det imidlertid se ut som om en høy vekst i BNP følges av en høy vekst i boligprisen, og at en lavere vekst i BNP følges av lavere eller til og med negativ vekst i boligprisene.

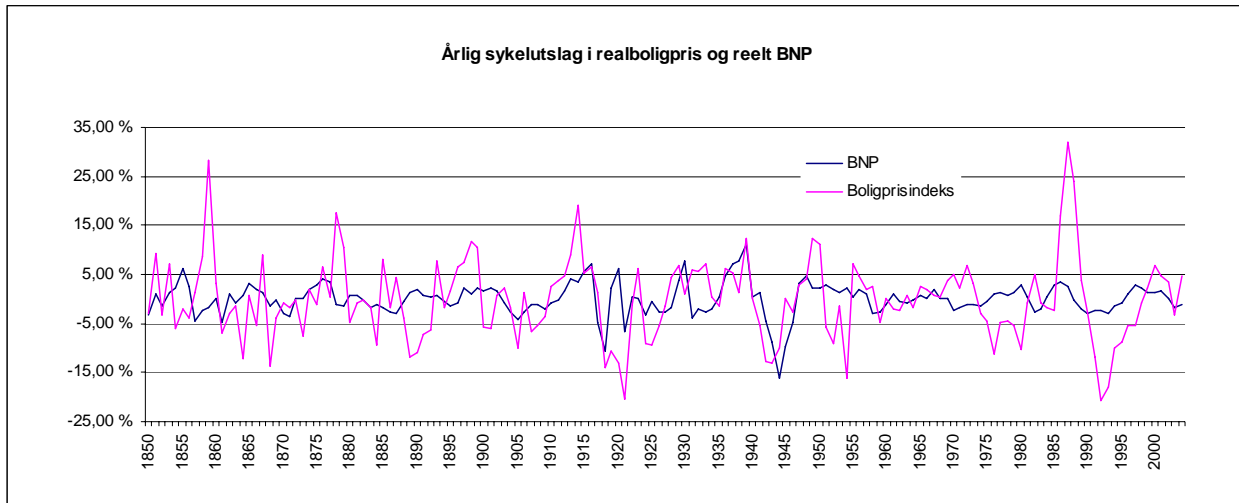


*Figur 5: Årlige endringer i reelt BNP og realboligprisen.  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger*

Sykelutslaget i BNP og boligprisene, beregnet som avvik mellom observert verdi og HP-trend, kan sees i figur 6. Sammenligner man topppunktene for de to størrelsene kan det se ut som de to samvarierer. På grunn av svingninger i konjunkturutslag gjennom konjunktorene er det imidlertid usikkert hvilken av de to som når topp og bunn først. Ved å beregne tre års glidende gjennomsnitt for sykelutslagene, kan bli være lettere å identifisere vendepunktene. Tre års glidende gjennomsnitt for sykelutslag i realboligpris og reelt BNP er presentert i figur 7.

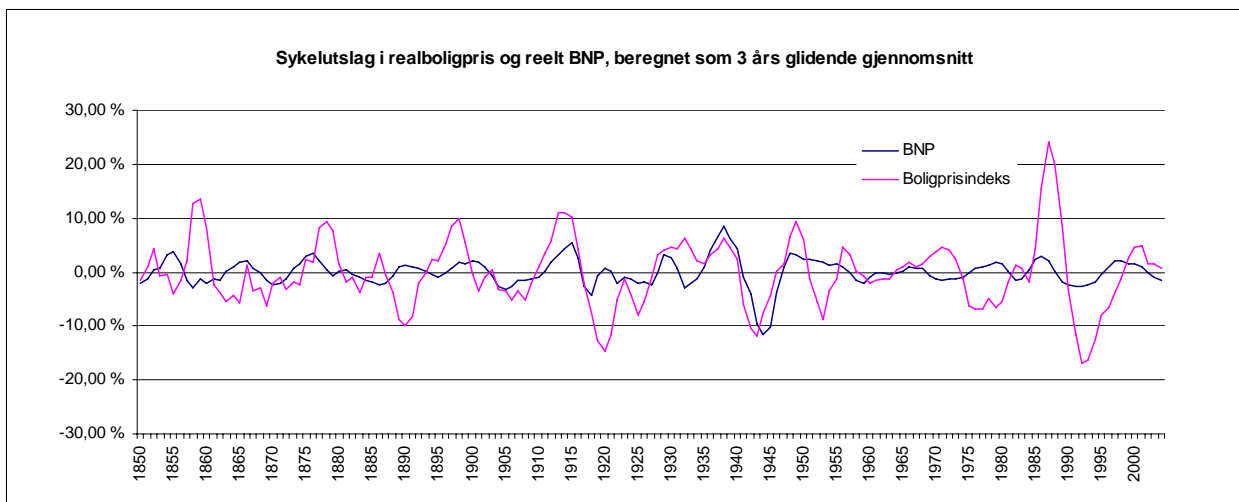
I starten av datamaterialet er signalene på hva som kommer først av boligpris og aktivitetsnivå uklart. Produksjonen topper seg i 1850 og 1866, mens boligprisen når en topp i 1859. Her kan det altså se ut som om boligprisen både leder an og lagger BNP. Neste klare topp er for BNP i 1876, og for boligprisen i 1878. Den påfølgende bunnen i BNP i 1886 følges av en bunn i boligprisene i 1890, på samme tid som man når en topp i BNP. Deretter når boligprisen en ny topp i 1898

samtidig som BNP. På de 50 første årene av datamaterialet ser man altså tegn til at sykler i boligprisen leder an, lagger, faller samtidig som og er motsatt av syklene man ser i produksjonsgapet. Dette tyder på at det ikke er noe klart mønster i hvordan boligprisene beveger seg gjennom syklusen.



Figur 6: Årlige sykelutslag i reelt BNP og real boligprisen. Sykelutslag beregnet som avvik fra HP-trend.

Kilde: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

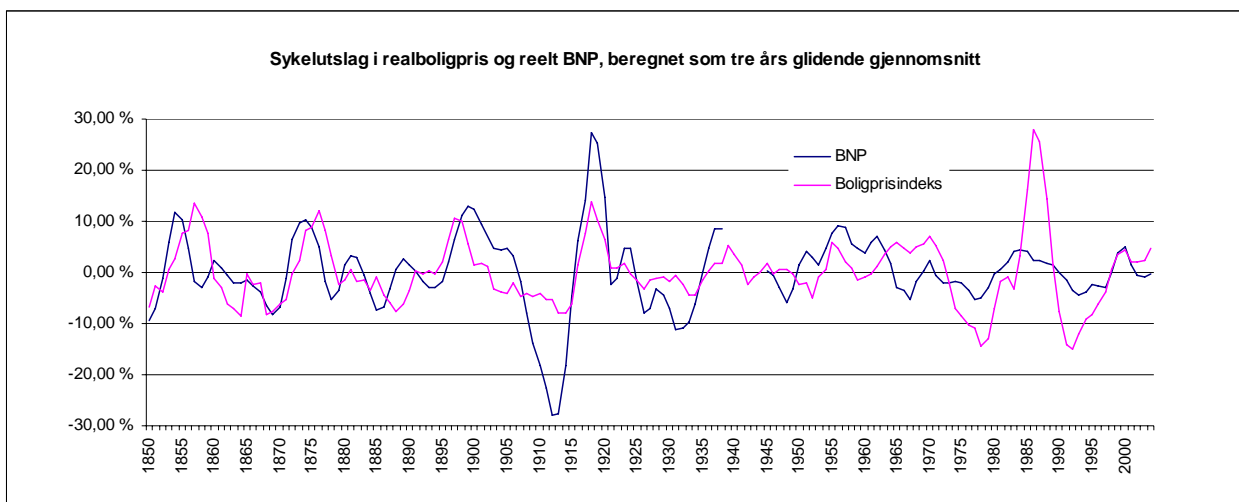


Figur 7: Tre års glidende gjennomsnitt av årlige sykelutslag i reelt BNP og realboligprisen. Sykelutslag beregnet som avvik fra HP-trend.

Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

I den andre 50-års perioden av datamaterialet kan det se ut som om fortegnet i sykelutslagene for de to variablene jevnt over er det samme, men det er også her vanskelig å se klare mønster med tanke på lead eller lag i topp- og bunnpunktene. For perioden fra 1985 og frem til 2000 ser det ut som om produksjonsgapet leder an i forhold til boligprisene.

Ved grafisk analyse av tre års glidende gjennomsnitt for nominelle boligpriser og nominelt BNP tidlig i datamaterialet, ser det ut som om BNP-topper leder an med 2-3 år på boligprisene, og etter dette en ny topp i BNP 1-2 år senere. Fra 1900 og helt frem til 1916-1917 er sykelutslaget i boligprisen negativt, mens sykelutslaget i nominelt BNP først blir negativt fra 1907, og deretter blir mye større med negativt fortegn enn sykelutslaget i boligprisen. Frem til andre verdenskrig ser man at sykelutslagene i nominell boligpris er mindre enn utslagene i nominelt BNP. For perioden etter 1975 ser man derimot at boligprisutslagene er større enn utslagene i nominelt BNP. I likhet med perioden frem til slutten av 1800-tallet kan det se ut til at en topp i BNP følges av en topp i boligprisene.



Figur 8: Tre års glidende gjennomsnitt for sykelutslag i nominelt BNP og nominell boligprisen.  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

## 5. Formulering av modell

For å se på sammenhengen mellom boligpris og produksjonsnivå, benyttes en enkel regresjonsmodell. Modellen vil teste sammenhengene på endringsform, og på avviksform. På endringsform testes hvordan de årlige endringene i reelt BNP påvirker de årlige endringene i reelle boligpriser, og hvordan de årlige endringene i nominell boligpris påvirkes av de årlige endringene i nominelt BNP. På avviksform testes hvordan avvik fra trend i reelle boligpris (boligprisens sykelutslag) beveger seg i forhold til avvik i reelt BNP (produksjonsgap), og hvordan avvik fra trend i nominelle boligpriser beveger seg i forhold til avvik i nominelt BNP. Det presenteres først en generell modell, før det presenteres en modell for hvert av de spesielle tilfellene.

### 5.1 Generell modell

Det er rimelig å tenke seg at forholdet mellom de to variable ikke er kontemporært, men forskjøvet i tiden. De to størrelsene er relativt persistente, det vil si at verdien i en periode ser ut til å avhenge av verdien i den foregående. En stor endring vil derfor ikke skje omgående, og en eventuell virkning mellom BNP og boligprisene vil skje med tidsforskyvning. For å ta hensyn til denne tregheten tas det med verdier av den forklarende variabelen for to perioder før tidspunktet  $t$ . Matematisk kan dette illustreres på følgende måte:

$$y_t = \alpha + \beta_t x_t + \beta_{t-1} x_{t-1} + \beta_{t-2} x_{t-2} + \mu_t \quad (3)$$

hvor  $y_t$  er forklart variabel på tidspunkt  $t$ , forklart ved utviklingen i den forklarende variabelen  $x$  på tidspunktene  $t$ ,  $t-1$  og  $t-2$ .  $\beta_t$ ,  $\beta_{t-1}$  og  $\beta_{t-2}$  er koeffisienter som beskriver forholdet mellom de forklarende variablene,  $x_t$ ,  $x_{t-1}$  og  $x_{t-2}$  og forklart variabel  $y$ . Likningens konstantledd er gitt ved  $\alpha$  og  $\mu_t$  er restledd.

Denne modellen åpner for at effekten av variabelen  $x$  på  $y$  fordeler seg over tid. Slike tidsforskyvinger er sentrale i økonomisk teori, noe som kan illustreres med skillet i økonomiens



virkemåte på kort og lang sikt. Disse forsinkelsene kan komme av flere grunner. For sammenhengen mellom produksjon i økonomien og boligprisene kan de komme som følge av psykologisk grunner, forskjellen mellom permanente og ikke-permanente inntektsendringer, teknologiske begrensninger, arbeidskraftsbegrensninger eller institusjonelle grunner.

Modellen kan estimeres ved bruk av minste kvadraters metode (OLS). Et sentralt spørsmål er hvor mange tidsforskyvninger eller lag som skal tas med. Ved å ta med for mange kan man risikere å tape frihetsgrader, og slik svekke analysens robusthet. Mange lag kan også gi et problem med multikollinearitet, det vil si at de ulike  $x$ -variablene korrelerer. Multikollinearitet er vanlig for mange økonomiske variable, og kan gi upresise estimater. Tolkningen av koeffisientene,  $\beta$ , som finnes kan også bli vanskeligere ettersom de kan få ulike fortegn. I testene vil derfor sammenhenger som ifølge modellen er signifikante testes videre. Her vil forklarende variable med koeffisienter som er signifikant forskjellige fra null testes direkte opp mot den forklarte variabelen. Modellene vil da være på følgende form:

$$\text{Ved statistisk signifikant } \beta_t: \quad y_t = \alpha + \gamma_t x_t + \mu_t \quad (4)$$

$$\text{Ved statistisk signifikant } \beta_{t-1}: \quad y_t = \alpha + \gamma_{t-1} x_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

$$\text{Ved statistisk signifikant } \beta_{t-2}: \quad y_t = \alpha + \gamma_{t-2} x_{t-2} + \mu_t \quad (6)$$

hvor  $y_t$  er forklart variabel på tidspunkt  $t$ , forklart ved utviklingen i den forklarende variabelen  $x$  på tidspunktene  $t$ ,  $t-1$  og  $t-2$ .  $\gamma_t$ ,  $\gamma_{t-1}$  og  $\gamma_{t-2}$  er koeffisienter som beskriver forholdet mellom de forklarende variablene,  $x_t$ ,  $x_{t-1}$  og  $x_{t-2}$  og forklart variabel  $y$ . Likningens konstantledd er gitt ved  $\alpha$ , og restleddet er  $\mu_t$ .

## 5.2 Årlige endringer i boligprisen forklart ved årlige endringer i BNP

I første halvdel av analysen testes det om årlige endringer i produksjonsnivået medfører en årlig endring i boligprisen. Det testes for årlige endringer i reelle og nominelle størrelser.

### 5.2.1 Reelle størrelser

Den første sammenhengen som skal testes er om årlige endringer i reelt BNP har noen innvirkning på årlige endringer i den reell boligprisindeksen. Ved å ta utgangspunkt i den generelle modellen formuleres følgende modell

$$\Delta BP_{r,t} = \alpha + \beta_{r,t} \Delta BNP_{r,t} + \beta_{r,t-1} \Delta BNP_{r,t-1} + \beta_{r,t-2} \Delta BNP_{r,t-2} + \mu_t \quad (7)$$

hvor  $\Delta BP_{r,t}$  er endringen i boligprisindeksen i reelle størrelser fra år  $t-1$  til år  $t$ , og  $\Delta BNP_{r,t}$  er endringen i reelt BNP for samme periode. Dersom modellen som helhet finnes å ha signifikant forklaringskraft, eller  $\beta_r$ -verdier som er signifikant forskjellig fra null, er det grunn til å påstå at endringen i reelt BNP på angitt tidspunkt har innvirkning på boligprisindeksen på tidspunktet  $t$ .

### 5.2.2 Nominelle størrelser

Den andre sammenhengen som skal testes er om årlige endringer i nominelt BNP har innvirkning på de årlige endringene i nominell boligprisindeks. Med utgangspunkt i den generelle modellen formuleres testen som:

$$\Delta BP_{n,t} = \alpha + \beta_{n,t} \Delta BNP_{n,t} + \beta_{n,t-1} \Delta BNP_{n,t-1} + \beta_{n,t-2} \Delta BNP_{n,t-2} + \mu_t \quad (8)$$

hvor  $\Delta BP_{n,t}$  er endringen i nominell boligprisindeksen fra tidspunkt  $t-1$  og  $t$ , og  $\Delta BNP_{n,t}$  angir endringen i nominelt BNP for samme periode. Om det skal finnes grunnlag for å si at det er en

sammenheng mellom endringene i BNP og boligprisindeksen må modellen finnes å passe godt, eller minst én av  $\beta$ -verdiene finnes å være signifikant forskjellig fra null.

### 5.3 Sykelutslag i boligprisindeksen forklart ved sykelutslag i BNP

Konjunkturer ble av Robert E. Lucas (1977) definert som produksjonens avvik fra langsiktig trendutvikling. Ledende og laggende variable ble definert som samvariasjon i trendavvik i aggregerte tidsserier. Den andre halvdel av analysen vil se på hvorvidt avvik i trend, altså høykonjunktur eller lavkonjunktur i økonomien som helhet gir utslag i positive eller negative avvik fra langsiktig trend i boligprisindeksen. Konjunkturutslaget er her beregnet som avvik mellom observert verdi av BNP og beregnet HP-trend. I det følgende vil avvik i reelt BNP omtales som produksjonsgap, mens avvik i nominelt BNP omtales som avvik fra trend. Boligprisens sykelutslag er beregnet som avviket mellom observert verdi av boligprisindeksen og beregnet HP-trend. Mot slutten av datamaterialet vil konjunkturutslagene beregnet som avvik fra HP-trend være mer usikkert på grunn av endepunktsproblematikken i filteret. Rent praktisk innebærer dette at man må regne med at regresjonene for denne perioden derfor mister noe av sin validitet.

#### 5.3.1 Reelle størrelser

Sammenhengen som testes først er hvorvidt positivt eller negativt produksjonsgap gir positivt eller negativt sykelutslag i den reelle boligprisindeksen. Ved å ta utgangspunkt i den generelle modellen formuleres følgende modell:

$$cBP_{r,t} = \alpha + \beta_{cr,t} cBNP_{r,t} + \beta_{cr,t-1} cBNP_{r,t-1} + \beta_{cr,t-2} cBNP_{r,t-2} + \mu_t \quad (9)$$

hvor  $cBP_{r,t}$  er sykelutslaget i reell boligpris på tidspunktet  $t$ , og  $cBNP_{r,t}$  er produksjonsgapet på tidspunkt  $t$ . Dersom modellen har god styrke eller verdier av  $\beta_{cr}$  som er signifikant forskjellige fra null gir det grunn til å påstå at produksjonsgapet har innvirkning på boligprisen.

### 5.3.2 Nominelle størrelser

Den andre sammenhengen som skal testes er om det nominelle produksjonsgapet har innvirkning på sykelutslaget i boligprisen. Den generelle modellen gir utgangspunktet for følgende formulering:

$$cBP_{n,t} = \alpha + \beta_{cn,t}cBNP_{n,t} + \beta_{cn,t-1}cBNP_{n,t-1} + \beta_{cn,t-2}cBNP_{n,t-2} + \mu_t \quad (10)$$

hvor  $cBP_{cn,t}$  er sykelutslaget i nominell boligprisindeksen for tidspunktet  $t$ , og  $cBNP_{cn,t}$  angir nominelt produksjonsgap i økonomien. Om det skal finnes grunnlag for å si at det er en sammenheng mellom sykelutslagene i BNP og boligprisindeksen må hele modellen finnes å forklare sykelutslaget i boligprisen, eller minst én av  $\beta$ -verdiene finnes å være forskjellig fra null.

## 5.4 Statistiske tester

### *F-test*

For å teste om BNP-utviklingen påvirker boligprisene benyttes en såkalt F-test. Testen er relevant fordi den tester om de forklarende variablene i en likning kan forklare verdien i den forklarte variabelen. Testen tar utgangspunkt i en nullhypotese om at de uavhengige variablene ikke har noen forklarende kraft i forhold til den variable, og tester denne. Alternativhypotesen blir da at de forklarende variable virkelig har en innvirkning. Uttrykt med tanke på modellen i (1), testes det om alle koeffisientene gitt ved  $\beta$  egentlig er null, eller om de forklarende variablene har forklaringskraft. Testobservatoren for F er definert som:

$$F = \frac{R_{UR}^2 - R_R^2/m}{(1 - R_{UR}^2)/(n - k - 1)} \quad (11)$$

hvor  $n$  er antall observasjoner,  $k$  er antall forklarende variabler i modellen og  $m$  er antall restriksjoner (variable som blir utelukket fra regresjonen).  $R_R^2$  og  $R_{UR}^2$  er forklaringskraften til regresjonen med og uten restriksjoner. Ved høye F-verdier er det grunn til å forkaste nullhypotesen, og anta at det er en sammenheng mellom variablene, i vårt tilfelle at utviklingen i BNP påvirker boligprisene.

### *T-test*

For hver enkelt forklarende variabel finnes også en T-verdi som angir om denne variabelens påvirkning i modellen er avgjørende. T-sannsynligheten til en koeffisient forteller hvor stor sannsynlighet det er for å finne en koeffisient med verdi som avviker så mye fra null som den gjør, gitt at sammenhengen i realiteten er null. For likningssett med kun én variabel vil verdien av T-test for den forklarende variabelen gi samme resultat som F-testen. Testobservatoren for hver enkelt koeffisient er gitt ved:

$$T = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \quad (12)$$

hvor  $\bar{x}$  er den observerte verdien og  $\mu$  er verdien som antas i nullhypotesen om at koeffisienten i dette tilfellet virkeligheten er null.  $\sigma$  angir variansen i målt størrelse og  $n$  antall observasjoner.

### ***Durbin-Watson-test***

Autokorrelasjon i dataene er et brudd på standardforutsetningene for bruk av lineær regresjon og et av hovedproblemene innen tidsserieøkonometri. For at lineær regresjon skal være valid må dataene som brukes i modellen være uavhengige. Autokorrelasjon i dataene betyr at observasjonene i variablene avhenger av hverandre, og korrelerer med seg selv fra en periode til den neste. Slike sammenhenger kan komme av at dataene følger sykler. Det kan også skyldes at relevante faktorer ikke er tatt med i likningen og at feilleddene derfor ikke lenger er uavhengige. Durbin-Watson-testen bruker feilleddene i regresjonen som mål på autokorrelasjon. Parameteren som testes er definert som:

$$d = \frac{\sum_{t=1}^n (\mu_t - \mu_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\mu}_t^2} \quad (13)$$

hvor  $\hat{\mu}_t$  er det estimerte restleddet for tidspunktet  $t$ . Verdiene på  $d$  bør ligge rundt to for å kunne anta at det ikke er autokorrelasjon i feilleddene. Lave verdier indikerer positiv autokorrelasjon, mens høye verdier indikerer negativ autokorrelasjon. For å fastsette hvilke verdier av  $d$  som betyr hva benyttes spesifikke beslutningsregler som fastsetter øvre og nedre grenser.

## 5.5 Periodisering av datamaterialet

### 5.5.1 Datering av konjunkturer

I analysedelen vil sammenhengen mellom boligpriser og BNP ses på periodevis, og oppdelingen av materialet gjøres på bakgrunn av norske konjunktursyklus i perioden 1850-2004.

Dateringer av når en konjunktursyklus starter og slutter er i praksis problematisk. For det første er de økonomiske variablene som måles ikke alltid synkroniserte. Dette kan komme av endringer i hvordan variablene er målt, eller hvordan variablene beveger seg over tid. For det andre er operasjonaliseringen av viktige begrep kritisk. Ettersom det ikke finnes allment aksepterte operasjonaliseringer på uttrykk som krise, resesjon, depresjon, ekspansjon eller kontraksjon, må disse defineres av den enkelte forsker. Alle disse egenskapene gjør at konjunkturdateringer må foretas skjønnsmessig. Det gjør og at forskere kan finne forskjellige dateringer basert på kun små forskjeller i krav til varighet og dybde i konjunkturutslagene for å definere overgang mellom konjunkturfaser. I denne oppgaven tas det utgangspunkt i metoden og operasjonaliseringen presentert i Edvinssons artikkel ”Den svenska konjunkturcykeln 1700-2000” (2005). Konjunktursyklene måles fra konjunkturbunn til konjunkturbunn, og konjunkturfasene finnes ved bruk av følgende operasjonalisering:

*Resesjon* – en periode der den årlige veksten i BNP er lavere enn én prosent. Perioden måles for alle år der dette er oppfylt.

*Ekspansjon* – en periode mellom to påfølgende resesjoner.

*Kontraksjon* – en periode der den årlige endringen i BNP er negativ.

*Miniresesjon* – en periode der den årlige veksten i BNP ligger mellom null og én prosent.

*Depresjon* – dersom BNP ligger under nivået på BNP to år tidligere, det vil si at gjennomsnittsveksten i perioden er negativ. BNP-endringer fra depresjonsperioden som ikke er negative ekskluderes.

-Edvinsson, 2005

Edvinsson benytter BNP per capita i faste priser som bakgrunn for sin datering. Det er blitt en standard innen konjunkturanalyse å ta utgangspunkt i reelt BNP på aggregert nivå. Ettersom endringer i befolkningen først og fremst skjer i de deler av befolkningen som er minst aktive i økonomien, det vil si i hovedsak nyfødte og eldre, benyttes det her årlige endringer i BNP på aggregert nivå.

## 5.5.2 Konjunkturkronologi

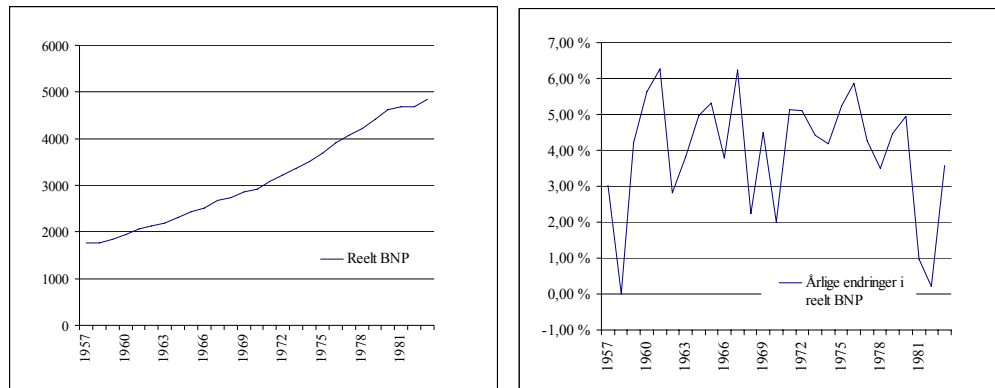
Gjennom å se på de årlige endingene i reelt BNP, og bruk av definisjonene og operasjonalisering presentert i forrige delkapittel, får man konjunkturdateringen som er presentert i tabell 1. Denne kronologien stemmer godt over ens med de historiske kilder som finnes og den oppfatning som råder blant historikere. Data fra årene 1939-1947 er med vilje ikke tatt med i denne kronologien da det antas at krigsøkonomien hadde store innvirkninger på produksjon og boligpriser.

| Resesjon<br>topp - bunn | Gjennomsnittlig<br>årlig vekst i<br>BNP | Type resesjon   | Ekspansjon<br>bunn - topp | Gjennomsnittlig<br>årlig vekst i<br>BNP | Sykelens<br>varighet,<br>år |
|-------------------------|---|-----------------|---------------------------|---|-----------------------------|
| 1846 - 1848             | -3,86 %                                 | Depresjon       | 1848 - 1851               | 4,74 %                                  |                             |
| 1851 - 1852             | 0,00 %                                  | Miniresesjon    | 1852 - 1855               | 5,31 %                                  | 4                           |
| 1855 - 1857             | -2,54 %                                 | Depresjon       | 1857 - 1860               | 4,60 %                                  | 5                           |
| 1860 - 1861             | -1,80 %                                 | Kontraksjon     | 1861 - 1867               | 4,20 %                                  | 4                           |
| 1867 - 1870             | -0,18 %                                 | Kontraksjon     | 1870 - 1876               | 3,35 %                                  | 9                           |
| 1876 - 1879             | -0,64 %                                 | Minires/Depresj | 1879 - 1880               | 3,21 %                                  | 9                           |
| 1880 - 1883             | -0,28 %                                 | Minires/Depresj | 1883 - 1884               | 1,78 %                                  | 4                           |
| 1884 - 1886             | 0,74 %                                  | Miniresesjon    | 1886 - 1893               | 2,28 %                                  | 3                           |
| 1893 - 1895             | 0,91 %                                  | Miniresesjon    | 1895 - 1902               | 2,09 %                                  | 9                           |
| 1902 - 1905             | 0,10 %                                  | Depresj/minires | 1905 - 1916               | 3,86 %                                  | 10                          |
| 1916 - 1918             | -6,59 %                                 | Depresjon       | 1918 - 1920               | 11,72 %                                 | 13                          |
| 1920 - 1921             | -9,70 %                                 | Depresjon       | 1921 - 1930               | 5,08 %                                  | 3                           |
| 1930 - 1932             | -7,82 %                                 | Depresjon       | 1932 - 1938               | 4,07 %                                  | 11                          |
|                         |   |                 | 1947 - 1957               | 5,10 %                                  |                             |
| 1957 - 1958             | 0,00 %                                  | Miniresesjon    | 1958 - 1980               | 4,49 %                                  | 11                          |
| 1980 - 1982             | 0,59 %                                  | Miniresesjon    | 1982 - 1987               | 4,06 %                                  | 24                          |
| 1987 - 1989             | 0,46 %                                  | Miniresesjon    | 1989 - 2002               | 3,32 %                                  | 7                           |
| 2002 - 2003             | 0,37 %                                  | Miniresesjon    | 2003 -                    |   | 14                          |

Tabell 1: Konjunkturkronologi for Norge



Kronologien viser en tendens til at konjunktursyklene i perioden etter andre verdenskrig er blitt lengre, med mindre alvorlige tilbakeslag enn tidligere. Dette er typisk for nesten alle vestlige land (Sørensen og Whitta-Jacobsen, 2005). Sykelen som starter i 1958 og slutter i 1982 er ikke mindre enn dobbelt så lang som forutsatt i Burns og Mitchells definisjon. Ser man på den grafiske fremstillingen presentert nedenfor er det imidlertid vanskelig å peke på sykliske bevegelser innenfor perioden, og det er derfor valgt å se på perioden som en sammenhengende sykel.



Figur 9: Utvikling i reelt BNP 1957-1983, nivåform og årlige endringer  
Kilder: Grytten (2003) og egne beregninger

### 5.5.3 Periodisering

I analysedelen analyseres data fra hele datasettet under ett, men også for kortere perioder. Periodiseringen er gjort på bakgrunn av konjunkturkronologien, slik at hver periode dekker én konjunktursykel. For å sikre kontinuitet i testene er periodene det testes for utvidet med to observasjoner før første bunnpunkt og to observasjoner etter andre bunnpunkt. Periodiseringen som benyttes i testene er presentert i tabellen under.

| Regresjonsperioder |          |           |          | Tabell 2:<br>Regresjons-<br>perioder |
|--------------------|----------|-----------|----------|--------------------------------------|
| Første år          | Siste år | Første år | Siste år |                                      |
| 1850               | - 2004   | 1903      | - 1920   |                                      |
| 1850               | - 1863   | 1916      | - 1923   |                                      |
| 1859               | - 1872   | 1919      | - 1934   |                                      |
| 1868               | - 1881   | 1947      | - 1960   |                                      |
| 1877               | - 1885   | 1956      | - 1984   |                                      |
| 1881               | - 1888   | 1980      | - 1991   |                                      |
| 1884               | - 1897   | 1987      | - 2004   |                                      |
| 1893               | 1907     |           |          |                                      |

## 6. Empiriske funn

I denne oppgaven testes fire forskjellige likninger på data for 15 tidsperioder, altså tilsammen 60 tester. Ved signifikante resultater presenteres modellene i teksten, mens resultater fra ikke-signifikante tester kan finnes i vedlegg. Testene presenteres i følgende rekkefølge: Først studeres resultatene for årlig endring i reelt BNP og årlig endring i den reelle boligprisen, før resultatene for nominelle priser. Deretter ser oppgaven på resultatene for produksjonsgap og den reelle og nominelle boligprisens avvik fra trend. Fremgangsmåte og statistiske tester for å teste validiteten i sammenhengene er beskrevet i kapittel fem. Testene er utført i PC Give og Give Win. Resultatene rapporteres i tabell i vedlegg en, to, tre og fire og fortløpende i teksten. Avslutningsvis gis det en oppsummering av alle testene.

### 6.1 Resultater for periodene

#### 6.1.1 1850-2004

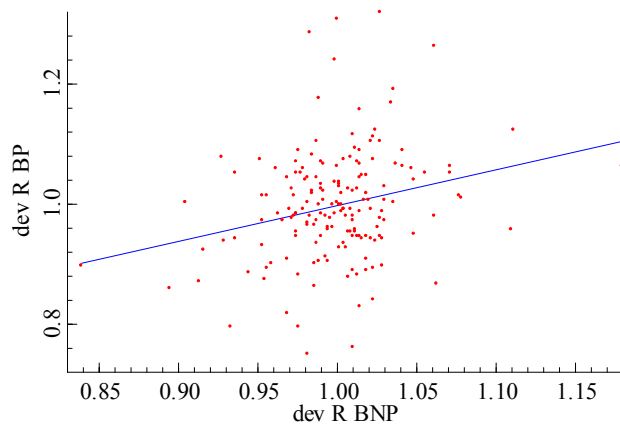
For hele perioden under ett finner oppgaven ingen betydelig sammenheng mellom årlige endringer i reelt BNP og årlige endringer i realboligprisen slik de er definert i modellen. De årlige endringene i reelt BNP kan i følge modellen kun forklare 3,6 prosent av endringene i boligprisen. F- testen viser også at det ikke er grunn til å anta en sammenheng.

| Observasjoner    |        | Konstantledd | Beta         | Beta       | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|------------------|--------|--------------|--------------|------------|-----------|----------------|--------------|------|
| 1850 - 2004      | Antall | $\alpha$     | t            | t-1        | t-2       |                |              |      |
| Årlige endringer | 155    | 0,521509     | 0,479555     | -0,0900106 | 0,0920478 | 0,0357579      | 1,867        | 2,11 |
| Reelle str       |        | 0,151        | <u>0,021</u> | 0,661      | 0,650     |                | 0,138        |      |
|                  | 155    | 0,537434     | 0,466108     |            |           | 0,0333438      | 5,278        | 2,1  |
|                  |        | <u>0,011</u> | <u>0,023</u> |            |           |                | <u>0,023</u> |      |

Tabell 3: Regresjonsresultater 1850-2004, Årlige endringer i reelle størrelser

Koeffisienten for årlig endring i reelt BNP er imidlertid signifikant forskjellig fra null. Ved å beregne en ny regresjon hvor vi kun tar hensyn til den signifikante variabelen kan vi se nøyere på

denne sammenhengen. F-testen for denne modellen forteller at det er en avgjørende sammenheng mellom de årlige endringene i reelt BNP og reelle boligpriser samme år. Dette gjelder dersom man legger et fem prosents konfidensintervall til grunn. Forklaringsgraden i modellen må imidlertid anses som dårlig. En  $R^2$  på 0,033 betyr at kun 3,33 prosent av variasjonen i årlige endringer i reelle boligpris kan forklares ved det modellerte forholdet til årlige endring i reelt BNP. En annen svakhet som kommer tilsyne i regresjonsplottet er at de fleste observasjonene ser ut til å ligge sentrert i samme område.



*Figur 10: 1850-2004,  
Regresjonsplott: Årlige endringer i  
realboligprisen forklart ved  
endringer i reelt BNP samme år*

*Regresjonsmodell:*

$$\Delta BP_{r,t} = 0,537434 + 0,466108\Delta BNP_{r,t} + \mu_t$$

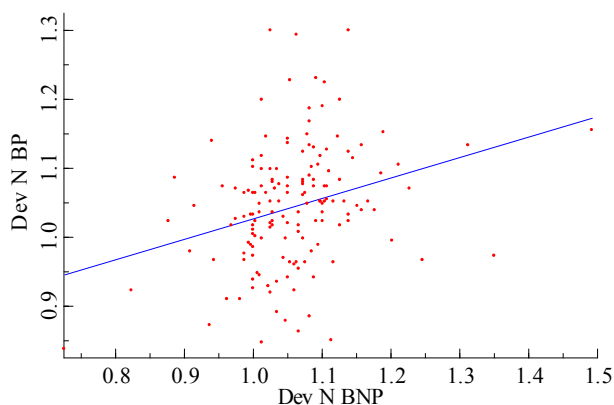
$R^2=0,0333438 \quad F=5,278 \quad n=155$

Sammenhengen mellom årlige endringer i nominelt BNP og nominelle boligpriser finnes i modellen å være avgjørende. F-testen tilsier at modellen som helhet passer godt til å forklare endringene i boligprisen. På individuelt nivå er det imidlertid kun koeffisientene for endringer samme år og to år tidligere som er signifikante, på henholdsvis fem og to prosents nivå. Modellen kan forklare nærmere 13 prosent av all variasjonen i nominelle boligpriser ved variasjonen i nominelt BNP.

For nærmere å undersøke sammenhengen mellom endringer i boligprisen og tidslagene som ble funnet å være signifikante, beregnes to nye regresjoner hvor disse størrelsene inngår som eneste forklarende variabel til boligprisens endringer. Resultatene av disse er presentert grafisk under tabellen.

| Observasjoner                     |        | Konstantledd             | Beta                     | Beta               | Beta                     | R <sup>2</sup> | F-test                | DW   |
|-----------------------------------|--------|--------------------------|--------------------------|--------------------|--------------------------|----------------|-----------------------|------|
| 1850 - 2004                       | Antall | $\alpha$                 | t                        | t-1                | t-2                      |                |                       |      |
| Årlige endringer<br>Nominelle str | 155    | 0,543137<br><u>0,000</u> | 0,22397<br><u>0,012</u>  | 0,0862549<br>0,382 | 0,163286<br><u>0,060</u> | 0,12886        | 7,445<br><u>0,000</u> | 2,19 |
|                                   | 155    | 0,729886<br><u>0,000</u> | 0,296796<br><u>0,000</u> |                    |                          | 0,086008       | 14,4<br><u>0,000</u>  | 2,13 |
|                                   | 155    | 0,784635<br><u>0,000</u> |                          |                    | 0,245487<br><u>0,002</u> | 0,0612988      | 9,991<br><u>0,002</u> | 2,08 |

Tabell 4: Regresjonsresultater 1850-2004, Årlige endringer i nominelle størrelser

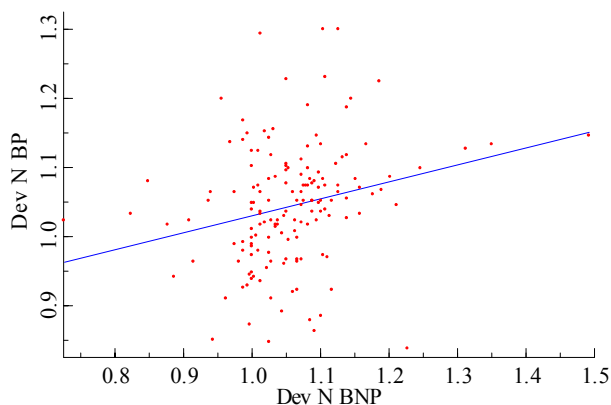


Figur 11: 1850-2004, Regresjonsplott: Årlige endringer i nominelle boligpriser forklart ved endringer i nominelt BNP samme år.

Regresjonsmodell:

$$\Delta BP_{n,t} = 0,729886 + 0,296796 \Delta BNP_{n,t} + \mu_t$$

$$R^2 = 0,086008 \quad F = 14,4 \quad n = 155$$



Figur 12: 1850-2004, Regresjonsplott: Årlige endringer i nominelle boligpriser forklart ved årlige endringer i nominelt BNP to år tidligere

Regresjonsmodell:

$$\Delta BP_{n,t} = 0,784635 + 0,245487 \Delta BNP_{n,t-2} + \mu_t$$

$$R^2 = 0,0612988 \quad F = 9,991 \quad n = 155$$

Som det kommer frem av regresjonsresultatene faller forklaringskraften i begge modellene i forhold til den opprinnelige testen. De viser også at en endring i nominelt BNP gir et relativt svakt utslag på de nominelle boligprisene samme år, og to år tidligere. De forklarende variablene finnes imidlertid, i begge regresjonene, å være avgjørende for boligprisen.

For hele datamaterialet under ett er sammenhengen mellom sykelutslaget i reelt BNP og sykelutslaget i reelle boligpriser statistisk signifikant. F-testen viser at man på fem prosents signifikansnivå kan anta at det er en sammenheng.

Det er imidlertid kun koeffisienten for produksjonsgap samme år som finnes å være signifikant forskjellig fra null. Det vil si at det i regresjonen kun er én av de forklarende variablene som med sikkerhet har en forklarende effekt. Denne undersøkes videre ved å kjøre en ny regresjonsberegning hvor sykelutslaget i reelt boligprisgap forklares ved produksjonsgapet samme år. Forklaringsgraden i denne modellen er 7,7 prosent, og lavere enn i den første modellen. Samtidig gir F-testen en høyere verdi, og vi kan derfor godta at reelt produksjonsgap har forklaringskraft i forhold til sykelutslaget i reelt BNP.

| Observasjoner                |        | Konstantledd             | Beta                     | Beta                | Beta                     | R <sup>2</sup> | F-test                | DW   |
|------------------------------|--------|--------------------------|--------------------------|---------------------|--------------------------|----------------|-----------------------|------|
| 1850 - 2004                  | Antall | $\alpha$                 | t                        | t-1                 | t-2                      |                |                       |      |
| Sykelutslag<br>Reelle str    | 155    | 0,0520904<br>0,836       | 0,633103<br><u>0,007</u> | 0,00990364<br>0,971 | 0,303436<br>0,184        | 0,0924812      | 5,129<br><u>0,002</u> | 1,1  |
|                              | 155    | 0,314216<br>0,103        | 0,684097<br><u>0,000</u> |                     |                          | 0,076812       | 12,73<br><u>0,000</u> | 1,09 |
| Sykelutslag<br>Nominelle str | 155    | 0,515384<br><u>0,000</u> | 0,3151<br><u>0,002</u>   | -0,0107765<br>0,937 | 0,179556<br><u>0,080</u> | 0,188405       | 11,68<br><u>0,000</u> | 1,02 |
|                              |        | 0,62973<br><u>0,000</u>  | 0,369508<br><u>0,000</u> |                     |                          | 0,159206       | 28,97<br><u>0,000</u> | 1    |
|                              |        | 0,711837<br><u>0,000</u> |                          |                     | 0,287606<br><u>0,000</u> | 0,0973243      | 16,50<br><u>0,000</u> | 0,98 |

Tabell 5: Regresjonsresultater 1850-2004, Sykelutslag i reelle og nominelle størrelser

Modellen for nominelle sykelutslag har den klart beste forklaringskraften av modellene for hele perioden under ett. Avvikene i nominelt BNP kan forklare 19 prosent av variasjonen i sykelutslagene i nominelle boligpriser. F-testen viser også at man kan anta at det finnes en sammenheng.

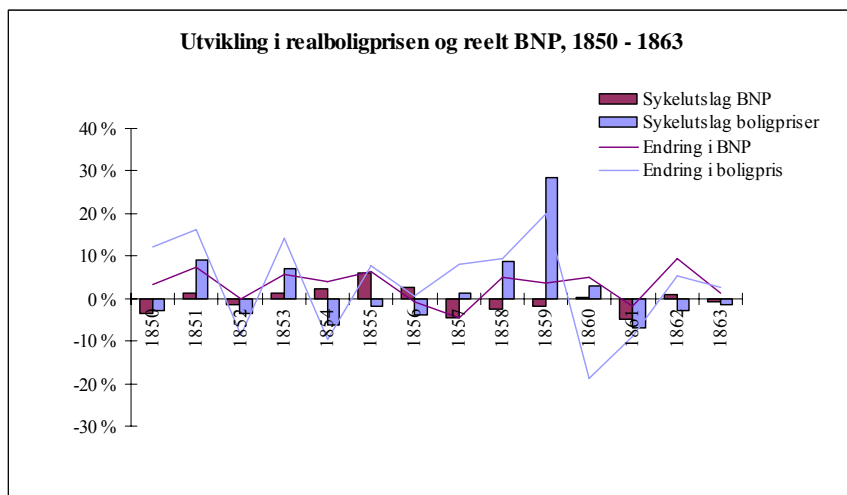
I modellen er to av koeffisientene signifikant forskjellige fra null. Disse undersøkes videre ved å teste endringen i boligprisen i to nye modeller med kun én forklarende variabel i hver modell. Modellen hvor sykelutslaget i nominell boligpris modelleres ved sykelutslag i nominelt BNP samme år kan forklare 16 prosent av variasjonen i sykelutslaget i boligprisen, og vi kan anta at

det er en sammenheng. Modellen hvor sykelutslaget i nominell boligpris modelleres ved sykelutslag i nominelt BNP to år tidligere kan forklare ti prosent av variasjonen, og vi kan også her anta at det er en sammenheng.

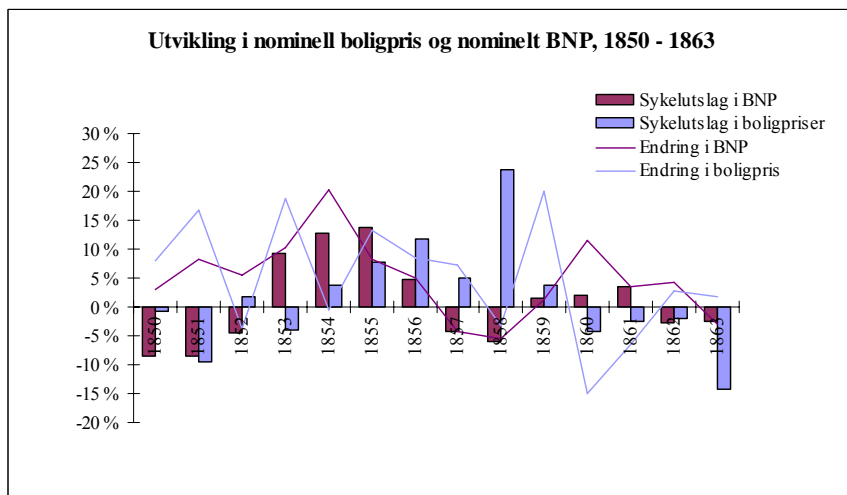
Durbin-Watson-testen viser at det er positiv autokorrelasjon i alle testene hvor man tester sykelutslag mot sykelutslag. Dette gjør resultatene i testene mindre pålitelige. Ettersom variablene i disse testene består av sykelutslag er det selvsagt at datamaterialet inneholder sykliske bevegelser, og at man finner autokorrelasjon i feilleddene. Det er også grunn til å tro at man ved å inkludere flere relevante variable både kunne øke testens forklaringskraft, og samtidig minke problemet med autokorrelasjon. Testene har imidlertid kun til hensikt å undersøke om endringer i produksjonsnivå påvirker boligprisene, ikke hvilke andre faktorer som virker inn. Det er derfor liten grunn til å forkaste regresjonsresultatene, men heller være forsiktig i tolkningen av dem.

## 6.1.2 1859-1872

Utviklingen i nominelle og reelle boligpriser for perioden 1859-1872 er fremstilt grafisk i diagrammet nedenfor. Denne fremstillingen viser kraftige fall i nominelle og reelle boligpriser i periodene 1859-1860, 1863-1864 og 1867-1868. I samme periode som de to første fallene opplevde man først en lokal bankkrise i Bergen, før man fikk krise over hele landet. Ettersom boligprisindeksen i perioden er bygget på data fra Bergen og Oslo er det ikke så rart at krakket i Bergen har fått stor innvirkning på datamaterialet. For hele perioden ser vi at veksten i boligprisene svinger kraftig, det kan nesten se ut som om man har en sammenheng hvor positiv vekst i realboligprisen ett år gir en negativ vekst året etter. For de nominelle størrelsene ser det ut som om sykelutslag som oftest har samme fortegn.



Figur 13: 1850-1863, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 14: 1850-1863, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

For modellen som forklarer endringene i realboligprisen ved endringer i reelt BNP tilsier ikke F-testen og forklaringskraften til utgangstesten at det er noen sammenheng. Modellen finner imidlertid en negativ koeffisient for endringer i reelt BNP to år tidligere. Denne er signifikant på ti prosent signifikansnivå, og tilsier at en årlig økning i reelt BNP på ett prosentpoeng gjør at den reelle boligprisen faller med litt over to prosentpoeng to år senere. Dersom vi utelater de ikke-signifikante koeffisientene i en ny regresjonsberegning, finner vi ingen avgjørende sammenheng mellom årlige endringer i reelt BNP og reelle boligpriser i perioden.

| Observasjoner    |      | Konstantledd | Beta     | Beta     | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test   | DW    |      |
|------------------|------|--------------|----------|----------|-----------|----------------|----------|-------|------|
| 1859 -           | 1872 | Antall       | $\alpha$ | t        | t-1       | t-2            |          |       |      |
| Årlige endringer |      | 14           | 3,5524   | 0,924699 | -1,169600 | -2,215760      | 0,331203 | 1,651 | 2,64 |
| Reelle str       |      |              | 0,261    | 0,484    | 0,447     | 0,070          |          | 0,240 |      |
|                  |      | 14           | 2,68681  |          |           | -1,61718       | 0,190926 | 2,832 | 2,94 |
|                  |      |              | 0,018    |          |           | 0,118          |          | 0,118 |      |

Tabell 6: Regresjonsresultater 1859-1872, Årlige endringer i reelle størrelser

Vi finner en sammenheng mellom syklisk utslag i nominelle boligpriser og syklisk utslag i nominelt BNP samme år, året før og to år tidligere. Denne sammenhengen er signifikant på ti prosents signifikansnivå. Forklaringsgraden i modellen som helhet er på hele 45,6 prosent, det vil si at nesten halvparten av det sykliske utslaget i boligprisen kan forklares ved modellen.

I modellen er det kun koeffisienten for sykelutslag i nominelt BNP to år tidligere som er signifikant forskjellig fra null. For å teste denne sammenhengen nærmere gjør vi en ny regresjonsberegning hvor kun den signifikante sammenhengen testes. I denne modellen faller forklaringsgraden til 10,5 prosent, og sammenhengen er ikke lenger signifikant.

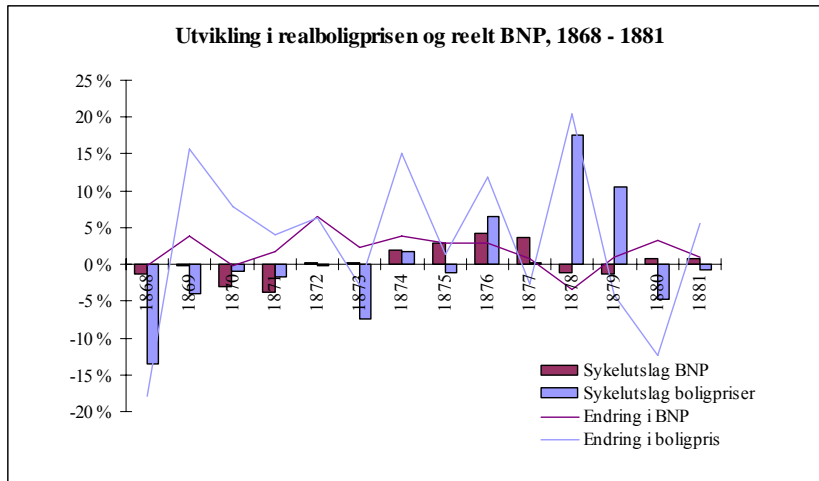
| Observasjoner |      | Konstantledd | Beta     | Beta     | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test   | DW    |      |
|---------------|------|--------------|----------|----------|-----------|----------------|----------|-------|------|
| 1859 -        | 1872 | Antall       | $\alpha$ | t        | t-1       | t-2            |          |       |      |
| Sykelutslag   |      | 14           | 0,157325 | 0,548118 | -0,783204 | 1,101560       | 0,455804 | 2,792 | 2,64 |
| Nominelle str |      |              | 0,660    | 0,281    | 0,264     | 0,042          |          | 0,095 |      |
|               |      | 14           | 0,198617 |          |           | 0,793708       | 0,105324 | 1,413 | 2,94 |
|               |      |              | 0,767    |          |           | 0,258          |          | 0,258 |      |

Tabell 7: Regresjonsresultater 1859-1872, Sykelutslag i nominelle størrelser

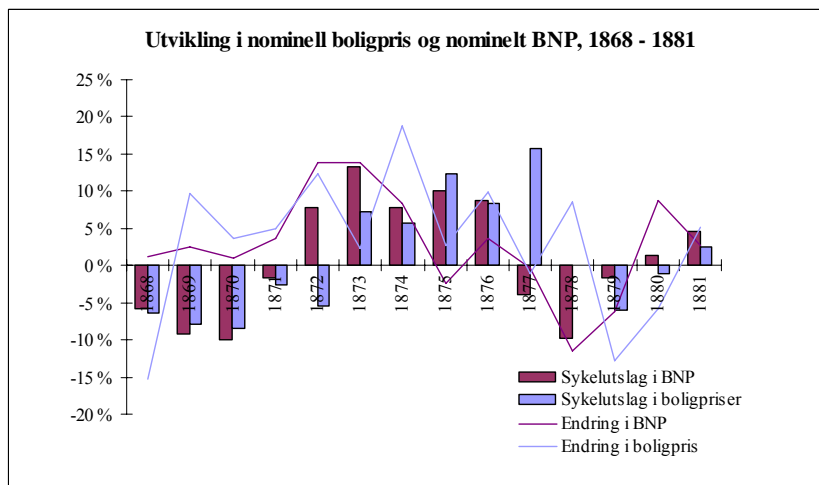


### 6.1.3 1868-1881

Utviklingen i nominelle og reelle boligpriser for perioden 1868-1881 er fremstilt grafisk i diagrammet nedenfor.



Figur 15: 1868-1881, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



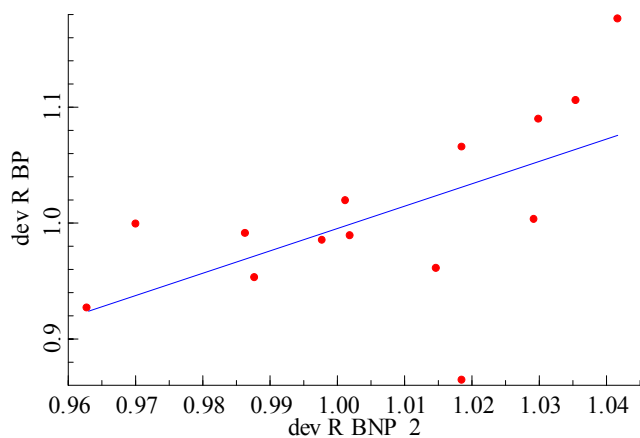
Figur 16: 1868-1881, Utvikling i nominelle boligpriser og nominelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

For perioden 1868-1881 finner vi også en signifikant sammenheng mellom årlig endring i realboligprisen og endringen reelt BNP to år tidligere. For perioden finnes koeffisienten,  $\beta_{r,t+2}$ , å være positiv og signifikant på ti prosents signifikansnivå. Dette betyr at en gitt økning i reelt BNP fører til om lag dobbelt så stor økning i realboligprisene to år senere. For hele regresjonslikningen sett under ett er det imidlertid ikke signifikant bevis for at koeffisientene er forskjellige fra null.

| Observasjoner    |      | Konstantledd | Beta     | Beta     | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test   | DW    |      |
|------------------|------|--------------|----------|----------|-----------|----------------|----------|-------|------|
| 1868 -           | 1881 | Antall       | $\alpha$ | t        | t-1       | t-2            |          |       |      |
| Årlige endringer |      | 14           | -1,08654 | 0,112900 | -0,377044 | 2,346610       | 0,256854 | 1,152 | 2,46 |
| Reelle str       |      |              | 0,626    | 0,930    | 0,769     | 0,094          |          | 0,375 |      |
|                  |      | 14           | -1,31806 |          |           | 2,30937        | 0,249732 | 3,994 | 2,47 |
|                  |      |              | 0,285    |          |           | 0,069          |          | 0,069 |      |

Tabell 8: Regresjonsresultater 1868-1881, Årlige endringer i reelle størrelser

Regresjonsmodellen som kun benytter variablene med koeffisient som er signifikant forskjellig fra null er presentert i diagrammet nedenfor. Ifølge regresjonsresultatene kan sammenhengen mellom endringen i boligprisen og endringen i BNP to år tidligere godtas på ti prosents signifikansnivå. Disse resultatene tilsier at endringene i reelt BNP et år kan forklare 25 prosent av svingningene i årlig endring i boligprisen to år senere. Tatt i betraktning at det er mange faktorer som påvirker boligprisene, kan denne forklaringsgraden anses som høy.



Figur 17: 1868-1881, Regresjonsplott: Årlige endringer i realboligprisen forklart ved årlige endringer i reelt BNP to år tidligere

Regresjonsmodell:

$$\Delta BP_{r,t} = -1,31806 + 2,30937 \Delta BNP_{r,t-2} + \mu_t$$

$R^2=0,249732$      $F=3,994$      $n=14$

Modellen som forklarer den sykliske komponenten i nominell boligpris ved syklisk komponent i nominelt BNP for data fra perioden 1868-1881, har en forklaringskraft på hele 75 prosent. F-testen viser også at vi kan anta en sterk sammenheng.

Ettersom ingen av koeffisientene i modellen er signifikant forskjellige fra null, kjøres tre nye regresjonsberegninger hvor sykelutslaget i nominelle boligpriser modelleres ved sykelutslaget i

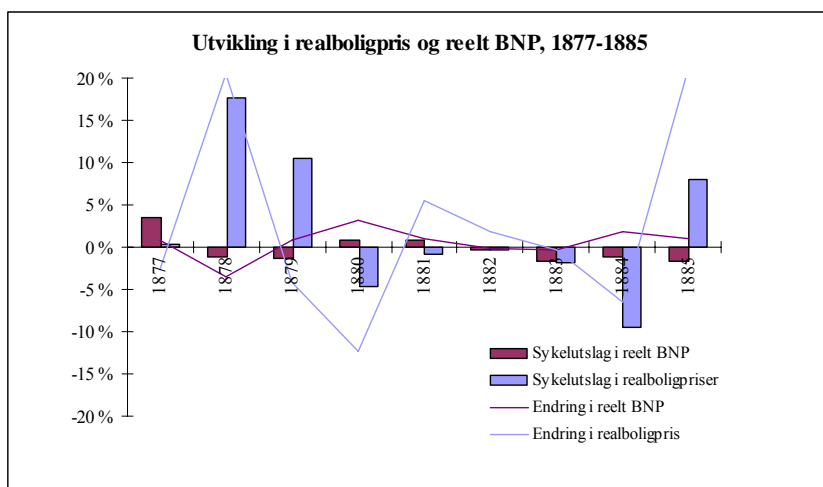
nominelt BNP for hver av periodene. Resultatene av disse testene er presentert i nedenforstående tabell, og viser at det er sykelutslaget i nominelt BNP ett år tidligere som best kan forklare sykelutslaget i boligprisen ett gitt år. Denne modellen har en forklaringsgrad på 66 prosent, det vil si at to tredjedeler av variasjonen i boligprisutslaget kan forklares ved variasjonen i utslaget i nominelt BNP. Denne modellen er sterkt signifikant, og ifølge Durbin-Watson-testen er det denne modellen som har minst tegn til positiv autokorrelasjon i feilleddene.

| Observasjoner |      | Konstantledd | Beta      | Beta         | Beta         | R <sup>2</sup> | F-test   | DW           |      |
|---------------|------|--------------|-----------|--------------|--------------|----------------|----------|--------------|------|
| 1868 -        | 1881 | Antall       | $\alpha$  | t            | t-1          | t-2            |          |              |      |
| Sykelutslag   |      | 14           | 0,0826868 | 0,025239     | 0,334585     | 0,496264       | 0,745161 | 9,747        | 1,78 |
| Nominelle str |      |              | 0,721     | 0,380        | 0,392        | 0,103          |          | <u>0,002</u> |      |
|               |      | 14           | 0,421798  | 0,578052     |              |                | 0,304474 | 5,25         | 1,14 |
|               |      |              | 0,122     | <u>0,041</u> |              |                |          | <u>0,041</u> |      |
|               |      | 14           | 0,148064  |              | 0,852751     |                | 0,662802 | 23,59        | 1,63 |
|               |      |              | 0,417     |              | <u>0,000</u> |                |          | <u>0,000</u> |      |
|               |      | 14           | 0,225053  |              |              | 0,776132       | 0,550077 | 14,71        | 1,37 |
|               |      |              | 0,289     |              |              | <u>0,002</u>   |          | <u>0,002</u> |      |

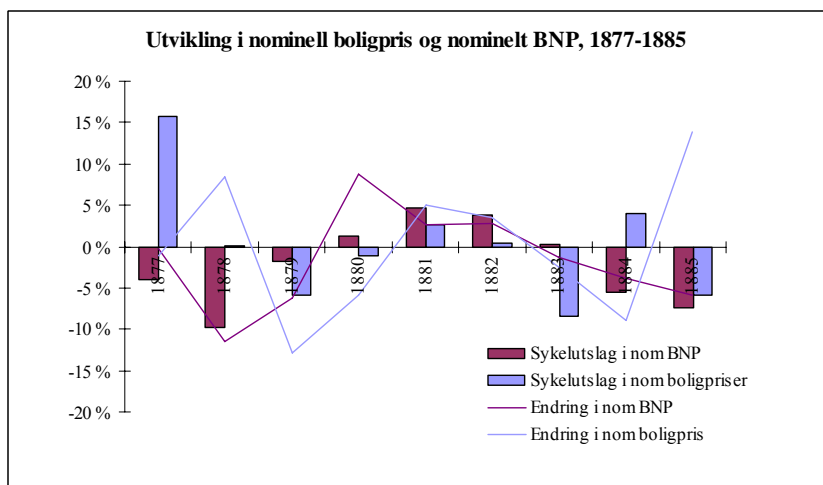
Tabell 9: Regresjonsresultater 1868-1881, Sykelutslag i nominelle størrelser

### 6.1.4 1877-1885

I perioden 1877-1885 ser vi sterk variasjon i årlige endringer i både boligpris og BNP. Fra 1880 til 1890 var det krise i banksektoren. Dette er ut til å ha gitt seg utslag i lav vekst i boligprisene både nominelt og reelt. Sykelutslagene viser relativt små utslag i reelt BNP, mens realboligprisens utslag er mer volatilt.



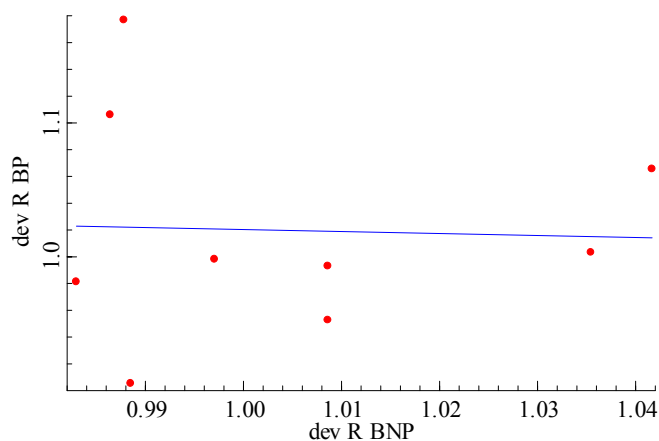
Figur 18: 1877-1885, Utvikling i realboligpris og reelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 19: 1877-1885, Utvikling i nominelle boligpriser og nominelt BNP  
Kilder: Grytten (2003, 2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

I regresjonstesten for endringer i reell boligpris og BNP i perioden 1877-1885 finner vi en negativ sammenheng mellom endringer i BNP og boligpriser. I følge denne testen medfører en økning i BNP på ett prosentpoeng en seks prosentpoengs nedgang i reelle boligpriser samme år. Modellens forklaringskraft, gitt ved  $R^2$ , er hele 61 prosent. Koeffisientene for endring i BNP ett år og to år tidligere er imidlertid ikke signifikant forskjellige fra null, og F-testen viser at det ikke er grunn for å si at endringene i BNP påvirker boligprisen.

Ny beregning av modellen, hvor forklarende variable som ikke er signifikante tas ut viser sammenheng mellom endringene i reelt BNP og boligpris samme år. Her finnes koeffisienten  $\beta_{r,t}$  å være -4,308 og signifikant. Denne sammenhengen tilsier at en ett prosentpoengs økning i reelt BNP gir et fall i realboligprisen samme år på over fire prosentpoeng. Ifølge modellen kan 47 prosent av endringene i boligprisene i perioden forklares ved endringene i BNP.



Figur 20: 1877-1885, Regresjonsplott: Årlige endringer i realboligprisen forklart ved endring i reelt BNP samme år.

Regresjonsmodell:

$$\Delta BP_{r,t} = 5,35464 - 4,30786 \Delta BNP_{r,t} + \mu_t$$

$R^2=0,46641 \quad F=6,119 \quad n=9$

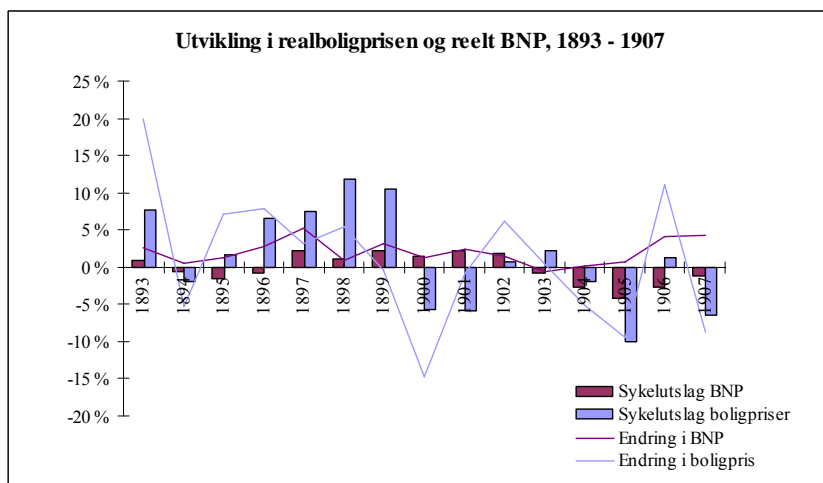
Durbin-Watson-testen viser tegn til positiv autokorrelasjon i dataene, og testen er derfor mindre pålitelig. Konklusjonen fra disse resultatene kan derfor være at det er en negativ sammenheng mellom realboligprisen og reelt BNP, men at det er usikkert hvor stor denne sammenhengen er.

| Observasjoner    |      | Konstantledd | Beta     | Beta      | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test   | DW    |      |
|------------------|------|--------------|----------|-----------|----------|----------------|----------|-------|------|
| 1877 -           | 1885 | Antall       | $\alpha$ | t         | t-1      | t-2            |          |       |      |
| Årlige endringer |      | 9            | 7,05181  | -6,006020 | 2,017040 | -2,005170      | 0,613891 | 2,650 | 1,51 |
| Reelle str       |      |              | 0,188    | 0,071     | 0,275    | 0,424          |          | 0,160 |      |
|                  |      |              | 5,35464  | -4,30786  |          |                | 0,46641  | 6,119 | 1,4  |
|                  |      |              | 0,018    | 0,043     |          |                |          | 0,043 |      |

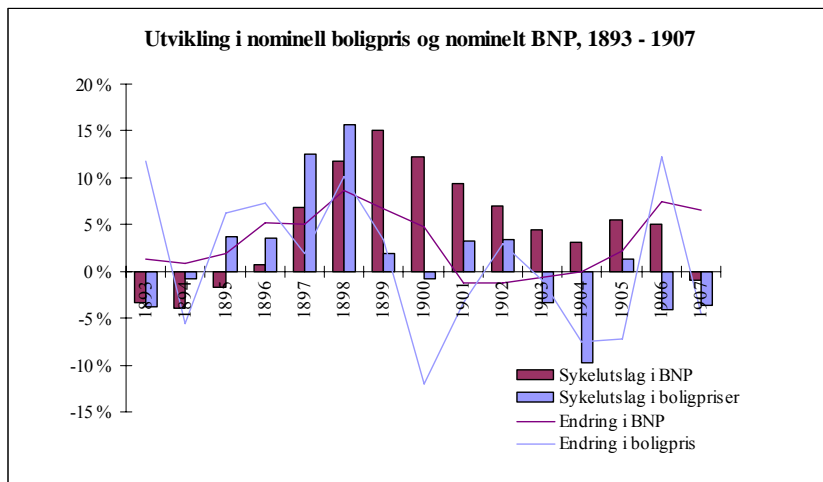
Tabell 10: Regresjonsresultater 1877-1885, Årlige endringer i reelle størrelser

## 6.1.5 1893-1907

Figurene nedenfor viser utviklingen i BNP og boligpriser i perioden 1893-1907. De viser at boligprisene både reelt og nominelt økte kraftig frem til 1898, for så å falle. Bare i 1899 falt de nominelle boligprisene med 12 prosent og de reelle boligprisene med hele 14,7 prosent. I samme periode fortsatte veksten i BNP, og sykelutslaget for både nominelt og reelt BNP var positivt. I 1903 falt imidlertid både reelt og nominelt BNP, før det økte i 1906, og falt igjen i 1907.



Figur 21: 1893-1907, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 22: 1893-1907, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

For endringer i nominelle boligpriser og nominelt BNP i perioden 1893 til 1907 finner vi at endringer i nominelt BNP samme år og ett og to år tidligere, kan forklare 42 prosent av variasjonen i nominell boligpris. F-testen viser at det er grunn til å anta noe sammenheng, og Durbin-Watson-testen gir ikke grunn til å mistenke autokorrelasjon i feilleddene. På fem prosents signifikansnivå kan vi påstå at det finnes en sammenheng mellom endringene i boligpriser og de

årlige endringene i BNP samme år og ett år tidligere For de to variablene finnes koeffisientene å være henholdsvis 2,14 og -2,25. En økning i nominelt BNP gir ifølge modellen en tilnærmet dobbelt så stor økning i boligprisen samme år, i prosentpoeng i forhold til utgangspunktet. Den samme økningen vil også gi en tilnærmet like stor negativ virkning på boligprisene ett år senere. Når effekten av de to koeffisientene nærmest utjevner hverandre er det vanskelig å tolke resultatene.

Modellene hvor variablene testes hver for seg, gir ikke signifikante sammenhenger, og det antas derfor at det ikke er sammenheng mellom endringene i nominelt BNP og nominell boligpris.

Regresjonsresultatene for samme periode som er basert på nominelle sykelutslag i boligprisene og BNP, viser at modellens variable til en viss grad påvirker boligprisen. Ifølge resultatene er forklaringsgraden i modellen 48 prosent, og god. For denne modellen kommer samme problemstilling som i forrige test. Sykelutslag i nominell produksjon samme år og ett år tidligere, er henholdsvis 1,747 og -1,757 og nærmest utjevner hverandre. Igjen gjør dette tolkning av resultatene vanskelig.

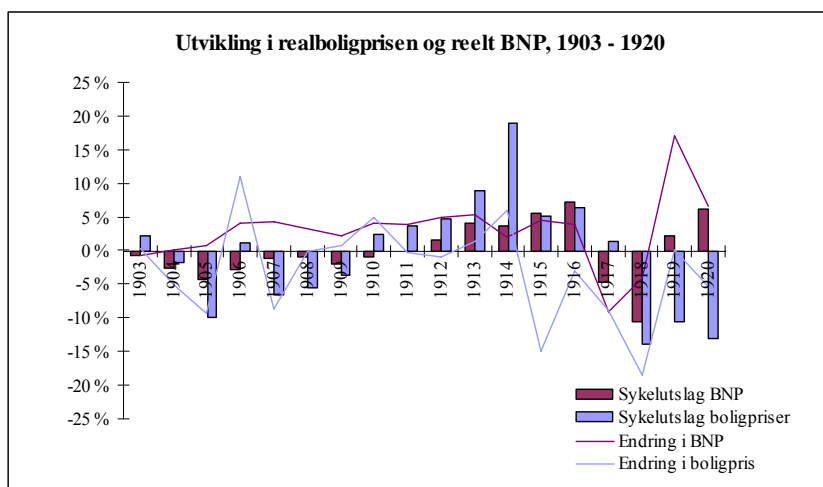
Ved videre undersøkelse av sammenhengen mellom sykelutslag i nominell boligpris og sykelutslag i nominelt BNP kommer det ikke frem resultater som tilsier betydelig sammenheng.

| Observasjoner    |        | Konstantledd | Beta         | Beta         | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test | DW   |
|------------------|--------|--------------|--------------|--------------|----------|----------------|--------|------|
| 1893 - 1907      | Antall | $\alpha$     | t            | t-1          | t-2      |                |        |      |
| Årlige endringer | 15     | 0,167052     | 2,147070     | -2,256510    | 0,923147 | 0,420848       | 2,664  | 2,50 |
| Nominelle str    |        | 0,827        | <u>0,018</u> | <u>0,040</u> | 0,265    |                | 0,100  |      |
| Sykelutslag      | 15     | 0,769801     | 1,747380     | -1,757380    | 0,237915 | 0,485047       | 3,454  | 1,46 |
| Nominelle str    |        | <u>0,032</u> | <u>0,043</u> | 0,183        | 0,750    |                | 0,055  |      |

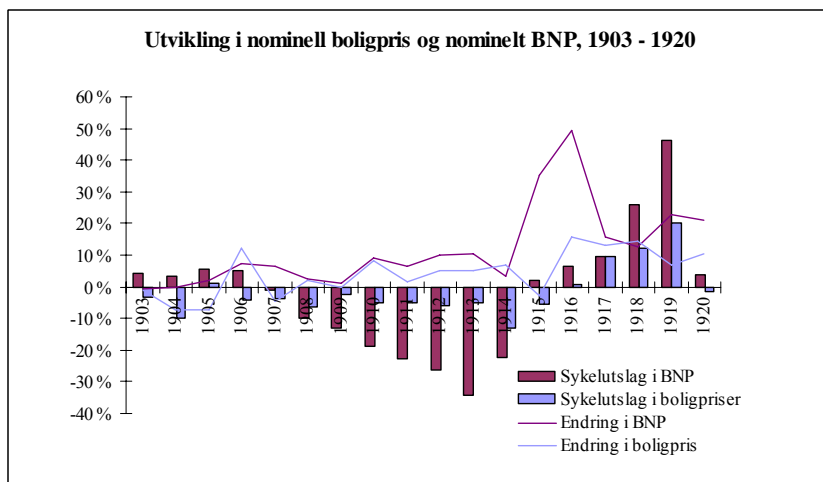
Tabell II: Regresjonsresultater 1893-1907, Årlige endringer og sykelutslag i nominelle størrelser

## 6.1.6 1903-1920

I diagrammene nedenfor presenteres utviklingen i BNP og boligpriser for perioden 1903-1920. For reelle boligpriser og reelt BNP ser vi at sykelutslagene stort sett har like fortegn. Det samme er tilfellet for nominelle størrelser. Ser man de to størrelsene i sammenheng kan det se ut som om nominelle og reelle størrelser er motsykliske. Det vil si at man på et tidspunkt har positivt utslag i de reelle størrelsene, og negativt utslag i de nominelle. I perioden frem til 1909 kommer det frem at man har en periode med fall i realboligprisene og negativt sykelutslag. Etter dette øker sykelutslaget kraftig frem mot 1914, for så å falle kraftig gjennom hele etterkrigsboomen. For de nominelle boligprisene er utviklingen motsatt med negativt avvik i boligprisene fram til 1914. Deretter øker boligprisene kraftig i nominelle termer, og det nominelle boligprisgapet øker frem til 1919.



Figur 23: 1903-1920, Utvikling i realboligpris og reelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 24: 1903-1920, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



I modellen for endringer i nominelt BNP og endringer nominelle boligpriser finner vi en betydelig styrke, og F-testen viser at man på fem prosents signifikansnivå kan godta at det finnes en sammenheng. Endringene i nominelt BNP samme år, året før og to år tidligere kan forklare 51 prosent av variasjonen i nominelle boligpriser. T-verdiene til de enkelte koeffisientene hver for seg, viser imidlertid ikke noen sammenhenger som er signifikante. Regresjonsmodellene som forklarer endringer i boligprisen ved endringene i BNP samme år, ett år før og to år tidligere er presentert i tabellen under.

Fra disse regresjonene ser vi at modellen som forklarer årlige endringer i nominelle boligpriser ved endring i nominelt BNP året før, har klart størst forklaringskraft og kan godtas ved ett prosents signifikansnivå. De to andre kan godtas ved fem prosents signifikansnivå. Det er altså god grunn til å anta at det i perioden finnes en sammenheng mellom endringer i nominelt BNP og endringer i nominelle boligpriser.

| Observasjoner    |        | Konstantledd | Beta         | Beta         | Beta         | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|------------------|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------|--------------|------|
| 1903 - 1920      | Antall | $\alpha$     | t            | t-1          | t-2          |                |              |      |
| Årlige endringer | 18     | 0,511363     | 0,106256     | 0,219556     | 0,155886     | 0,510587       | 4,869        | 2,85 |
| Nominelle str    |        | <u>0,004</u> | 0,417        | 0,163        | 0,239        |                | <u>0,016</u> |      |
|                  | 18     | 0,751541     | 0,261203     |              |              | 0,221626       | 4,556        | 2,15 |
|                  |        | <u>0,000</u> | <u>0,049</u> |              |              |                | <u>0,049</u> |      |
|                  | 18     | 0,639106     |              | 0,365651     |              | 0,44371        | 12,76        | 2,15 |
|                  |        | <u>0,000</u> |              | <u>0,003</u> |              |                | <u>0,003</u> |      |
|                  | 18     | 0,714796     |              |              | 0,300921     | 0,297298       | 6,769        | 2,5  |
|                  |        | <u>0,000</u> |              |              | <u>0,019</u> |                | <u>0,019</u> |      |

Tabell 12: Regresjonsresultater 1903-1920, Årlige endringer i nominelle størrelser

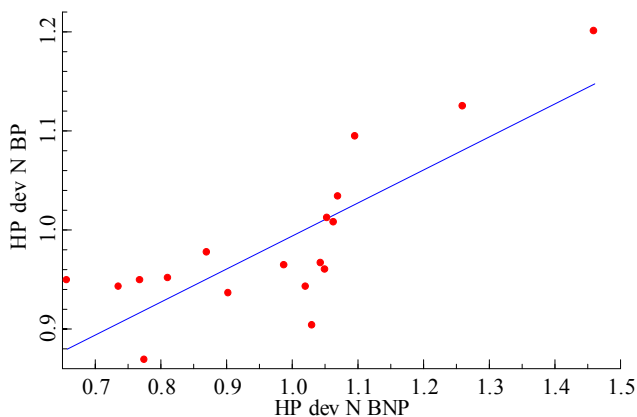
Når sykelutslaget i reelle boligpriser modelleres ved produksjonsgapet, finner testene en signifikant sammenheng i perioden 1903-1920 . Dette gjelder dersom det legges et fem prosents signifikansnivå til grunn. Ifølge modellen påvirkes sykelutslaget i boligprisen positivt av produksjonsgapet, de to får samme fortegn. To av koeffisientene i regresjonen finnes å være signifikant forskjellige fra null på ti prosents nivå, og disse testes videre.

| Observasjoner |      | Konstantledd | Beta     | Beta     | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test   | DW    |       |
|---------------|------|--------------|----------|----------|----------|----------------|----------|-------|-------|
| 1903 -        | 1920 | Antall       | $\alpha$ | t        | t-1      | t-2            |          |       |       |
| Sykelutslag   |      | 18           | -1,34094 | 0,980608 | 0,458600 | 0,900371       | 0,509470 | 4,850 | 1,1   |
| Reelle str    |      |              | 0,059    | 0,056    | 0,377    | 0,092          |          | 0,016 |       |
|               |      | 18           | 0,148534 | 0,846227 |          |                | 0,194882 | 3,873 | 0,862 |
|               |      |              | 0,734    | 0,067    |          |                |          | 0,067 |       |
|               |      | 18           | 0,294901 |          |          | 0,70157        | 0,118984 | 2,161 | 1     |
|               |      |              | 0,545    |          |          | 0,161          |          | 0,161 |       |

Tabell 13: Regresjonsresultater 1903-1920, Sykelutslag i reelle størrelser

Ifølge regresjonene hvor avviket i boligprisen modelleres ved produksjonsgapet, er koeffisienten for produksjonsgapet samme år høyest. Testene viser at modellen kan forklare 19 prosent av variasjonen i boligprisgapet. Det er altså tegn til at sykelutslaget i realøkonomien gir positiv innvirkning på boligprisene samme år.

Sykelutslaget i nominelle boligpriser modellert ved sykelutslaget i nominelt BNP viser at det er en betydelig sammenheng mellom de to. F-testen viser en sterk sammenheng, og forklaringskraften i modellen er på hele 64 prosent. Blant koeffisientene utmerker koeffisienten for sykelutslag i BNP samme år seg ved å være større enn de andre. Når denne tas med i en videre analyse får vi en ny modell med sterkt signifikant resultat og en forklaringskraft som er litt høyere enn i den første, 64,5 prosent. Dette tyder på at sykelutslaget i nominelle boligpriser ett år avhenger mest av sykelutslaget i nominelt BNP samme år.



Figur 25: 1903-1920, Regresjonsplott: sykelutslag i nominell boligpris forklart ved sykelutslag i nominelt BNP samme år

Regresjonsmodell:

$$cBP_{n,t} = 0,660396 + 0,333462cBNP_{n,t} + \mu_t$$

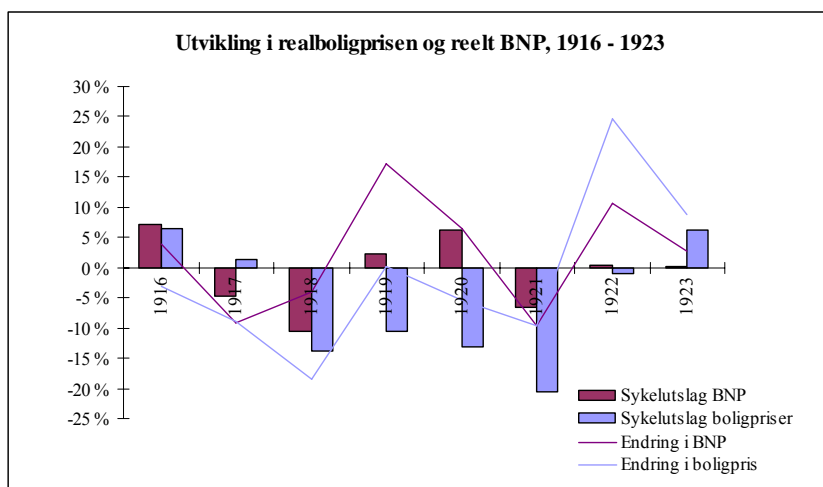
$$R^2 = 0,645031 \quad F = 29,07 \quad n = 18$$

| Observasjoner |        | Konstantledd | Beta         | Beta     | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|---------------|--------|--------------|--------------|----------|-----------|----------------|--------------|------|
| 1903 - 1920   | Antall | $\alpha$     | t            | t-1      | t-2       |                |              |      |
| Sykelutslag   | 18     | 0,661147     | 0,274183     | 0,122112 | -0,062688 | 0,647355       | 8,567        | 1,16 |
| Nominelle str |        | <u>0,000</u> | 0,118        | 0,697    | 0,760     |                | <u>0,002</u> |      |
|               | 18     | 0,660396     | 0,333462     |          |           | 0,645031       | 29,07        |      |
|               |        | <u>0,000</u> | <u>0,000</u> |          |           |                | <u>0,000</u> |      |

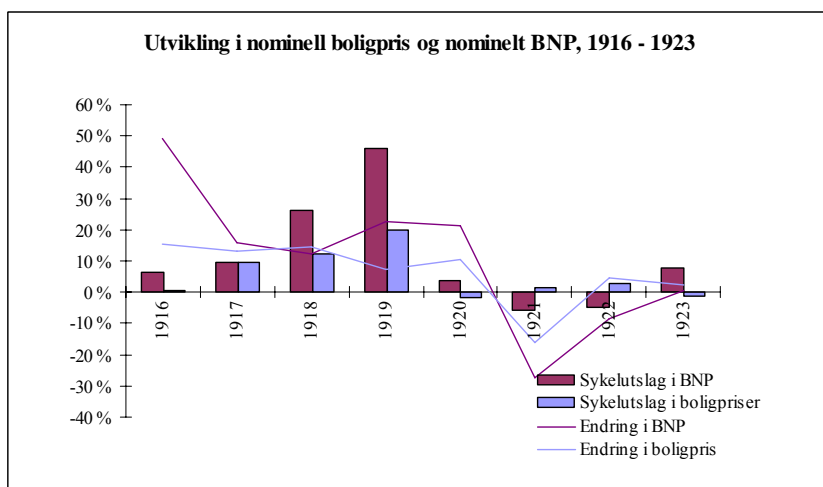
*Tabell 14: Regresjonsresultater 1903-1920, Sykelutslag i nominelle størrelser*

### 6.1.7 1916-1923

Utviklingen i BNP og boligpriser i perioden 1916-1923 er presentert grafisk i diagrammene nedenfor. Denne fremstillingen viser at man frem til 1920 hadde en kraftig vekst i nominelle boligpriser og nominelt BNP under etterkrigsboomen etter første verdenskrig, og et kraftig fall etter 1921 under etterkrigsdepresjonen. For de reelle størrelsene viser tallene at sykelutslaget i realboligprisene var negativt fra 1918 frem til 1921, og at det deretter er veldig lite. Sykelutslagene i reelt BNP er små relativt til utslagene i nominelt BNP, noe som vitner om bobleoppbygging og at den økonomiske veksten hadde lite å gjøre med de realøkonomiske forholdene.



Figur 26: 1916-1923, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 27: 1916- 1923, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

I perioden 1916-1923 finner vi at endringer i nominelle boligpriser avhenger av endringene i nominelt BNP. Modellen som finnes ved regresjon kan forklare hele 82,7 prosent av variasjonen i boligprisene, noe som er veldig mye. F-testen viser at vi ved ti prosents signifikansnivå kan anta at modellen er valid og har forklaringskraft.

Det er imidlertid kun én koeffisient som finnes å være statistisk forskjellig fra null. Sammenhengen mellom endringen i BNP og boligprisene samme år er variable undersøkes videre ved å kjøre en ny regresjon. I denne regresjonen ser man at forklaringskraften synker til 70 prosent. Når antall forklarende variable er stor relativt til utvalgsstørrelsen eller relativt til antall observasjoner, kan  $R^2$  bli urealistisk høy. I den første modellen er utvalgsstørrelsen åtte og antall forklarende variable tre, noe som kan tilsi at det rapporteres en urealistisk høy forklaringskraft i modellen. Fallet trenger derfor ikke tolkes som dårligere forklaringskraft. For sammenligningsformål ville justert  $R^2$  vært bedre. Denne tar høyde for antall forklarende variable og utvalgsstørrelsen.

Den modellerte sammenhengen finnes å være statistisk signifikant på ett prosents nivå. Til sammen tyder dette på en sterk sammenheng mellom nominelle boligprisendringer og nominelle endringer i BNP samme år.

| Observasjoner    |      | Konstantledd | Beta         | Beta         | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test   | DW           |      |
|------------------|------|--------------|--------------|--------------|-----------|----------------|----------|--------------|------|
| 1916 -           | 1923 | Antall       | $\alpha$     | t            | t-1       | t-2            |          |              |      |
| Årlige endringer |      | 8            | 0,528976     | 0,455221     | -0,135172 | 0,159905       | 0,827142 | 6,380        | 2,20 |
| Nominelle str    |      |              | <u>0,029</u> | <u>0,014</u> | 0,291     | 0,199          |          | <u>0,053</u> |      |
|                  |      |              | 0,647276     | 0,376241     |           |                | 0,70769  | 14,53        | 2,46 |
|                  |      |              | <u>0,001</u> | <u>0,009</u> |           |                |          | <u>0,009</u> |      |

Tabell 15: Regresjonsresultater 1916-1923, Årlige endringer i nominelle størrelser

Sykelutslaget i nominelle boligpriser lar seg godt forklare ved sykelutslaget i nominelt BNP samme år. I utgangsmodellen oppnås en forklaringsgrad på hele 85 prosent, og F-testen viser at de forklarende variablene i modellen har en sterk påvirkning på boligprisene. Ved å modellere nominelt sykelutslag i boligpriser ved de tre forklarende variablene hver for seg, kommer det kun frem én sammenheng som er statistisk signifikant. Videre analyse av denne sammenhengen viser

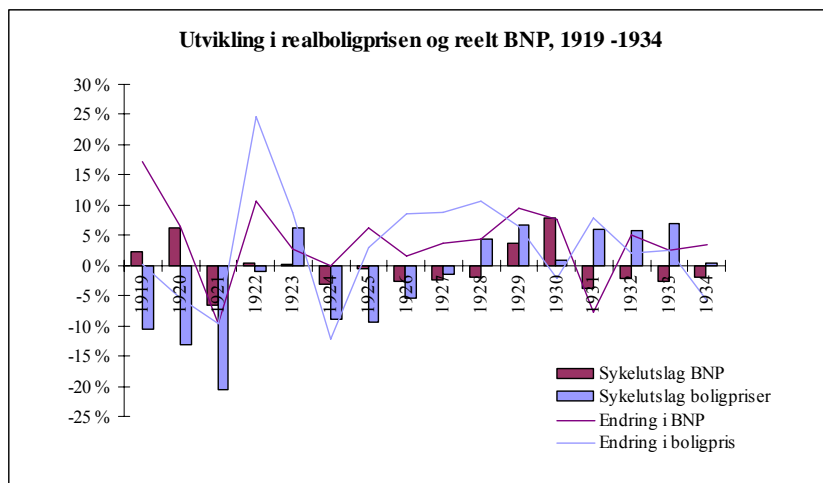
at variasjonen i sykelutslaget i nominelt BNP i modellen forklarer 74 prosent av variasjonen i boligprisutslaget samme år. Det er altså klare tegn til at konjunkturutslaget i nominell produksjon påvirker de nominelle boligprisene samme år.

| Observasjoner |      | Konstantledd | Beta         | Beta         | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test   | DW           |      |
|---------------|------|--------------|--------------|--------------|-----------|----------------|----------|--------------|------|
| 1916 -        | 1923 | Antall       | $\alpha$     | t            | t-1       | t-2            |          |              |      |
| Sykelutslag   |      | 8            | 0,496492     | 0,479734     | -0,117190 | 0,143907       | 0,855981 | 7,925        | 1,59 |
| Nominelle str |      |              | <u>0,016</u> | <u>0,011</u> | 0,349     | 0,159          |          | <u>0,037</u> |      |
|               |      | 8            | 0,592045     | 0,414201     |           |                | 0,747178 | 17,73        | 1,26 |
|               |      |              | <u>0,002</u> | <u>0,006</u> |           |                |          | <u>0,006</u> |      |

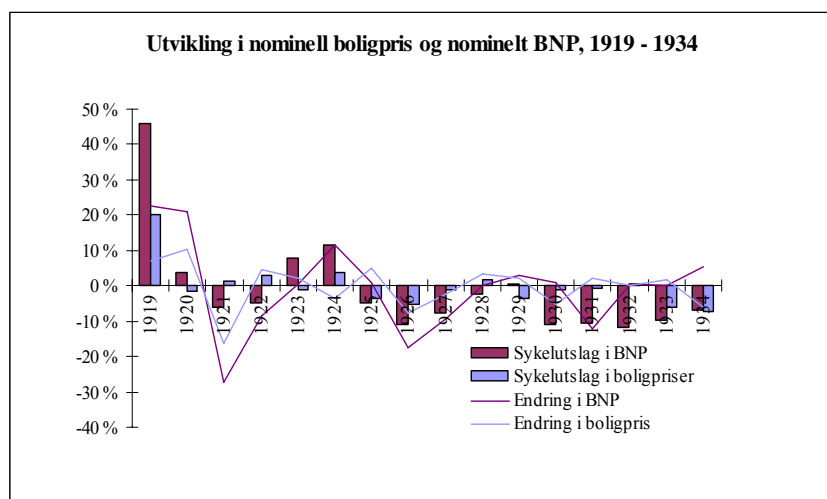
*Tabell 16: Regresjonsresultater 1916-1923, Sykelutslag i nominelle størrelser*

## 6.1.8 1919-1934

Diagrammene nedenfor viser utviklingen i boligpriser og BNP i perioden 1919-1934. Mens de nominelle størrelsene i perioden viser lav vekst eller faller, er det vekst i de reelle størrelsene nesten hvert år.



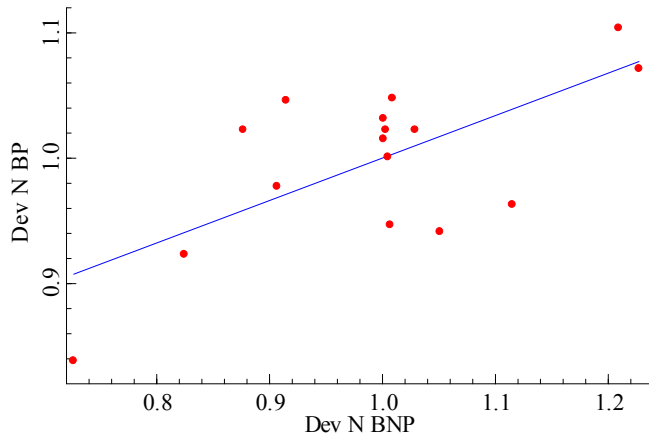
Figur 28: 1919-1934, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 29: 1919-1934, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

Når modellen for årlige endringer i nominelle boligpriser forklart ved endringer i nominelt BNP testes på datamaterialet fra perioden 1919-1934, får man resultater som likner på resultatene i periodene før. 51,6 prosent av variasjonen i endringer i nominelle boligpriser kan forklares ved endringene i nominelt BNP samme år og ett og to år senere. Ifølge F-testen, kan man anta en sammenheng mellom endringer i nominelt BNP og boligpris på fem prosents signifikansnivå.

Ser man på koeffisientene hver for seg er det kun sammenhengen mellom endringer i nominell boligpris og endringer i nominelt BNP samme år som er signifikant forskjellig fra null. Ved å teste denne sammenhengen i en egen regresjon finner vi at endringen i BNP kan forklare 45 prosent av variasjonen i boligprisendringene i perioden og at sammenhengen er signifikant forskjellig fra null på ett prosents nivå.



Figur 30: 1919-1934, Regresjonsplott, endring i nominell boligpris forklart ved endring i nominelt BNP

Regresjonsmodell:

$$\Delta BP_{n,t} = 0,661537 + 0,338596 \Delta BNP_{n,t} + \mu_t$$

$R^2=0,453033 \quad F=11,6 \quad n=16$

Durbin-Watson-testene viser imidlertid høye verdier, noe som er tegn på negativ autokorrelasjon i datamaterialet. Dersom dette er tilfelle, er det et brudd på standardforutsetningene for minste kvadraters metode, og det kan stilles spørsmål til validiteten i modellen. Det er imidlertid ikke høye nok verdier til at vi med sikkerhet kan si at det er negativ autokorrelasjon, og vi antar derfor at modellen holder med tanke på vårt formål.

| Observasjoner    |        | Konstantledd | Beta         | Beta      | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|------------------|--------|--------------|--------------|-----------|----------|----------------|--------------|------|
| 1919 - 1934      | Antall | $\alpha$     | t            | t-1       | t-2      |                |              |      |
| Årlige endringer | 16     | 0,734872     | 0,373634     | -0,131996 | 0,023487 | 0,515687       | 4,259        | 2,89 |
| Nominelle str    |        | <u>0,001</u> | <u>0,005</u> | 0,242     | 0,822    |                | <u>0,029</u> |      |
|                  | 16     | 0,661537     | 0,338596     |           |          | 0,453033       | 11,6         | 2,81 |
|                  |        | <u>0,000</u> | <u>0,004</u> |           |          |                | <u>0,004</u> |      |

Tabell 17: Regresjonsresultater 1919-1934, Årlige i nominelle størrelser

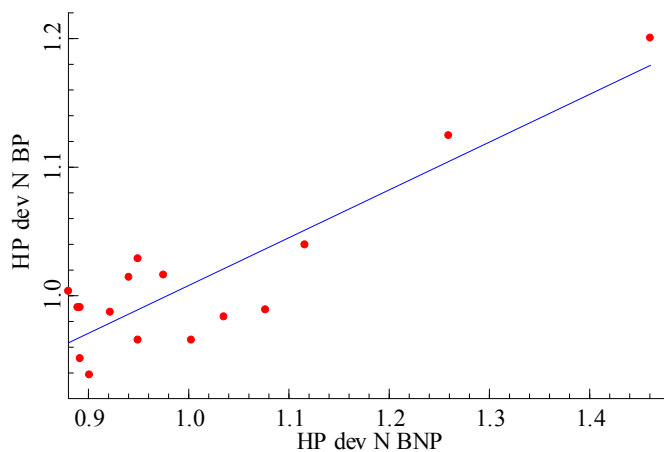


Også for sykelutslag i nominelle boligpriser forklart ved sykelutslag i nominelt BNP finner vi en statistisk signifikant sammenheng. Forklaringsgraden i modellen er hele 83 prosent og F-testen viser at modellen har betydelig forklaringskraft. Ifølge modellen er det sykelutslag i nominelt BNP samme år som gir størst innvirkning på boligprisen. Dette er også den eneste koeffisienten som ifølge den individuelle T-testen er statistisk signifikant forskjellig fra null.

Modellen hvor sykelutslaget i nominell boligpris forklares ved sykelutslag i nominelt BNP samme år er presentert i tabellen og grafisk. Denne modellen forteller oss at 79 prosent av variasjonen i sykelutslaget i den nominelle boligprisindeksen kan forklares ved sykelutslaget i det nominelle produksjonsnivået samme år. F-testen viser også at sammenhengen er betydelig.

| Observasjoner |        | Konstantledd | Beta         | Beta     | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|---------------|--------|--------------|--------------|----------|----------|----------------|--------------|------|
| 1919 - 1934   | Antall | $\alpha$     | t            | t-1      | t-2      |                |              |      |
| Sykelutslag   | 16     | 0,571035     | 0,448067     | 0,116860 | 0,099265 | 0,832081       | 19,820       | 2,66 |
| Nominelle str |        | <u>0,000</u> | <u>0,000</u> | 0,147    | 0,156    |                | <u>0,000</u> |      |
|               | 16     | 0,636224     | 0,371722     |          |          | 0,788836       | 52,30        | 2,26 |
|               |        | <u>0,000</u> | <u>0,000</u> |          |          |                | <u>0,000</u> |      |

Tabell 18: Regresjonsresultater 1919-1934, Sykelutslag i nominelle størrelser



Figur 31: 1919-1934, Regresjonsplott: Sykelutslag i nominell boligpris forklart ved sykelutslag i nominelt BNP

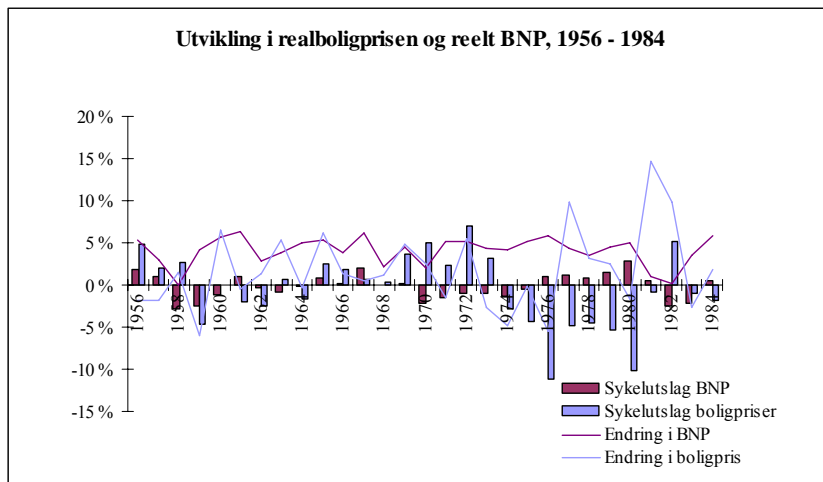
Regresjonsmodell:

$$cBP_{n,t} = 0,636224 + 0,371722 cBNP_{n,t} + \mu_t$$

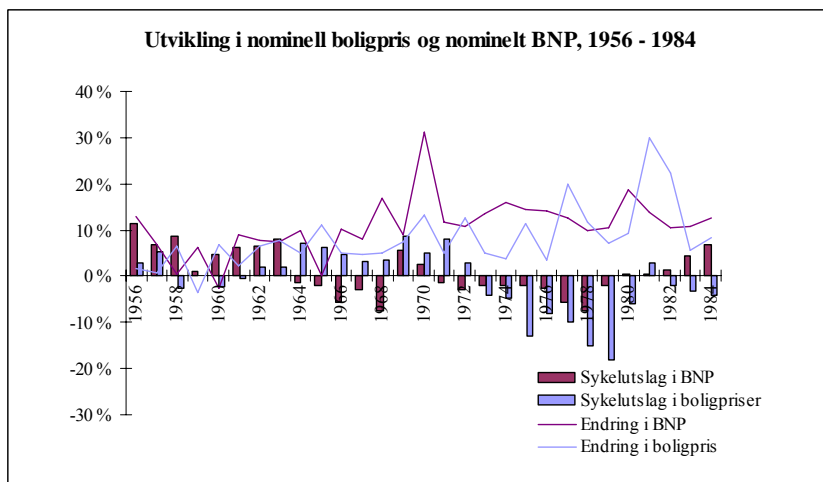
$$R^2 = 0,788836 \quad F = 52,30 \quad n = 16$$

### 6.1.9 1956-1984

Diagrammene nedenfor illustrerer utviklingen i BNP og boligpriser i reelle og nominelle størrelser for perioden 1956-1984. Det er vanskelig å se noen klar sammenheng mellom sykelutslag og årlige endringer i de reelle størrelsene, men sykelutslagene i nominelle størrelser ser ut til å ha samme fortegn i flesteparten av årene.



Figur 32: 1956-1984, Utvikling i realboligprisen og reelt BNP. Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 33: 1956-1984, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP. Kilder: Grytten (2003, 2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

For den lengste konjunktursykel og regresjonsperioden i datamaterialet finner vi ikke avgjørende sammenhenger mellom årlige endringer i reelt BNP og reelle boligpriser i utgangsmodellen. Koeffisienten for endring i BNP samme år er imidlertid signifikant forskjellig fra null.

Ved å utelate de ikke-signifikante koeffisientene, kan man se på den lineære sammenhengen mellom endringer i BNP og realboligprisen samme år. Forklaringskraften synker fra 18 prosent til 14 prosent, men som tidligere kommentert kan dette komme av færre forklarende variable. Ifølge F-testen kan vi i dette tilfellet anta at årlige endringer reelt BNP gir endringer med motsatt fortegn i realboligprisen samme år.

| Observasjoner    |        | Konstantledd | Beta         | Beta     | Beta      | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|------------------|--------|--------------|--------------|----------|-----------|----------------|--------------|------|
| 1956 - 1984      | Antall | $\alpha$     | t            | t-1      | t-2       |                |              |      |
| Årlige endringer | 29     | 1,60623      | -1,115660    | 0,553573 | -0,003551 | 0,179704       | 1,826        | 2,25 |
| Reelle str       |        | <i>0,100</i> | <i>0,044</i> | 0,295    | 0,995     |                | 0,168        |      |
|                  | 29     | 2,12285      | -1,062740    |          |           | 0,141810       | 4,462        | 2,23 |
|                  |        | <i>0,000</i> | <i>0,044</i> |          |           |                | <i>0,044</i> |      |

*Tabell 19: Regresjonsresultater 1956-1984, Årlige endringer i reelle størrelser*

For perioden 1956-1984 gir sykelutslaget i reel boligpris modellert ved produksjonsgapet samme år, ett år tidligere og to år tidligere en forklaringskraft på 19,7 prosent. I følge modellen påvirker produksjonsgapet boligprisene i positiv retning, det vil si at sykelutslagene har samme fortegn. Påvirkningen faller med tiden, slik at et positivt produksjonsgap samme år har større innvirkning på boligprisen enn samme størrelse ett og to år tidligere. F-testen viser imidlertid at det ikke er betydelig sammenheng.

I modellen er koeffisienten for produksjonsgapet samme år signifikant forskjellig fra null på fem prosents nivå. Denne sammenhengen undersøkes videre ved å modellere sykelutslaget i realboligprisen som resultat av produksjonsgapet samme år. Ifølge denne testen er sammenhengen mellom de to variablene negativ. Det vil si at en økning i produksjonsgapet gir et fall i realboligprisene samme år. Sammenhengen er signifikant på fem prosents nivå og modellen har en forklaringsgrad på 16,5 prosent. En videre tolkning av modellen er imidlertid litt vanskelig ettersom det er tegn til positiv autokorrelasjon i feilleddene.

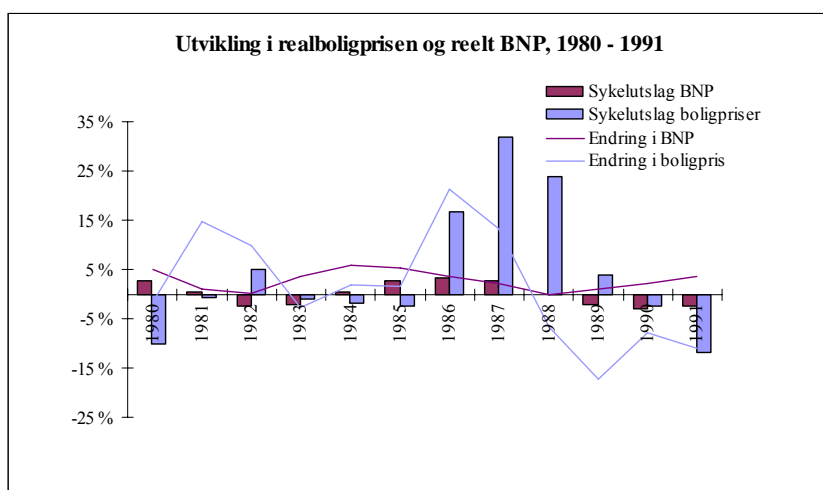
| Observasjoner |        | Konstantledd | Beta         | Beta     | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test       | DW    |
|---------------|--------|--------------|--------------|----------|----------|----------------|--------------|-------|
| 1956 - 1984   | Antall | $\alpha$     | t            | t-1      | t-2      |                |              |       |
| Sykelutslag   | 29     | 1,73203      | 1,364440     | 0,965030 | 0,228796 | 0,196741       | 2,041        | 1,00  |
| Reelle str    |        | <u>0,030</u> | <u>0,038</u> | 0,585    | 0,721    |                | 0,134        |       |
|               | 29     | 2,18673      | -1,19432     |          |          | 0,165272       | 5,346        | 0,984 |
|               |        | <u>0,000</u> | <u>0,029</u> |          |          |                | <u>0,029</u> |       |

*Tabell 20: Regresjonsresultater 1956-1984, Sykelutslag i reelle størrelser*

Både intuitivt og teoretisk er det vanskelig å se for seg at sammenhengen mellom realboligpriser og reelt BNP skulle være negativ. Dette forholdet drøftes videre i diskusjonen i kapittel 7.

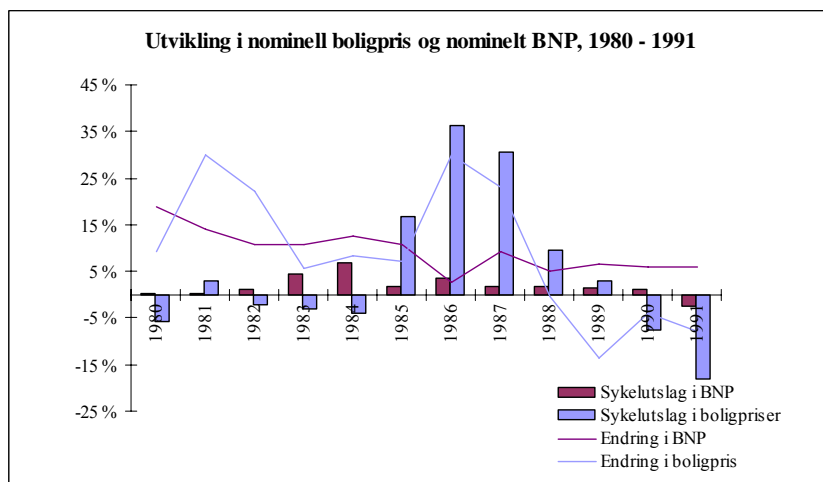
### 6.1.10 1980-1991

Figurene nedenfor illustrerer utviklingen i BNP og boligpriser i reelle og nominelle termer i perioden 1980-1991. I perioden kan man se at produksjonsgapet når høyeste verdi i 1986, mens sykelutslaget i boligprisen når høyeste verdi i 1987. Sykelutslaget i nominelt BNP når derimot høyeste verdi i 1984, i en periode hvor boligprisgapet er negativt. I 1986 når begge de to nominelle utslagene et høydepunkt samtidig med devalueringen. Ser man på årlige endringer i boligprisene svinger disse mer enn BNP både nominelt og reelt.



Figur 34: 1980-1991, Utvikling i realboligpris og reelt BNP.

Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger



Figur 35: 1980-1991, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP.

Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger

For perioden 1980 til 1991 finner regresjonsmodellen en betydelig sammenheng mellom årlige endringer i reelt BNP og reelle boligpriser. Modellen kan forklare hele 63 prosent av svingningene i realboligprisen. Det er imidlertid ingen av koeffisientene for seg selv som er

signifikant forskjellige fra null, men koeffisienten for to år tidligere viser sterkest signifikansnivå. Ved å kjøre en regresjon hvor de andre forklarende variablene er utelatt, finner vi at en økning i reelt BNP på én prosent i perioden i snitt gav en økning i reelle boligpriser på over fire prosent to år senere. Forklaringskraften på denne testen er hele 54 prosent, og sammenhengen er signifikant helt ned på ett prosents nivå.

| Observasjoner    |        | Konstantledd | Beta     | Beta     | Beta         | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|------------------|--------|--------------|----------|----------|--------------|----------------|--------------|------|
| 1980 - 1991      | Antall | $\alpha$     | t        | t-1      | t-2          |                |              |      |
| Årlige endringer | 12     | -4,86977     | 0,748104 | 1,245870 | 3,722900     | 0,629491       | 4,531        | 2,01 |
| Reelle str       |        | <i>0,074</i> | 0,724    | 0,586    | 0,106        |                | <i>0,032</i> |      |
|                  | 12     | -3,22725     |          |          | 4,118560     | 0,539935       | 11,740       | 1,77 |
|                  |        | <i>0,026</i> |          |          | <i>0,006</i> |                | <i>0,006</i> |      |

*Tabell 21: Regresjonsresultater 1980-1991, Årlige endringer i reelle størrelser*

I perioden 1980-1991 er sammenhengen mellom sykelutslag i realboligprisen og produksjonsgapet signifikant. Dette gjelder spesielt for sammenhengen mellom realboligprisen og størrelsen året før og to år tidligere.

I utgangsmodellen forklarer svingningene i produksjonsgapet 55 prosent av svingningene i boligprisenes avvik fra trend. Ifølge F-testen kan vi på ti prosents signifikansnivå anta at det er en sammenheng. Ingen av de tre koeffisientene for seg selv er statistisk signifikante fra null, og det er et klart problem med positiv autokorrelasjon i feilleddene i modellen. Dette gjør sammenhengen som er presentert i modellen vanskeligere å tolke, og det er muligheter for at feile sammenhenger blir modellert. Bildet kan bli klarere ved å teste i hvor stor grad de forklarende variablene i modellen hver for seg kan forklare sykelutslaget i realboligprisen.

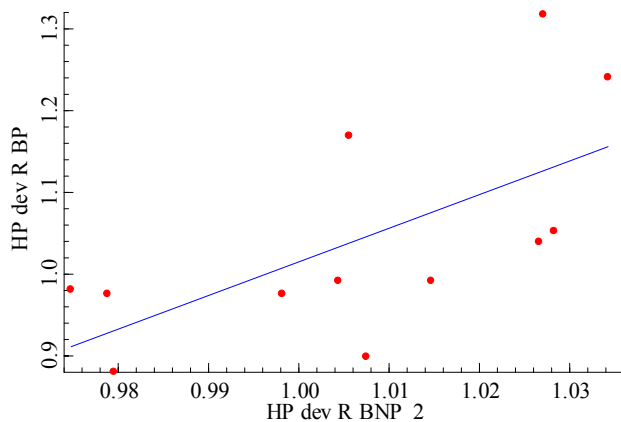
I testene er det produksjonsgapet året før og to år før som best kan forklare sykelutslaget i realboligprisen. Forklaringsgradene for de to modellene er gode, henholdsvis 45,5 prosent og 40,8 prosent. Ifølge modellene er utslagene i boligprisene nærmere fire ganger så store som utslagene i produksjonsgapet i det respektive året. Etersom sykelutslaget i en periode ofte avhenger av sykelutslaget i tidligere periode, jamfør kapittel to, er det vanskelig å si at modellen for produksjonsgap ett år tidligere eller produksjonsgap for perioden to år tidligere har bedre

forklaringskraft enn den andre. Denne sykliske bevegelsen i dataene fanges også opp i Durbin-Watson-testen, som peker på positiv autokorrelasjon i feilleddene. Det kan imidlertid konkluderes med at det er en sammenheng mellom sykelutslaget i boligprisen og produksjonsgapet ett og to år

| Observasjoner |      | Konstantledd | Beta     | Beta     | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test   | DW    |      |
|---------------|------|--------------|----------|----------|----------|----------------|----------|-------|------|
| 1980 -        | 1991 | Antall       | $\alpha$ | t        | t-1      | t-2            |          |       |      |
| Sykelutslag   |      | 12           | -5,15765 | 1,738940 | 0,524877 | 3,907670       | 0,551852 | 3,284 | 0,67 |
| Reelle str    |      |              | 0,103    | 0,600    | 0,904    | 0,297          |          | 0,079 |      |
|               |      | 12           | -2,8669  |          | 3,89523  |                | 0,454728 | 8,339 | 0,76 |
|               |      |              | 0,060    |          | 0,016    |                |          | 0,016 |      |
|               |      | 12           | -3,09677 |          |          | 4,11184        | 0,407605 | 6,881 | 0,62 |
|               |      |              | 0,078    |          |          | 0,025          |          | 0,025 |      |

tidligere.

Tabell 22: Regresjonsresultater 1980-1991, Sykelutslag i reelle størrelser



Figur 36: 1980 - 1991, Regresjonsplott: Sykelutslag i realboligprisen forklart ved produksjonsgapet 2 år tidligere

Regresjonsmodell:

$$cBP_{r,t} = 3,09677 + 4,11184 cBNP_{r,t-2} + \mu_t$$

$$R^2=0,407605 \quad F=6,881 \quad n=12$$

For sykelutslaget i nominelle boligpriser modellert ved sykelutslaget i nominelt BNP i perioden finner vi en statistisk signifikant sammenheng. Modellen forklarer 53 prosent av variasjonen i sykelutslaget i de nominelle boligprisene, og man kan anta at variablene i modellen har en forklarende kraft på ti prosents signifikansnivå. Ingen av koeffisientene er imidlertid betydelig forskjellige fra null. I videre analyse finner vi at sykelutslaget i nominell boligpris modellert ved sykelutslag i BNP to år tidligere har høyest signifikansnivå, og best forklarer svingningene i boligprisen. For sammenhengen mellom sykelutslaget i BNP samme år og ett år tidligere er ikke sammenhengen like klar.

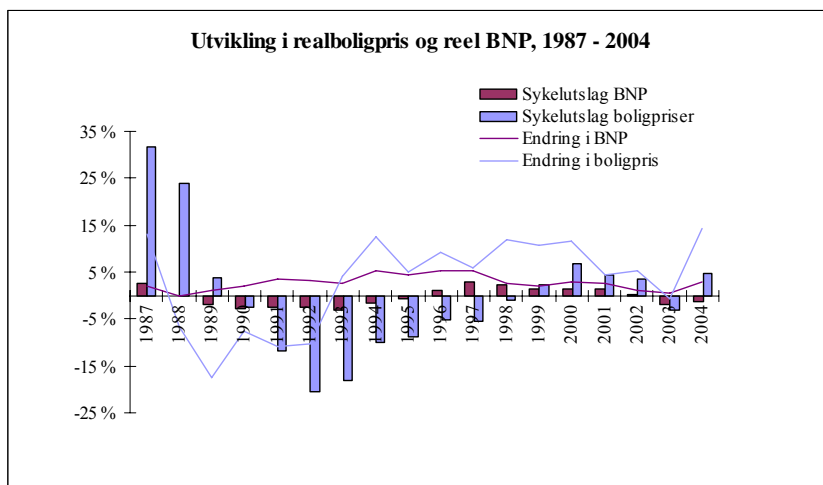
| Observasjoner |        | Konstantledd | Beta      | Beta     | Beta     | R <sup>2</sup> | F-test | DW   |
|---------------|--------|--------------|-----------|----------|----------|----------------|--------|------|
| 1980 - 1991   | Antall | $\alpha$     | t         | t-1      | t-2      |                |        |      |
| Sykelutslag   | 12     | -1,03295     | -1,573690 | 1,095720 | 2,560680 | 0,529942       | 3,006  | 1,19 |
| Nominelle str |        | 0,579        | 0,515     | 0,570    | 0,113    |                | 0,095  |      |
|               | 12     | -1,78305     |           |          | 2,814280 | 0,496885       | 9,876  | 1,19 |
|               |        | 0,076        |           |          | 0,010    |                | 0,010  |      |

*Tabell 23: Regresjonsresultater 1980-1991, Sykelutslag i nominelle størrelser*

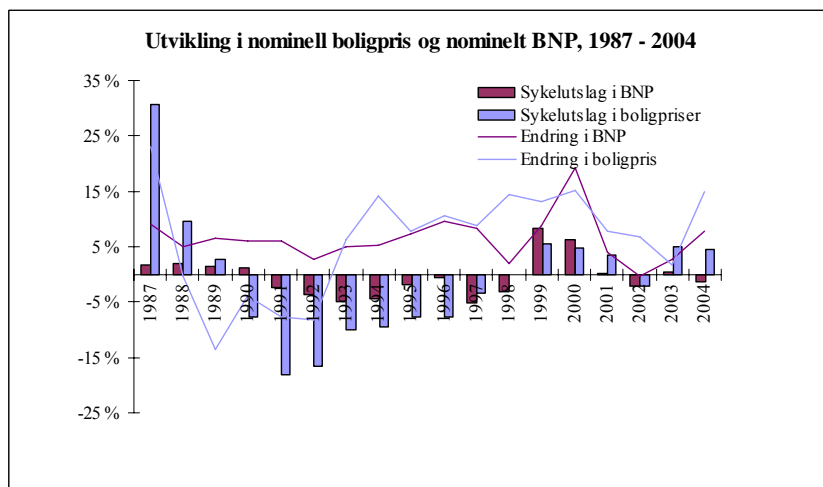


### 6.1.11 1987-2004

Diagrammene nedenfor viser utviklingen i nominelle og reelle størrelser i BNP og boligpriser. Fra diagrammene kommer det klart frem at sykelutslagene i begge størrelsene har samme fortegn i perioden. Reelt BNP ser ut til å ha relativt stabil veksttakt, mens både reelle og nominelle boligpriser faller i starten av perioden, men får høyere veksttakt i midten av perioden. Samlet sett kan det se ut som om vi har liknende sammenhenger som i foregående periode



Figur 37: 1987-2004, Utvikling i realboligpris og reel BNP.  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger.



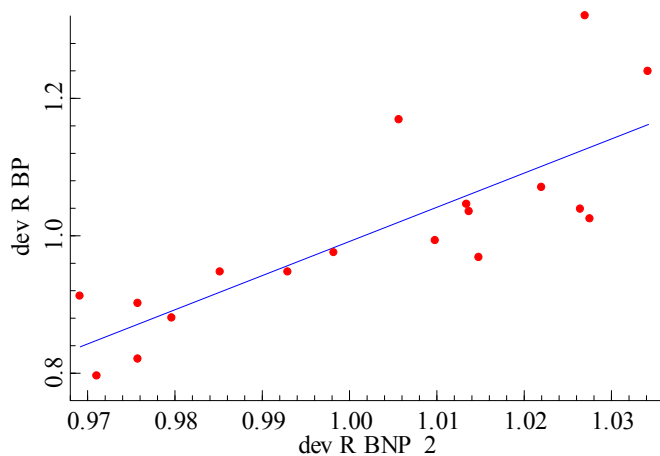
Figur 38: 1987-2004, Utvikling i nominell boligpris og nominelt BNP.  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger.

De årlige endringene i realboligpriser modellert ved endringene i reelt BNP kan i denne perioden forklare 39 prosent av svingningene i boligprisen. F-testen viser også at det er en betydelig sammenheng, men dersom man la fem prosents signifikansnivå til grunn som i perioden før, ville vi ikke kunne godta denne sammenhengen.

I perioden ser man også at endringer i reelt BNP påvirker boligprisene to år senere. Ved å kjøre en ny regresjonstest, hvor kun den signifikante forklarende variabelen i den opprinnelige testen tas med, kan sammenhengen undersøkes grafisk. Årlige endringer i reelt BNP et år i perioden kan forklare 29 prosent av endringene i reelle boligpriser to år senere. Regresjonsresultatene forteller at en endring i BNP gir en endring i boligprisene to år senere som er rundt tre ganger høyere. Denne sammenhengen er statistisk signifikant på fem prosent nivå.

| Observasjoner    |        | Konstantledd | Beta     | Beta      | Beta         | R <sup>2</sup> | F-test       | DW   |
|------------------|--------|--------------|----------|-----------|--------------|----------------|--------------|------|
| 1987 - 2004      | Antall | $\alpha$     | t        | t-1       | t-2          |                |              |      |
| Årlige endringer | 18     | -4,03802     | 2,415270 | -1,290780 | 3,797540     | 0,392720       | 3,018        | 1,18 |
| Reelle str       |        | <u>0,036</u> | 0,166    | 0,546     | <u>0,048</u> |                | <u>0,065</u> |      |
|                  | 18     | -2,4113      |          |           | 3,339710     | 0,293646       | 6,652        | 1,22 |
|                  |        | <u>0,090</u> |          |           | <u>0,020</u> |                | <u>0,020</u> |      |

Tabell 24: Regresjonsresultater 1987-2004, Årlige endringer i reelle størrelser



Figur 39: 1987 - 2004, Regresjonsplott: Årlige endringer i realboligprisen forklart ved endringer i reelt BNP to år tidligere

Regresjonsmodell:

$$\Delta BP_{r,t} = -2,4113 + 3,339710 \Delta BNP_{r,t-2} + \mu_t$$

$R^2=0,293646$      $F=6,652$      $n=18$

For perioden 1987-2007 finner vi en statistisk signifikant sammenheng mellom realboligprisenes sykelutslag og sykelutslag i reelt BNP samme år, ett år tidligere og to år tidligere. F-testen, med verdi på 11,8, gir god grunn til anta en sammenheng. Modellen som finnes ved regresjon kan forklare 71,7 prosent av variasjonen i sykelutslaget til boligprisen. Ifølge modellen er den sykliske komponenten i boligprisen mest avhengig av produksjonsgapet to år tidligere. Denne koeffisienten er klart større enn de andre, og T-testen til koeffisienten viser at den er signifikant forskjellig fra null.

Det er vanskelig å tolke disse resultatene videre ettersom dataseriene har sykliske bevegelser og man i modellen finner positiv autokorrelasjon i feilleddene. Ved å modellere realboligprisens sykelutslag i tre regresjoner hvor forklarende variabler er henholdsvis produksjonsgapet samme år, ett år tidligere og to år tidligere finner man statistisk signifikante sammenhenger for hver av de tre. Sammenhengen mellom produksjonsgapet ett år tidligere og sykelutslaget i realboligprisen skiller seg imidlertid ut som den modellen som best forklarer svingningene i realboligprisen og har best styrke.

| Observasjoner |        | Konstantledd | Beta         | Beta         | Beta         | R <sup>2</sup> | F-test       | DW    |
|---------------|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------|--------------|-------|
| 1987 - 2004   | Antall | $\alpha$     | t            | t-1          | t-2          |                |              |       |
| Sykelutslag   | 18     | -4,68849     | 1,297950     | 0,020838     | 4,361010     | 0,716564       | 11,800       | 0,87  |
| Reelle str    |        | <u>0,001</u> | 0,528        | 0,994        | <u>0,036</u> |                | <u>0,000</u> |       |
|               | 18     | -2,46963     | 3,47691      |              |              | 0,28138        | 6,265        | 0,308 |
|               |        | <u>0,094</u> | <u>0,024</u> |              |              |                | <u>0,024</u> |       |
|               | 18     | -3,63032     |              | 4,62893      |              | 0,586466       | 22,69        | 0,736 |
|               |        | <u>0,002</u> |              | <u>0,000</u> |              |                | <u>0,000</u> |       |
|               | 18     | -3,09677     |              |              | 4,11184      | 0,407605       | 6,881        | 0,984 |
|               |        | <u>0,078</u> |              |              | <u>0,025</u> |                | <u>0,025</u> |       |

Tabell 25: Regresjonsresultater 1987-2004, Sykelutslag i reelle størrelser

Sykelutslaget i nominelle boligpriser modellert ved sykelutslaget i nominelt BNP samme år, ett år tidligere og to år tidligere, viser at det er en statistisk signifikant sammenheng. Modellen som finnes ved regresjon kan forklare 47 prosent av variasjonen i boligprisens sykelutslag. Durbin-Watson-testen viser at det er positiv autokorrelasjon i datamaterialet. Tolkningen av resultatene må derfor gjøres med forsiktighet.

Modellene for sammenheng mellom sykelutslaget i nominelle boligpriser og sykelutslaget nominelt BNP samme år, ett år tidligere og to år tidligere individuelt, finner betydelige sammenhenger i to tilfeller. Sykelutslaget i boligprisene ser ut til å være kontemporære eller lagge med ett år. Disse sammenhengene er signifikante på ti prosents nivå. Resultatet skiller seg ut fra den første modellen hvor det er sammenhengen mellom sykelutslag samme år og sykelutslaget to år tidligere som er signifikant forskjellig fra null på ti prosents nivå. Både forklaringskraften og F-testen viser at det er sterkest sammenheng mellom de samtidige sykelutslagene.

| Observasjoner |        | Konstantledd | Beta         | Beta         | Beta         | R <sup>2</sup> | F-test       | DW    |
|---------------|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------|--------------|-------|
| 1987 - 2004   | Antall | $\alpha$     | t            | t-1          | t-2          |                |              |       |
| Sykelutslag   | 18     | -2,35732     | 2,316730     | -0,445372    | 1,492470     | 0,465714       | 4,068        | 0,82  |
| Nominelle str |        | <u>0,032</u> | <u>0,021</u> | 0,671        | <u>0,093</u> |                | <u>0,028</u> |       |
|               | 18     | -1,12781     | 2,14025      |              |              | 0,322041       | 7,600        | 0,621 |
|               |        | 0,165        | <u>0,014</u> |              |              |                | <u>0,014</u> |       |
|               | 18     | -0,501982    |              | 1,51214      |              | 0,162947       | 3,115        | 0,48  |
|               |        | 0,566        |              | <u>0,097</u> |              |                | <u>0,097</u> |       |
|               | 18     | -0,338023    |              |              | 1,341270     | 0,148382       | 2,788        | 0,554 |
|               |        | 0,681        |              |              | <u>0,114</u> |                | <u>0,114</u> |       |

Tabell 26: Regresjonsresultater 1987-2004, Sykelutslag i nominelle størrelser

## 6.2 Sammendrag av empiriske funn

Tabellen og diskusjonen under oppsummerer de empiriske funnene i oppgaven.

|                      | Årlige endringer   |                        |     |     | Modell 2, 3 og 4 |     |     | Sykelutslag        |                        |     |     | Modell 2, 3 og 4 |     |     |
|----------------------|--------------------|------------------------|-----|-----|------------------|-----|-----|--------------------|------------------------|-----|-----|------------------|-----|-----|
|                      | Modell 1<br>F-test | T-verdier<br>t t-1 t-2 |     |     | t                | t-1 | t-2 | Modell 1<br>F-test | T-verdier<br>t t-1 t-2 |     |     | t                | t-1 | t-2 |
| <b>1850 - 2004</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Ja                     | Nei | Nei | Ja               | Nei | Nei | Ja*                | Ja*                    | Nei | Nei | Ja*              | Ja* | Ja  |
| Nominelle størrelser | Ja                 | Ja                     | Nei | Noe | Ja*              | Ja* | Ja* | Ja*                | Ja*                    | Nei | Noe | Ja*              | Ja* | Ja* |
| <b>1850 - 1863</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Ja  | Nei              | Nei | Nei | Nei                | Nei                    | Nei | Nei | Nei              | Nei | Nei |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Noe                | Nei                    | Nei | Nei | Nei              | Nei | Ja  |
| <b>1859 - 1872</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Noe | Nei              | Nei | Nei | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Noe                | Nei                    | Nei | Ja  | Nei              | Nei | Nei |
| <b>1868 - 1881</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Noe |                  |     | Noe | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Ja*                | Nei                    | Nei | Nei | Ja               | Ja* | Ja* |
| <b>1877 - 1885</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Noe                    | Nei | Nei | Ja               | Nei | Nei | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| <b>1881 - 1897</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| <b>1893 - 1907</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Noe                | Ja                     | Ja  | Nei | Nei              | Nei | Nei | Noe                | Ja                     | Nei | Nei | Nei              | Nei | Nei |
| <b>1903 - 1920</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Ja                 | Noe                    | Nei | Noe | Noe              | Ja  | Nei |
| Nominelle størrelser | Ja                 | Nei                    | Nei | Nei | Ja               | Ja* | Ja  | Ja*                | Nei                    | Nei | Nei | Ja*              | Ja* | Noe |
| <b>1916 - 1923</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Noe                | Ja                     | Nei | Nei | Ja*              | Nei | Nei | Ja                 | Ja                     | Nei | Nei | Ja*              | Nei | Nei |
| <b>1919 - 1934</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Ja                 | Ja                     | Nei | Nei | Ja*              | Nei | Nei | Ja*                | Ja*                    | Nei | Nei | Ja*              | Nei | Nei |
| <b>1947 - 1960</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| <b>1956 - 1984</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Nei                | Ja                     | Nei | Nei | Ja               |     |     | Nei                | Ja                     | Nei | Nei | Ja               |     |     |
| Nominelle størrelser | Noe                | Nei                    | Noe | Nei | Nei              | Ja  | Ja  | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     |
| <b>1980 - 1991</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Ja                 | Nei                    | Nei | Nei | Nei              | Ja  | Ja* | Noe                | Nei                    | Nei | Nei | Nei              | Ja  | Ja  |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Noe                | Nei                    | Nei | Nei | Nei              | Noe | Ja* |
| <b>1987 - 2004</b>   |                    |                        |     |     |                  |     |     |                    |                        |     |     |                  |     |     |
| Reelle størrelser    | Noe                | Nei                    | Nei | Ja  | Nei              | Noe | Ja  | Ja*                | Nei                    | Nei | Ja  | Ja               | Ja* | Ja  |
| Nominelle størrelser | Nei                | Nei                    | Nei | Nei |                  |     |     | Ja                 | Ja                     | Nei | Noe | Ja               | Noe | Nei |

Tabell 27: Sammendrag av regresjonsresultater. F-test angir resultat fra F-test, og t, t-1 og t-2 angir koeffisient for BNP utvikling på tidspunktene t, t-1 og t-2. "Ja\*" angir sterkt signifikant sammenheng, som godtas på ett prosents signifikansnivå, "Ja" angir signifikant sammenheng på fem prosents nivå og "Noe" angir en sammenheng som godtas på ti prosents signifikansnivå.

Tabellen presenterer resultatene fra alle regresjonsmodellene, periodevis. Resultatene som rapporteres er F-test fra utgangsmodellen (1), og T-tester på hver enkelt koeffisient i modellen. Deretter rapporteres resultatene fra videre undersøkelser i modellene (2), (3) og (4).

For hele perioden under ett finner vi signifikante sammenhenger i alle modellene som testes. I alle modellene, unntatt modellen hvor årlige endringer i realboligprisen forklares ved årlige endringer i reelt BNP, tilsier F-testen betydelige sammenhenger. Ved videre undersøkelse av endringene i realboligpris finner man også en avgjørende påvirkning av årlige endringer i reelt BNP samme år. Forklaringskraften i modellene er svake, men høyere for modellene med nominelle størrelser enn for de reelle. Det ser også ut til å være sterkere sammenheng i modellene for sykelutslag enn i modellene som modellerer årlige endringer.

For periodene 1850-1863, 1859-1872 og 1868-1881 finnes det tegn til sammenheng mellom sykelutslag i nominelle boligpriser og nominelt BNP. Denne sammenhengen ser ut til å være sterkest for sykelutslaget i nominelle boligpriser forklart ved sykelutslaget i nominelt BNP to år tidligere. Liknende kan man se tegn til sammenheng mellom årlige endringer i realboligpriser og årlige endringer i reelt BNP to år tidligere. Disse sammenhengene er imidlertid svært svake, og det er vanskelig å trekke en klar konklusjon.

For perioden 1877-1885 finnes det en signifikant sammenheng mellom årlige endringer i de reelle størrelsene. Denne sammenhengen er imidlertid negativ, og er dermed vanskelig å forklare både intuitivt og teoretisk. Perioden 1893-1907 viser på samme måte en sammenheng mellom de nominelle størrelsene som måles, men fortegnene til koeffisientene er vanskelig både å tolke og forklare.

I regresjonene som dekker periodene 1903-1920, 1916-1923 og 1919-1934 er det tegn til sammenheng mellom de nominelle størrelsene det testes for. Med unntak av perioden 1903-1920 finnes det ikke signifikante sammenhenger mellom de reelle størrelsene.

Modellene for perioden 1956-1984 viser at det er grunn til å anta en sammenheng mellom størrelsene for reelt BNP og realboligprisene samme år. Ifølge modellen er sammenhengen negativ, noe som tilsier at et fall i reelt BNP tilsier en økning i realboligprisen. Dette er vanskelig å forklare, men kan muligens grunne i regulering av både kreditt- og boligmarkedet.

I de to siste periodene finner analysen signifikante sammenhenger mellom årlige endringer i realboligprisene og årlige endringer i reelt BNP to år tidligere. Det ser også ut til at sykelutslagene i realboligprisen avhenger av produksjonsgapet. Spesielt sterk sammenheng finnes det mellom sykelutslaget i realboligprisen og produksjonsgapet ett og to år tidligere. Modellene som modellerer sykelutslag i nominelle boligpriser ved sykelutslaget i nominelt BNP, gir imidlertid litt forskjellige resultater. I perioden 1980-1991 ser sykelutslaget i boligpris ut til å lagge sykelutslaget i BNP, mens det faller samtidig i perioden 1987-2004.

## 7. Drøfting

Av funnene går det frem at det er en sammenheng mellom utvikling i boligpriser og konjunkturer, men at den ikke har vært lik over tid. I noen perioder finner man sterke sammenhenger, i andre finner man ingen. Det er også forskjell i sammenhengene vi finner for nominelle og reelle størrelser. Testene tyder på at boligprisen lagges BNP, men styrken i modellene varierer mellom underperiodene. For perioden frem til 1900 er tegn til en sammenheng mellom sykelutslag i de nominelle størrelsene. Fra starten av 1900-tallet og frem til andre verdenskrig er det tegn til sterk sammenheng mellom de nominelle størrelsene, mens sykelutslaget i realboligprisene og sykelutslaget i reelt BNP ser ut til å avhenge av hverandre kun i starten av perioden. For perioden like etter andre verdenskrig er det ingen betydelige sammenhenger. Mot slutten av datamaterialet viser testene imidlertid sterkere sammenhenger, og for de to siste periodene finner man signifikante sammenhenger mellom både endringer og sykelutslag i reelle størrelser, samt sykelutslagene i de nominelle størrelsene.

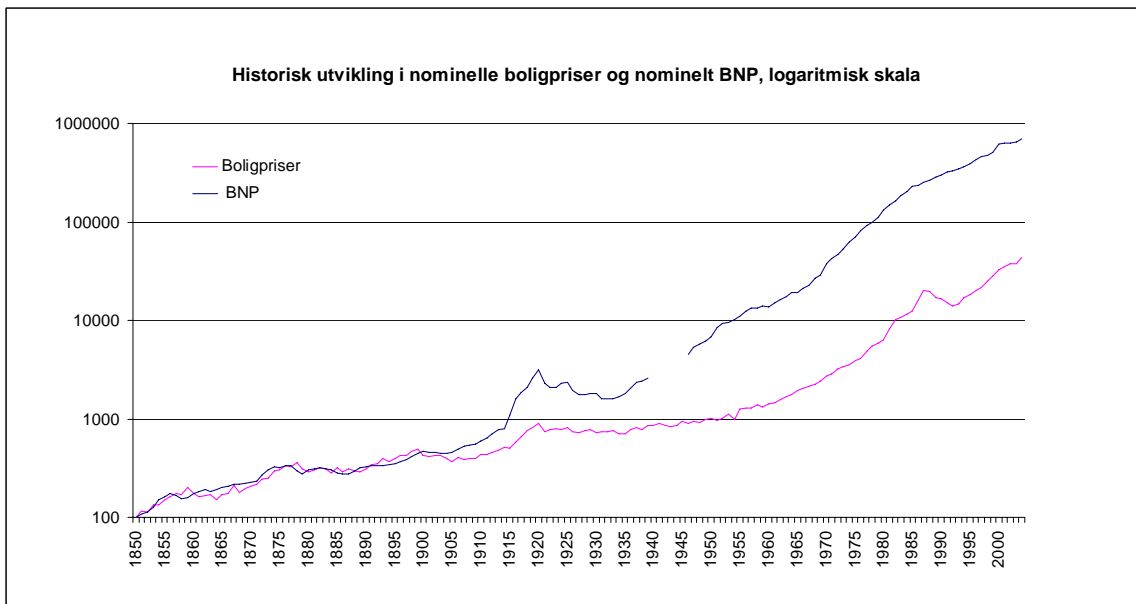
Det kan være mange grunner til at sammenheng mellom BNP og boligpris har variert over tid. ”Støy” i datamaterialet, og spesielle hendelser i historien kan ha påvirket boligprisene på en måte som gjør at en sammenheng mellom BNP og boligpriser blir vanskelig å identifisere.

Et problem som går igjen i hele datamaterialet er datafrekvensen. Når man undersøker om det finnes en sammenheng, og om denne er kontemporær eller lagget, ville det være en fordel å ha en hyppigere frekvens. Når man opererer med årsdata er det mulig å tenke seg at en endring i BNP tidlig i et år, gir en endring i boligprisen mot slutten av samme år. For å oppdage slike forhold må dataene vært på halvtårs-, kvartals- eller månedsbasis. Det er med andre ord mulighet for at virkninger som er lagget oppfattes som samtidige i datamaterialet, og dermed også i modellene. Ettersom det er en relativt stor andel av modellene som oppfatter laggede effekter er det grunn til å tenke seg at noe av samvariasjonen som finnes å være samtidig også i virkeligheten er lagget.

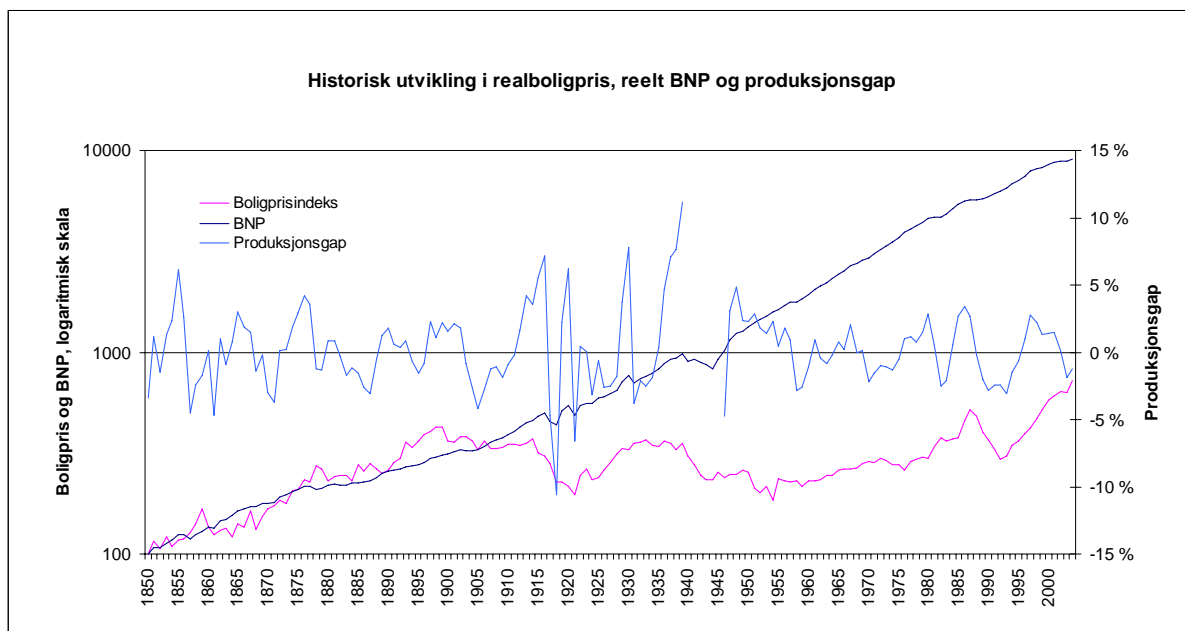
For å se på spesielle forhold i til økonomien som kan ha påvirket forholdet mellom boligprisene og BNP er det nyttig å se på den historiske utviklingen, både nominelt og reelt. Figur 40 viser



utviklingen i de nominelle boligprisene og nominelt BNP som aggregerte størrelser. I figur 41 vises utviklingen i realboligprisen og reelt BNP både som aggregert størrelse og sykelutslag.



Figur 40: 1850-2004, Utvikling i nominelt BNP og nominelle boligpriser. Indeks: 1850 = 100  
Kilder: Grytten (2003) og Eitrheim (2005).



Figur 41: 1850-2004, Utviklingen i realboligpriser, reelt BNP og produksjonsgap.  
Indeks: 1850 = 100  
Kilder: Grytten (2003), Eitrheim (2005) og egne beregninger.

I figur 40 kommer det frem at de nominelle boligpriser vokste like mye som nominell produksjon frem til rundt 1900. Etter dette falt nominell boligpris relativt til nominell produksjon, hvorpå produksjonen falt mer enn boligprisen gjennom 1920 tallet frem til rundt 1930. Etter 1955 ser vi, med unntak av fallet i boligprisene på midten av 1980-tallet, at de nominelle boligprisene som andel av nominelt BNP er relativt stabilt. Figur 41 på sin side, viser tiltider høyere vekst i realboligprisene enn reelt BNP i de første 50 årene. Denne veksten i realboligprisene tilsier større vekst i boligpriser enn prisøkningen i økonomien som helhet, og vitner om høy standardheving i boligene, eller press på ressurser i forhold til bygging. Etter 1900 flater realboligprisen ut relativt til produksjonen i økonomien.

Figurene 40 og 41 viser at de nominelle boligprisene ser ut til å følge aggregert nominelt BNP i større grad enn realboligprisene ser ut til å følge den reelle produksjonen. Dette støtter opp om funnene fra regresjonsanalysene for hele perioden under ett. I disse er sammenhengen mellom endringer i nominelt BNP og nominelle boligpriser signifikant, mens sammenhengen mellom årlige endringer i de reelle størrelsene ikke er like signifikant. Dette betyr at en endring i nominelt BNP gir en endring i nominelle boligpriser, men at denne sammenhengen heller skyldes endringer i generelt prisnivå enn endringer i den underliggende realøkonomien. Vi kan anta at husholdningene over perioden, med unntak av årene fra 1900 til 1930, har brukt en relativt lik andel av nominell lønn på bolig, men at den reelle andelen har falt. På den ene siden kan dette komme av store forbedringer i produksjonsteknologi. På den andre siden kan dette tyde på at aktørene i boligmarkedet har en såkalt pengeillusjon, og at aktørene i markedet legger mer vekt på nominelle priser enn reelle priser.

I løpet av periodens første tiår ser man den første tydelige oppblåsningen i boligprisen. Frem til 1859 øker boligprisene kraftig, før de faller brått. Dette fallet kommer samtidig med den lokale Bergen-krisen i 1859, og kan komme av at Bergen er sterkt representert i boligprisdataene. Etter dette øker boligprisene jevnt og trutt, med høyere veksttakt enn BNP frem mot 1876. Mellom 1876 og 1890 er gjennomsnittsvæksten i boligprisen tilsvarende gjennomsnittsvæksten i BNP<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> For de nominelle størrelsene er gjennomsnittsvæksten på BNP null, det samme er gjennomsnittsvæksten for de nominelle boligprisene. I de reelle størrelsene er veksten henholdsvis 1,25 prosent og 1,28 prosent.

Samtidig viser boligprisindeksen, i motsetning til reelt BNP, store svingninger i perioden. Dette kan komme av at indeksen er bygget på bakgrunn av få observasjoner. Få observasjoner gjør at indeksen fanger opp variasjoner i kvaliteter ved boligene som er solgt i perioden, og større markedsbevegelser kommer derfor mindre til syne. Modellen som testes kan derfor tenkes å ikke fange opp en eventuell sammenheng mellom størrelsene.

Etter den lange depresjonen, som varte fra 1876 til 1896, gikk den norske økonomien inn i en høykonjunktur. Omlegging av pengepolitikken gav muligheter for mer ekspansiv pengepolitikk, noe som resulterte i fallende rente og en stor økning i pengemengden. Markedstilpassning i jordbruket og industrialisering i storbyene gav grobunn til stadig økende urbanisering, og dermed økt etterspørsel etter boliger i byene. Samtidig ble det i 1893 vedtatt en lov som skulle gjøre det vanskeligere å bygge i storbyene etter 1900. Stadig økende folketall i byene og den fremtidige reguleringen førte til forventninger om store gevinster ved investering i boligmarkedet, og dermed en formidabel byggeboom i byene. På denne tiden var boligmarkedet hovedsakelig et leiemarked, og kun fem prosent av boligene i Kristiania var bebodd av eierne. Krakket som fulgte i 1899, fikk stor innvirkning på leieprisene og derfor boligprisene i årene som kom. I 1910 var leieprisene i Oslo fortsatt rundt ti prosent under prisnivået i 1900 (Hanisch og Ryggvik 1992). I tillegg ble det i 1915 vedtatt en ny husleiereguleringslov som videre minsket interessen for å investere i utleiegårder. Alle disse hendelsene, samt etterkrigsdepresjonen i 1921, bidro til at realboligprisene falt i perioden 1899 til 1921. I samme periode økte reelt BNP, og det er derfor naturlig at man ikke finner noen sammenheng mellom de årlige endringene i reelle størrelser. Det man derimot finner er en sammenheng mellom sykelutslagene i de reelle størrelsene. Dette kan tyde på at relative endringer i reelt BNP gav seg uttrykk i relative endringer i realboligprisen, selv om dette ikke kommer frem i regresjonsmodellene.

I periodene som dekker mellomkrigstiden finner oppgaven sammenhenger mellom nominelle boligpriser og nominelt BNP, men ikke mellom realboligprisene og reelt BNP. Det er spesielt tre forhold ved perioden som kan antas å ha påvirket boligprisene: Deflasjonspolitikken, finansiell ustabilitet og lav vekst i boligprisene i periodene før. Under deflasjonspolitikken på 1920-tallet, sank det generelle prisnivået mer enn de nominelle boligprisene. Denne utviklingen gav en økning i realboligprisene. Det relativt lave fallet i nominelle boligpriser kan komme av at

boliggårder på denne tiden i stor grad var investeringsobjekt. Psykologiske sperrer mot realisering av tap sammenholdt med en pengeillusjon kan ha bidratt til å redusere prisfallet.

Nærsynthet blant investorer gjør at aktivapriser som ifølge teori burde øke eller minke i verdi ikke gjør det, fordi investorene tror at avkastningen i aktivaet vil bli slik det har vært før.<sup>5</sup> En heller laber utvikling i realboligprisene i perioden 1899 til 1921, og nærsynthet blant investorer i boligmarkedet, kan også ha gjort at forventningene om gevinst ved boligkjøp lave. Utover 1930-tallet ser man at boligprisene falt, selv om produksjonen og lønninger etter hvert tok seg opp.

Etter andre verdenskrig var boligmangel og bolignød ett av de største sosiale problemene, og derfor ble boligbygging en viktig politisk sak. Det ble også en politisk sak at alle skulle eie sin egen bolig. Den Norske Stats Husbank ble opprettet for å tilby finansieringsmuligheter for boligsøkere, og det ble vedtatt retningslinjer for regulering av boligpriser og omsetning av byggareal (Hodne og Grytten, 2002). Disse reguleringene ble med visse endringer opprettholdt helt frem til inngangen av 1980-tallet. I den første perioden etter andre verdenskrig gir ikke testene noen signifikant sammenheng mellom boligpriser og økonomiens utvikling. Den negative sammenhengen som finnes mellom størrelsene for reelt BNP og realboligprisene i perioden 1956-1982, er også vanskelig å forklare ut fra markedsteori og intuisjon. I perioden var det imidlertid strenge restriksjoner både på boligbygging, omsetning av boligareal, og finansiering av boliger. Bankenes utlån var sterkt regulert av staten, og mekanismen mellom økte lønninger og lånemuligheter ble derfor satt ut av spill. Økt produksjon, og derav økte lønninger, fikk dermed mindre mulighet til å påvirke boligprisene.

Resultatene for de to siste periodene blir spesielt interessante. I perioden 1982-1988 ble bolig- og finansmarkedet liberalisert, og etter dette ser man en sterkt signifikant sammenheng mellom de reelle størrelsene. Dette kommer også frem i figur 41. Liberaliseringen gjorde at boligprisen i

---

<sup>5</sup> Miles (2004) oppdager en nærsynthet– altså myopia – hos en del boligkjøpere i det moderne markedet. Ifølge hans forskning tar en del boligkjøpere utgangspunkt i at nåværende lave renter vil vare langt inn i framtiden. For mellomkrigstiden kan laber boligprisvekst i en tidligere periode ha gitt forventninger om lav avkastning, og fortsatt lav prisvekst.

denne perioden ble mer avhengig av realøkonomien. Samtidig ser man at boligprisen har svingt mer enn realproduksjonen. Dette kan tyde på at en oppgang i produksjon og lønn gir høyere boligpriser, som igjen gir forventninger om høyere pris og enda høyere prisvekst. Det samme skjer med negativt fortegn under nedgang. Dette er tegn på at boligmarkedet til en viss grad overreagerer på de signalene som gis i realøkonomien.

Denne forsterkningen av signalene kan også komme av at boligmarkedet etter hvert er blitt mer preget av boligenes luksusegenskaper. Etter hvert som velferdssamfunnet har vokst frem, har boligen gått fra å være et nødvendighetsgode, til å bli noe mer<sup>6</sup>. I gode tider har folk en større tilbøyelighet til å betale for luksus enn i dårlige tider, noe som forsterker utslaget i boligprisen.

---

<sup>6</sup> Chesire and Sheppard (1998) finner at enkelte egenskaper ved boliger kan anses som luksusegenskaper. Røed Larsen (2005) viser til sentralitet som en slik egenskap, og viser at sentrale leiligheter de siste årene har steget mye mer enn mindre sentrale.

## 8. Konklusjoner

Denne oppgaven startet med problemstillingen: Har norske konjunkturer påvirket norske boligpriser i perioden 1850-2004? Gjennom grafisk analyse, regresjonstester og analyse av historiske hendelser har oppgaven funnet at konjunktorene til en viss grad virker inn på boligprisene. Denne påvirkningen har imidlertid variert gjennom perioder.

Gjennom hele perioden finner oppgaven en tendens til at boligprisene følger den generelle prisutviklingen heller enn det reelle produksjonsnivået. Dette kan tyde på at boligkjøperne har en pengeillusjon, hvor nominelle verdier observeres lettere, og derfor oppfattes som viktigere enn de reelle verdiene.

Opgaven finner at konjunkturutslagene i økonomien kan forklare sykelutslagene i boligprisen bedre enn hva årlige endringer i BNP kan. Det er altså endringene i økonomiens produksjonsnivå relativt til trendveksten i økonomien som i størst grad påvirker boligprisutviklingen.

Opgaven finner tegn til at produksjonsnivået ikke umiddelbart virker inn på boligprisene, men at virkningen kommer litt senere. Det er imidlertid vanskelig å trekke konklusjoner på hvor langt dette lagget er på grunn av datafrekvensen i testene.

Selv om oppgaven i regresjonsanalysene finner svake eller ingen sammenhenger mellom reelt BNP og realboligprisen, er det vanskelig å påstå at realboligprisen på lang sikt skal være frikoblet fra den reelle produksjonen og de fundamentale forholdene i økonomien. Den historiske analysen viser like fullt at boligprisen på kort sikt er mer avhengig av andre forhold i økonomien enn produksjonsnivået. Reguleringer i boligmarkedet, endringer i demografi, kredittmarked, pengemengde eller lovverk og psykologiske effekter har alle stor innvirkning. I perioder hvor effektene har forsterket hverandre, eller markedsreguleringen var spesielt gjennomgripende, ser vi at sammenhengene mellom BNP og boligprisene er spesielt svak, eller ikke tilstede.

## Vedlegg 1

Regressjonsresultater for årlige endringer i realboligprisen forklart ved årlige endringer i reelt BNP.

Regressjonsmodell:

$$\Delta BP_{r,t} = \alpha + \beta_{r,t} \Delta BNP_{r,t} + \beta_{r,t-1} \Delta BNP_{r,t-1} + \beta_{r,t-2} \Delta BNP_{r,t-2} + \mu_t$$

| Observasjoner  | Konstantledd             | Beta                      | Beta                | Beta                      | R <sup>2</sup> | F-test                | DW   |
|----------------|--------------------------|---------------------------|---------------------|---------------------------|----------------|-----------------------|------|
| første - siste | $\alpha$                 | $\beta_{r,t}$             | $\beta_{r,t-1}$     | $\beta_{r,t-2}$           |                |                       |      |
| Antall         |                          |                           |                     |                           |                |                       |      |
| 1850 - 2004    | 0,521509<br>0,151        | 0,479555<br><u>0,022</u>  | -0,0900106<br>0,661 | 0,0920478<br>0,650        | 0,0357579      | 1,867<br>0,138        | 2,11 |
| 1850 - 1863    | 2,98397<br>0,144         | 0,379467<br>0,667         | -1,239300<br>0,198  | -1,035320<br>0,233        | 0,271664       | 1,243<br>0,345        | 2,76 |
| 1859 - 1872    | 3,5524<br>0,261          | 0,924699<br>0,484         | -1,169600<br>0,447  | -2,215760<br><u>0,070</u> | 0,331203       | 1,651<br>0,240        | 2,64 |
| 1868 - 1881    | -1,08654<br>0,626        | 0,112900<br>0,930         | -0,377044<br>0,769  | 2,346610<br><u>0,094</u>  | 0,256854       | 1,152<br>0,375        | 2,46 |
| 1877 - 1885    | 7,05181<br>0,188         | -6,006020<br><u>0,071</u> | 2,017040<br>0,275   | -2,005170<br>0,424        | 0,613891       | 2,650<br>0,160        | 1,51 |
| 1881 - 1888    | 4,38268<br>0,476         | -3,153510<br>0,265        | 4,144480<br>0,246   | 4,314390<br>0,269         | 0,485024       | 1,256<br>0,401        | 3,18 |
| 1884 - 1897    | 2,49485<br>0,438         | -1,321050<br>0,561        | 0,673006<br>0,801   | -0,777127<br>0,748        | 0,036948       | 0,128<br>0,941        | 2,84 |
| 1893 - 1907    | -0,45619<br>0,877        | 1,541150<br>0,346         | -0,681892<br>0,692  | 0,579621<br>0,753         | 0,088006       | 0,354<br>0,787        | 1,77 |
| 1903 - 1920    | -0,550742<br>0,610       | 0,708686<br>0,142         | 0,279687<br>0,434   | 0,496233<br>0,457         | 0,205222       | 1,205<br>0,344        | 2,47 |
| 1916 - 1923    | -0,779641<br>0,703       | 1,146950<br>0,215         | 0,085479<br>0,895   | 0,497259<br>0,583         | 0,408888       | 0,922<br>0,507        | 0,82 |
| 1919 - 1934    | 2,25696<br>0,102         | -0,128471<br>0,817        | -0,641482<br>0,170  | -0,417627<br>0,365        | 0,220255       | 1,130<br>0,376        | 1,62 |
| 1947 - 1960    | 1,05752<br>0,418         | -1,098160<br>0,394        | 0,624015<br>0,647   | 0,415960<br>0,707         | 0,097569       | 0,360<br>0,783        | 2,49 |
| 1956 - 1984    | 1,60623<br><u>0,100</u>  | -1,115660<br><u>0,044</u> | 0,553573<br>0,295   | -0,003551<br>0,995        | 0,179704       | 1,826<br>0,168        | 2,25 |
| 1980 - 1991    | -4,86977<br><u>0,074</u> | 0,748104<br>0,724         | 1,245870<br>0,586   | 3,722900<br>0,106         | 0,629491       | 4,531<br><u>0,032</u> | 2,01 |
| 1987 - 2004    | -4,03802<br><u>0,036</u> | 2,415270<br>0,166         | -1,290780<br>0,546  | 3,797540<br><u>0,048</u>  | 0,392720       | 3,018<br>0,065        | 1,18 |

Signifikansnivå for hver enkelt koeffisient og F-test er angitt inder koeffisienten. Skrift i kursiv tilsier at koeffisienten er signifikant på ti prosent signifikansnivå, underlinjet tilsier at koeffisienten er signifikant på fem prosent signifikansnivå.

## Vedlegg 2

Regressjonsresultater for årlige endringer i nominell boligpris forklart ved årlige endringer i nominelt BNP.

Regressjonsmodell:

$$\Delta BP_{n,t} = \alpha + \beta_{n,t} \Delta BNP_{n,t} + \beta_{n,t-1} \Delta BNP_{n,t-1} + \beta_{n,t-2} \Delta BNP_{n,t-2} + \mu_t$$

| Observasjoner | Antall | Konstantledd              | Beta                      |                           |                           | R <sup>2</sup> | F-test                | DW   |
|---------------|--------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------|-----------------------|------|
|               |        |                           | $\beta_{n,t}$             | $\beta_{n,t-1}$           | $\beta_{n,t-2}$           |                |                       |      |
| 1850 - 2004   | 155    | 0,543137<br><i>0,000</i>  | 0,22397<br><i>0,012</i>   | 0,0862549<br><i>0,382</i> | 0,163286<br><i>0,060</i>  | 0,12886        | 7,445<br><i>0,000</i> | 2,19 |
| 1850 - 1863   | 14     | 1,00256<br><i>0,510</i>   | 0,043976<br><i>0,936</i>  | -0,219837<br><i>0,735</i> | 0,222702<br><i>0,629</i>  | 0,025939       | 0,089<br><i>0,965</i> | 2,64 |
| 1859 - 1872   | 14     | 1,61972<br><i>0,337</i>   | 0,110782<br><i>0,904</i>  | -0,904813<br><i>0,361</i> | 0,221164<br><i>0,809</i>  | 0,084242       | 0,307<br><i>0,820</i> | 2,79 |
| 1868 - 1881   | 14     | -0,126238<br><i>0,816</i> | 0,349061<br><i>0,405</i>  | 0,186813<br><i>0,681</i>  | 0,590499<br><i>0,184</i>  | 0,338153       | 1,703<br><i>0,229</i> | 2,30 |
| 1877 - 1885   | 9      | 1,03822<br><i>0,378</i>   | -0,604612<br><i>0,398</i> | 0,798166<br><i>0,220</i>  | -0,238318<br><i>0,730</i> | 0,315097       | 7,668<br><i>0,560</i> | 2,33 |
| 1881 - 1888   | 8      | 1,26801<br><i>0,351</i>   | -0,567048<br><i>0,582</i> | 0,586364<br><i>0,547</i>  | -0,283702<br><i>0,718</i> | 0,144218       | 0,225<br><i>0,875</i> | 3,24 |
| 1884 - 1897   | 14     | 0,680574<br><i>0,388</i>  | -0,332818<br><i>0,638</i> | 0,167121<br><i>0,840</i>  | 0,510108<br><i>0,472</i>  | 0,110832       | 0,416<br><i>0,746</i> | 2,97 |
| 1893 - 1907   | 15     | 0,167052<br><i>0,827</i>  | 2,147070<br><i>0,018</i>  | -2,256510<br><i>0,040</i> | 0,923147<br><i>0,265</i>  | 0,420848       | 2,664<br><i>0,100</i> | 2,50 |
| 1903 - 1920   | 18     | 0,511363<br><i>0,004</i>  | 0,106256<br><i>0,417</i>  | 0,219556<br><i>0,163</i>  | 0,155886<br><i>0,239</i>  | 0,510587       | 4,869<br><i>0,016</i> | 2,85 |
| 1916 - 1923   | 8      | 0,528976<br><i>0,029</i>  | 0,455221<br><i>0,014</i>  | -0,135172<br><i>0,291</i> | 0,159905<br><i>0,199</i>  | 0,827142       | 6,380<br><i>0,053</i> | 2,20 |
| 1919 - 1934   | 16     | 0,734872<br><i>0,001</i>  | 0,373634<br><i>0,005</i>  | -0,131996<br><i>0,242</i> | 0,023487<br><i>0,822</i>  | 0,515687       | 4,259<br><i>0,029</i> | 2,89 |
| 1947 - 1960   | 14     | 1,54349<br><i>0,076</i>   | -0,475698<br><i>0,263</i> | 0,206396<br><i>0,624</i>  | -0,198542<br><i>0,628</i> | 0,141589       | 0,550<br><i>0,660</i> | 2,98 |
| 1956 - 1984   | 29     | 0,290549<br><i>0,331</i>  | 0,032165<br><i>0,878</i>  | 0,352215<br><i>0,080</i>  | 0,330844<br><i>0,119</i>  | 0,250738       | 2,789<br><i>0,061</i> | 1,66 |
| 1980 - 1991   | 12     | -1,75341<br><i>0,202</i>  | 0,277504<br><i>0,782</i>  | 1,335650<br><i>0,332</i>  | 1,528450<br><i>0,171</i>  | 0,447331       | 2,158<br><i>0,171</i> | 1,43 |
| 1987 - 2004   | 18     | -0,303958<br><i>0,813</i> | 1,008210<br><i>0,141</i>  | -0,131301<br><i>0,820</i> | 0,405643<br><i>0,528</i>  | 0,149233       | 0,819<br><i>0,505</i> | 1,05 |



### Vedlegg 3

Regressjonsresultater for sykkelutslaget i realboligprisen forklart ved sykkelutslaget i reelt BNP.

Regressjonsmodell:

$$cBP_{r,t} = \alpha + \beta_{c,t}cBNP_{r,t} + \beta_{c,t-1}cBNP_{r,t-1} + \beta_{c,t-2}cBNP_{r,t-2} + \mu_t$$

| Observasjoner  | Konstantledd       | Beta               | Beta                | Beta               | R <sup>2</sup> | F-test          | DW   |
|----------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|----------------|-----------------|------|
| første - siste | $\alpha$           | $\beta_{c,t}$      | $\beta_{c,t-1}$     | $\beta_{c,t-2}$    |                |                 |      |
| Anall          |                    |                    |                     |                    |                |                 |      |
| 1850 - 2004    | 0,0520904<br>0,836 | 0,633103<br>0,007  | 0,00990364<br>0,971 | 0,303436<br>0,184  | 0,0924812      | 5,129<br>0,002  | 1,1  |
| 1850 - 1863    | 2,06638            | 0,041888           | -1,134050           | 0,039419           | 0,151274       | 0,594           | 1,75 |
| 1859 - 1872    | 2,74963<br>0,106   | 0,778057<br>0,965  | -0,479240<br>0,257  | -2,069250<br>0,963 | 0,242865       | 0,633<br>1,069  | 1,56 |
| 1868 - 1881    | 0,143<br>-0,781336 | 0,573<br>0,138715  | 0,723<br>-0,203853  | 0,143<br>1,841370  | 0,299197       | 0,405<br>1,423  | 1,33 |
| 1877 - 1885    | 0,517<br>0,699082  | 0,900<br>-2,952110 | 0,875<br>2,106880   | 0,112<br>1,142300  | 0,568465       | 0,293<br>2,196  | 1,44 |
| 1881 - 1888    | 0,716<br>4,6127    | 0,180<br>-3,882240 | 0,311<br>4,465950   | 0,486<br>-4,240380 | 0,617923       | 0,207<br>2,156  | 3,18 |
| 1884 - 1897    | 0,069<br>2,04641   | 0,093<br>0,016852  | 0,089<br>-2,480440  | 0,094<br>1,397310  | 0,140675       | 0,236<br>0,546  | 1,69 |
| 1893 - 1907    | 0,313<br>-0,300246 | 0,993<br>1,747710  | 0,387<br>-0,457596  | 0,546<br>0,025226  | 0,208982       | 0,662<br>0,969  | 1,39 |
| 1903 - 1920    | 0,791<br>-1,34094  | 0,207<br>0,980608  | 0,801<br>0,458600   | 0,986<br>0,900371  | 0,509470       | 0,442<br>4,850  | 1,27 |
| 1916 - 1923    | 0,059<br>-1,03548  | 0,056<br>1,103080  | 0,377<br>0,189534   | 0,092<br>0,691880  | 0,340387       | 0,016<br>0,688  | 1,04 |
| 1919 - 1934    | 0,517<br>0,254079  | 0,243<br>0,406932  | 0,778<br>-0,085829  | 0,406<br>0,409494  | 0,050045       | 0,605<br>0,211  | 1,01 |
| 1947 - 1960    | 0,848<br>0,961685  | 0,582<br>-0,633670 | 0,873<br>1,396090   | 0,495<br>-0,719071 | 0,077474       | 0,887<br>0,280  | 1,77 |
| 1956 - 1984    | 0,524<br>1,73203   | 0,690<br>1,364440  | 0,401<br>0,965030   | 0,508<br>0,228796  | 0,196741       | 0,839<br>2,041  | 1,00 |
| 1980 - 1991    | 0,030<br>-5,15765  | 0,038<br>1,738940  | 0,585<br>0,524877   | 0,721<br>3,907670  | 0,551852       | 0,134<br>3,284  | 0,67 |
| 1987 - 2004    | 0,103<br>-4,68849  | 0,600<br>1,297950  | 0,904<br>0,020838   | 0,297<br>4,361010  | 0,716564       | 0,079<br>11,800 | 0,87 |
|                | 0,001              | 0,528              | 0,994               | 0,036              |                | 0,000           |      |

## Vedlegg 4

Regressjonsresultater for sykelutslaget i nominell boligpris forklart ved sykelutslaget i nominelt BNP.

Regressjonsmodell:

$$cBP_{n,t} = \alpha + \beta_{cni} cBNP_{n,t} + \beta_{cni-1} cBNP_{n,t-1} + \beta_{cni-2} cBNP_{n,t-2} + \mu_t$$

| Observasjoner | Antall | Konstantledd               | Beta                       | Beta                       | Beta                      | R <sup>2</sup> | F-test                 | DW   |
|---------------|--------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------|------------------------|------|
|               |        | $\alpha$                   | $\beta_{cni}$              | $\beta_{cni-1}$            | $\beta_{cni-2}$           |                |                        |      |
| 1850 - 2004   | 155    | 0,515384<br><i>0,000</i>   | 0,3151<br><i>0,002</i>     | -0,0107765<br><i>0,937</i> | 0,179556<br><i>0,080</i>  | 0,188405       | 11,68<br><i>0,000</i>  | 1,02 |
| 1850 - 1863   | 14     | 0,157325<br><i>0,660</i>   | 0,548118<br><i>0,281</i>   | -0,783204<br><i>0,264</i>  | 1,101560<br><i>0,042</i>  | 0,455804       | 2,792<br><i>0,005</i>  | 2,63 |
| 1859 - 1872   | 14     | -0,0281939<br><i>0,976</i> | 0,840301<br><i>0,335</i>   | 1,238120<br><i>0,229</i>   | 1,417030<br><i>0,120</i>  | 0,238324       | 1,043<br><i>0,415</i>  | 2,63 |
| 1868 - 1881   | 14     | 0,0826868<br><i>0,721</i>  | 0,025239<br><i>0,380</i>   | 0,334585<br><i>0,392</i>   | 0,496264<br><i>0,103</i>  | 0,745161       | 9,747<br><i>0,002</i>  | 1,78 |
| 1877 - 1885   | 9      | 0,558299<br><i>0,457</i>   | -0,480003<br><i>0,494</i>  | 0,988935<br><i>0,208</i>   | -0,069503<br><i>0,919</i> | 0,499746       | 1,665<br><i>0,288</i>  | 1,73 |
| 1881 - 1888   | 8      | 1,0291<br><i>0,158</i>     | -0,430695<br><i>0,636</i>  | 0,877474<br><i>0,469</i>   | 0,497680<br><i>0,541</i>  | 0,170365       | 0,274<br><i>0,842</i>  | 3,07 |
| 1884 - 1897   | 14     | 0,840523<br><i>0,177</i>   | -0,0722677<br><i>0,923</i> | -0,347842<br><i>0,719</i>  | 0,557832<br><i>0,434</i>  | 0,149943       | 0,588<br><i>0,842</i>  | 1,67 |
| 1893 - 1907   | 15     | 0,769801<br><i>0,032</i>   | 1,747380<br><i>0,043</i>   | -1,757380<br><i>0,183</i>  | 0,237915<br><i>0,750</i>  | 0,485047       | 3,454<br><i>0,055</i>  | 1,46 |
| 1903 - 1920   | 18     | 0,661147<br><i>0,000</i>   | 0,274183<br><i>0,118</i>   | 0,122112<br><i>0,697</i>   | -0,062688<br><i>0,760</i> | 0,647355       | 8,567<br><i>0,002</i>  | 1,16 |
| 1916 - 1923   | 8      | 0,496492<br><i>0,016</i>   | 0,479734<br><i>0,011</i>   | -0,117190<br><i>0,349</i>  | 0,143907<br><i>0,159</i>  | 0,855981       | 7,925<br><i>0,037</i>  | 1,59 |
| 1919 - 1934   | 16     | 0,571035<br><i>0,000</i>   | 0,448067<br><i>0,000</i>   | 0,116860<br><i>0,147</i>   | 0,099265<br><i>0,156</i>  | 0,832081       | 19,820<br><i>0,000</i> | 2,66 |
| 1947 - 1960   | 14     | 0,968469<br><i>0,002</i>   | -0,151004<br><i>0,677</i>  | 0,355785<br><i>0,422</i>   | -0,171596<br><i>0,637</i> | 0,067153       | 0,240<br><i>0,867</i>  | 2,15 |
| 1956 - 1984   | 29     | 0,315528<br><i>0,269</i>   | 0,124161<br><i>0,693</i>   | 0,350496<br><i>0,341</i>   | 0,195897<br><i>0,538</i>  | 0,200829       | 2,094<br><i>0,126</i>  | 0,52 |
| 1980 - 1991   | 12     | -1,03295<br><i>0,579</i>   | -1,573690<br><i>0,515</i>  | 1,095720<br><i>0,570</i>   | 2,560680<br><i>0,113</i>  | 0,529942       | 3,006<br><i>0,005</i>  | 1,19 |
| 1987 - 2004   | 18     | -2,35732<br><i>0,032</i>   | 2,316730<br><i>0,021</i>   | -0,445372<br><i>0,671</i>  | 1,492470<br><i>0,093</i>  | 0,465714       | 4,068<br><i>0,028</i>  | 0,82 |

## Vedlegg 5

Beregninger for å finne referansesykkel.

| BNP    |  | Indeks 1850=100 |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |        |        |        |        |
|--------|--|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|
| Toppår |  | 1846            | 1851  | 1855  | 1860  | 1867  | 1876  | 1880  | 1884  | 1893  | 1902  | 1916  | 1920  | 1930  | 1957   | 1980   | 1987   | 2002   |
| f-3    |  | 90,2            | 93,4  | 107,4 | 119,1 | 155,7 | 196,7 | 217,8 | 220,9 | 256,6 | 310,6 | 450,0 | 452,7 | 622,6 | 1588,0 | 4079,1 | 5137,6 | 8250,9 |
| f-2    |  | 92,9            | 96,7  | 113,4 | 125,1 | 164,2 | 204,2 | 210,1 | 220,5 | 259,0 | 314,5 | 459,3 | 434,5 | 650,0 | 1623,1 | 4221,4 | 5404,7 | 8485,0 |
| f-1    |  | 98,1            | 100,0 | 117,8 | 129,8 | 167,3 | 210,2 | 212,0 | 219,6 | 264,0 | 322,3 | 479,5 | 509,0 | 711,5 | 1709,7 | 4410,6 | 5599,3 | 8716,3 |
| f      |  | 101,1           | 107,4 | 125,4 | 136,3 | 171,4 | 216,1 | 218,8 | 223,6 | 271,0 | 327,3 | 498,1 | 542,4 | 765,1 | 1761,2 | 4628,9 | 5714,3 | 8812,7 |
| f+1    |  | 98,1            | 107,4 | 124,6 | 133,9 | 171,2 | 217,8 | 220,9 | 225,6 | 272,6 | 325,2 | 452,7 | 489,8 | 705,3 | 1761,2 | 4673,6 | 5711,9 | 8845,7 |
| f+2    |  | 93,4            | 113,4 | 119,1 | 146,5 | 177,8 | 210,1 | 220,5 | 226,9 | 275,9 | 325,8 | 434,5 | 542,4 | 740,4 | 1835,5 | 4683,3 | 5766,5 | 9103,6 |
| f+3    |  | 96,7            | 117,8 | 125,1 | 148,4 | 177,3 | 212,0 | 219,6 | 229,7 | 283,8 | 328,3 | 509,0 | 557,0 | 758,9 | 1938,7 | 4851,0 | 5886,7 |        |

| BNP    |  | Observasjoner, normalisert i forhold til toppunkt. Toppunkt = 1 |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|--------|--|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Toppår |  | 1846  | 1851   | 1855   | 1860   | 1867   | 1876   | 1880   | 1884   | 1893   | 1902   | 1916   | 1920   | 1930   | 1957   | 1980   | 1987   | 2002   |
| f-3    |  | 0,8919  | 0,8702 | 0,8562 | 0,8738 | 0,9088 | 0,9103 | 0,9953 | 0,9880 | 0,9467 | 0,9490 | 0,9035 | 0,8346 | 0,8137 | 0,9016 | 0,8812 | 0,8991 | 0,9035 |
| f-2    |  | 0,9189  | 0,9008 | 0,9042 | 0,9179 | 0,9582 | 0,9447 | 0,9604 | 0,9862 | 0,9559 | 0,9609 | 0,9222 | 0,8011 | 0,8496 | 0,9215 | 0,9120 | 0,9458 | 0,9249 |
| f-1    |  | 0,9703  | 0,9313 | 0,9590 | 0,9519 | 0,9759 | 0,9725 | 0,9689 | 0,9825 | 0,9741 | 0,9849 | 0,9627 | 0,9384 | 0,9299 | 0,9707 | 0,9528 | 0,9799 | 0,9632 |
| f      |  | 1,0000  | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 |
| f+1    |  | 0,9703  | 1,0000 | 0,9935 | 0,9820 | 0,9988 | 1,0076 | 1,0094 | 1,0092 | 1,0061 | 0,9937 | 0,9089 | 0,9030 | 0,9218 | 1,0000 | 1,0097 | 0,9996 | 1,0037 |
| f+2    |  | 0,9243  | 1,0560 | 0,9999 | 1,0742 | 1,0373 | 0,9723 | 1,0075 | 1,0148 | 1,0183 | 0,9956 | 0,8725 | 1,0000 | 0,9677 | 1,0422 | 1,0118 | 1,0091 | 0,9992 |
| f+3    |  | 0,9567  | 1,0967 | 0,9978 | 1,0882 | 1,0348 | 0,9809 | 1,0038 | 1,0277 | 1,0472 | 1,0031 | 1,0220 | 1,0270 | 0,9919 | 1,1008 | 1,0480 | 1,0302 | 1,0285 |

| Boligpriser |  | Indeks 1850=100 |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
|-------------|--|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Toppår      |  | 1846            | 1851  | 1855  | 1860  | 1867  | 1876  | 1880  | 1884  | 1893  | 1902  | 1916  | 1920  | 1930  | 1957  | 1980  | 1987  | 2002  |
| f-3         |  | 117,6           | 86,4  | 106,0 | 128,2 | 121,2 | 178,9 | 226,9 | 242,3 | 262,1 | 423,5 | 352,2 | 280,1 | 283,6 | 183,8 | 286,4 | 371,2 | 518,1 |
| f-2         |  | 87,6            | 89,2  | 121,2 | 140,5 | 141,7 | 205,9 | 273,5 | 246,6 | 283,6 | 361,2 | 372,9 | 228,0 | 313,9 | 235,4 | 295,6 | 376,6 | 578,5 |
| f-1         |  | 88,2            | 100,0 | 109,6 | 168,4 | 156,6 | 208,6 | 262,2 | 245,7 | 298,5 | 358,6 | 317,2 | 228,4 | 334,4 | 231,1 | 302,9 | 457,0 | 604,7 |
| f           |  | 118,7           | 116,1 | 117,9 | 136,6 | 162,4 | 233,2 | 229,7 | 229,7 | 357,8 | 380,9 | 307,6 | 216,2 | 327,3 | 226,9 | 298,0 | 517,2 | 636,9 |
| f+1         |  | 72,9            | 106,0 | 118,6 | 124,2 | 133,4 | 226,9 | 242,3 | 278,6 | 339,0 | 382,4 | 280,1 | 195,5 | 353,2 | 230,4 | 341,5 | 483,0 | 632,8 |
| f+2         |  | 86,4            | 121,2 | 128,2 | 130,8 | 154,4 | 273,5 | 246,6 | 258,2 | 363,5 | 362,7 | 228,0 | 243,7 | 359,9 | 216,7 | 374,8 | 398,9 | 723,9 |
| f+3         |  | 89,2            | 109,6 | 140,5 | 134,1 | 166,6 | 262,2 | 245,7 | 280,3 | 391,9 | 328,6 | 228,4 | 265,2 | 368,9 | 230,8 | 364,6 | 368,1 |       |

| Boligpriser |  | Observasjoner, normalisert i forhold til toppunkt. Toppunkt = 1 |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-------------|--|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Toppår      |  | 1846  | 1851   | 1855   | 1860   | 1867   | 1876   | 1880   | 1884   | 1893   | 1902   | 1916   | 1920   | 1930   | 1957   | 1980   | 1987   | 2002   |
| f-3         |  | 0,9904  | 0,7441 | 0,8993 | 0,9386 | 0,7462 | 0,7673 | 0,9878 | 1,0549 | 0,7326 | 1,1119 | 1,1450 | 1,2955 | 0,8665 | 0,8104 | 0,9614 | 0,7177 | 0,8134 |
| f-2         |  | 0,7377  | 0,7686 | 1,0278 | 1,0285 | 0,8725 | 0,8829 | 1,1905 | 1,0734 | 0,7927 | 0,9483 | 1,2123 | 1,0547 | 0,9591 | 1,0376 | 0,9922 | 0,7283 | 0,9388 |
| f-1         |  | 0,7429  | 0,8614 | 0,9298 | 1,2332 | 0,8410 | 0,8946 | 1,1415 | 1,0693 | 0,8341 | 0,9415 | 1,0312 | 1,0562 | 1,0218 | 1,0189 | 1,0167 | 0,8836 | 0,9687 |
| f           |  | 1,0000  | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 |
| f+1         |  | 0,6140  | 0,9134 | 1,0059 | 0,9096 | 0,8214 | 0,9732 | 1,0548 | 1,2128 | 0,9476 | 1,0039 | 0,9106 | 0,9043 | 1,0791 | 1,0158 | 1,1462 | 0,9339 | 0,9935 |
| f+2         |  | 0,7278  | 1,0440 | 1,0873 | 0,9576 | 0,9506 | 1,1729 | 1,0734 | 1,1241 | 1,0158 | 0,9523 | 0,7414 | 1,1272 | 1,0998 | 0,9552 | 1,2580 | 0,7713 | 1,1365 |
| f+3         |  | 0,7517  | 0,9444 | 1,1914 | 0,9822 | 1,0254 | 1,1246 | 1,0693 | 1,2203 | 1,0953 | 0,8627 | 0,7424 | 1,2267 | 1,1272 | 1,0173 | 1,2238 | 0,7117 | 1,0198 |

# Litteratur

## Artikler:

**Andersen, Arne** (2001): ”Høykonjunktur på boligmarkedet: Unge er ikke blitt presset ut.”, *Økonomiske analyser* 5/2001, (s 23 – 27), Statistisk Sentralbyrå

**Benedictow, Andreas og Per Richard Johansen** (2005): ”Prognoser for internasjonal økonomi. Står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning?”, Prognoser for internasjonal økonomi, *Økonomiske analyser* 2/2005, s 13-20, Statistisk sentralbyrå

**Borio, Claudio og P. Mc Guire** (2004), “Twin peaks in equity and housing prices?”, *Quarterly Review*, Mars 2004,. Bank for International Settlements

**Bjørnland, H.C.** (2004): “Produksjonsgapet i Norge – en sammenligning av beregningsmetoder”, *Penger og kreditt*, nr 4, 32, 199 -209

**Canova, Fabio** (1998): “Detrending and business cycle facts”, *Journal of monetary economics*, Vol 41 (3) 1998 (s 475-512)

**Case, Karl E, John M. Quigley and Robert J Shiller** (2005): “Comparing wealth effects: The stock market vs. the housing market”, *Advances in Macroeconomics*, Vol 4, Issue 1, 2005

**Cheshire, P. og S. Sheppard** (1998): “Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighbourhood Characteristics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 60: 3, pp. 357 - 377.

**Davis, Morris A og Jonathan Heathcoate** (2005): “Housing and the business cycle”, *International economic review*, Vol 46, No.3, August 2005

**Edvinnsson, Rodney** (2005): “ Den svenska konjunkturcykeln 1700-2000”, *Ekonomisk debatt*, nr 8, 2005, årgang 33 (s 16 – 29)

**Eitrheim, Ø. og S. Erlandsen** (2004): ”House price indices for Norway 1819-2003” (I: *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003*, Red: Eitrheim, Ø, J. T. Klovland og J.F. Qvigstad, Norges Bank Occasional Papers no. 35, Oslo 2004, kapittel 9, s349-376.)  
<[http://www.norges-bank.no/stat/historiske\\_data/en/hms/](http://www.norges-bank.no/stat/historiske_data/en/hms/)>

**Fjærli, Erik** (2006): “Risiko i boligmarkedet”, *Økonomiske analyser* 5/2006, Statistisk Sentralbyrå

**Husebø, Tore Anders og Bjørn Roger Wilhelmsen** (2005), “Norwegian Business Cycles 1982-2003”, Staff Memo No 2005/2, Economics department, Norges Bank

**Grytten, Ola Honningdal (2004):** “A Consumer Price Index for Norway 1516-2003”, (I: *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003*, Red: Eitrheim, Ø, J. T. Klovland og J.F. Qvigstad, Norges Bank Occasional Papers no. 35, Oslo 2004, kapittel 3, s47-98.)  
<[http://www.norges-bank.no/stat/historiske\\_data/en/hms/](http://www.norges-bank.no/stat/historiske_data/en/hms/)>

**Grytten, Ola Honningdal (2004):** “The gross domestic product for Norway 1830–2003”, (I: *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003*, Red: Eitrheim, Ø, J. T. Klovland og J.F. Qvigstad, Norges Bank Occasional Papers no. 35, 2004, kapittel 6, s241 - 288.)  
<[http://www.norges-bank.no/stat/historiske\\_data/en/hms/](http://www.norges-bank.no/stat/historiske_data/en/hms/)>

**Koenig, Even F. (2002):** “Using the Purchasing Managers Index to assess the economy’s strength and the likely direction on monetary policy”, *Economic & Financial Policy Review*, Volume 1, Number 6, 2002, Federal Reserve Bank of Dallas.

**Kydland, Finn E, og Edward C. Prescott (1990):** “Business Cycles: Real Facts and a monetary myth.”, *Quarterly Review*, Spring 1990, Federal Reserve Bank og Minneapolis

**Langbraathen, Nina (2001):** ”Formuespriser- konsekvenser for pengepolitikken?”, *Penger og kreditt* 4/2001 (s.198-205)

**Lucas, Robert E Jr (1977):** ”Understanding Business Cycles” ( I: *Stabilization of the domestic and international economy*, Red: Karl Brunner og Allan Meltzer, Carnegie-Rochester Conference series on public policy 5; s 7 – 21)

**Løwe, Torkil (2001):** ”Boligkonsum og husholdningsstruktur, livsfase og generasjonsendringer i perioden 1973 – 1997”, *Rapporter* 2001/24, Statistisk Sentralbyrå

**Løwe, Torkil (2002):** ”Boligkonsum etter alder og kohort, analyser av boforholdsundersøkelsene 1967-1997”, *Notater* 2002/66, Statistisk sentralbyrå

**Mitchell, Wesley C (1927):** “Business Cycles: The problem and its setting”, *National Bureau of Economic Research*, 1927, definisjon tatt fra s.468

**OECD (2004):** “Housing prices, wealth and the business cycle”, *OECD Economic outlook* 75, kapittel IV, 2004

**OECD (2004):** “The Contribution of Housing Markets to Cyclical Resilience”, *OECD Economic Studies* No. 38, 2005, vol. 2004, no. 1, pp. 170 - 213

**Rabl, Georg (2005):** ”Praktisk bruk av et HP-filer”, *Notater i kurset Konjunkturanalyse*; FIE 403, Norges Handelshøyskole, 2005

**Riiser, Magdalena D. (2005):** ”Boligpriser, aksjekurser og kreditt – hva sier de om bankkriser? En historisk analyse på norske data”, *Penger og kreditt* 2/2005 (s 98 – 106)

**Røed Larsen, Erling og Dag Einar Sommervoll** (2004): "Boligprisene i Oslo på 1990-tallet. *Økonomiske analyser*", 2/2004, (s 17-22), Statistisk sentralbyrå

**Røed Larsen** (2005): "Boligprisens utvikling", *Økonomiske analyser* 5/2005, (s 26 – 33), Oslo, Statistisk sentralbyrå

**Tsatsaronis, K. og H. Zhu** (2004), "What drives house price dynamics: Cross-country evidence", *Quarterly Review*, Mars 2004,. Bank for International Settlements

## Bøker

**Brooks, Chris** (2002), *Introductory econometrics for finance*, Cambridge University Press.

**Hodne, Fritz, og Ola Honningdal Grytten** (2000): *Norsk økonomi i det 19. århundre*, Fagokforlaget, Bergen.

**Hodne, Fritz, og Ola Honningdal Grytten** (2002): *Norsk økonomi i det 20. århundre*, Fagokforlaget, Bergen.

**Keller, Gerald og Brian Warrack** (2003): *Statistics for management and economics*, International student edition, 6<sup>th</sup> edition, Thomson, Brooks/Cole, Duxbury

**Mitchell, Wesley C og Arthur F Burns** (1946): "*Measuring Business Cycles*", National Bureau of Economic research.

**Steigum, Erling** (2005), *Moderne Makroøkonomi*, Gyldendal Akademiske, Kapittel 9.4: "Investeringssetterspørsel i et konjunkturperspektiv"

**Sørensen, P.B. og H.J. Whitta-Jacobsen** (2005): *Introducing Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Publishing Company, Kapittel 14, "The economy in the short run – some facts about business cycles".

## Taler

**Bjørnland, Hilde Christiane** (2002): Moderne konjunkturforskning i et historisk lys. Er konjunktursvingninger like reelle som før?, Det 24. forskermøtet for økonomer – Plenum 1, 7.januar 2002; < <http://www.oekonomi.uio.no/div/debatt/cycles.pdf>>

## Tabeller og statistikk fra Statistisk Sentralbyrå (SSB)

... Nå telte han deg og! Folke- og boligtellinger ved tre århundreskifter

<<http://www.ssb.no/fob2001/utstilling/resultater.html> >

### Folketellingen 1920:

Boligstatistikk – byer (1920), Syvende hefte,:

<[http://www.ssb.no/histstat/nos/nos\\_vii\\_98.pdf](http://www.ssb.no/histstat/nos/nos_vii_98.pdf) >

### Boligstatistikk, per 1. januar 2006:

Tabell 1: Antall boliger i Norge, etter bygningstype og fylke, 1. januar 2006;

<<http://www.ssb.no/emner/10/09/boligstat/tab-2006-12-20-01.html>>

Tabell 4: Antall boliger i Norge, etter byggeår og fylke, 1. januar 2006;

<<http://www.ssb.no/emner/10/09/boligstat/tab-2006-12-20-04.html> >